

L'efficienza nella fornitura dei servizi idrici in Italia

Domenico Suppa

29 novembre 2013

Indice

	Pagina
Introduzione	1
Cap. 1: La regolamentazione tariffaria del SII italiano	
1.1 L'incentivazione dell'efficienza	3
1.2 La regolamentazione delle tariffe: il <i>price-cap</i>	3
1.3 Il metodo normalizzato nel SII	5
Cap. 2: Le metodologie per la stima dell'efficienza	
2.1 La rappresentazione della tecnologia di produzione	9
2.2 La misura dell'efficienza dei costi di produzione	13
2.3 Frontiere parametriche OLS e COLS	14
2.4 Frontiere stocastiche (SFA): dalla produzione ai costi	16
2.5 La distribuzione dell'errore composito nella SFA dei costi	18
2.7 Stima dell'efficienza delle singole DMUs nella SFA	22
2.8 Frontiere non parametriche: DEA e SDEA	24
2.9 La rimozione degli outliers	27
2.10 Stima dei costi efficienti e regolamentazione tariffaria	29
Cap. 3: La stima dell'efficienza del SII italiano	
3.1 Evidenze e carenze informative del settore idrico	32
3.2 Le stime dell'efficienza del SII	33
3.3 Descrizione dei dati della Banca D'Italia	37
3.4 L'efficienza dei costi operativi rispetto alla frontiera COLS	45
3.5 L'efficienza dei costi operativi rispetto alla frontiera stocastica	50
3.6 L'efficienza dei costi operativi con la DEA	62
Cap. 4: La legge Galli e le reti idriche, un tentativo di valutazione	
4.1 Le fonti informative sullo stato delle reti idriche	72
4.2 L'andamento degli investimenti nel SII: l'approccio <i>DID</i>	73
4.3 Note conclusive	79
Elenco delle figure	80
Elenco delle tabelle	81

Introduzione

Questa tesi nasce con lo scopo principale di verificare se la regolamentazione del settore idrico può essere maggiormente orientata ad una significativa riduzione dei costi operativi di gestione. Il processo di riforma del Servizio Idrico Integrato italiano (SII), avviato dalla Legge Galli nel 1994, ha portato all'istituzione (non ancora ultimata) di un regime tariffario simile al *price-cap*. Nello schema regolatorio attuale viene recepito l'approccio teorico della *nuova economia della regolamentazione* (Laffont, 1994), secondo la quale è necessario un sistema di incentivi per rendere più efficiente la gestione dell'impresa alla quale è concesso di operare in condizioni di monopolio naturale. A tale scopo, il metodo tariffario adottato per il SII italiano prevede, nel computo della tariffa, un coefficiente (detto *fattore-X*) di efficientamento (riduzione) dei costi riconosciuti al gestore e coperti dalla tariffa. Il margine operativo conseguito dal gestore dovrebbe (nelle intenzioni dichiarate del legislatore) consentire tra l'altro un rilancio degli investimenti nelle infrastrutture idriche. L'incentivazione tariffaria dovrebbe, però, in primo luogo, supplire alla spinta naturale all'efficienza a cui è sottoposta l'impresa che, in condizioni concorrenziali, persegue l'obiettivo del massimo profitto.

L'analisi dell'efficienza dei costi operativi proposta nella tesi consente di individuare possibili margini per la riduzione di tali costi, anche tenendo conto dei differenti assetti proprietari e della condizione di monouility o multiutility del gestore. A tal fine, sono state adottate diverse metodologie di analisi dell'efficienza dei costi (COLS, SFA, DEA e SDEA) e gli esiti sono risultati *robusti* rispetto ai diversi approcci. Quella che emerge dalla tesi è una regolazione tariffaria poco "stringente", e ciò è in linea con i risultati dei contributi recenti di autorevoli autori [v. ad es. [Abrate et al. \(2011\)](#)]. Inoltre nella tesi viene valutato l'impatto della riforma riguardo agli interventi infrastrutturali per il mantenimento e il miglioramento della rete idrica (uno degli obiettivi della riforma), utilizzando come *proxy* le perdite di rete. Anche in questo caso i risultati non hanno evidenziato una tendenza al miglioramento delle condizioni delle reti idriche.

I dati raccolti per condurre le citate indagini empiriche hanno richiesto un considerevole impegno, considerata l'esiguità delle fonti informative dedicate al SII e disponibili attualmente in Italia.

Eppure questa disattenzione non può essere giustificata. L'acqua è indispensabile per la vita biologica e, per l'uomo, in particolare, è un bene necessario, senza sostituti. La domanda dei servizi idrici tende ad essere sostanzialmente rigida, presentando

un'evoluzione temporale in larga parte determinata dalle dinamiche demografiche. L'offerta è caratterizzata dal monopolio naturale su base territoriale con costi fissi di produzione molto elevati e legati agli investimenti in infrastrutture che presentano un elevato grado di rischiosità. I servizi idrici sono anche inputs essenziali per gli altri settori produttivi, quindi il loro costo d'accesso assume rilievo per l'intero sistema economico.

Date le caratteristiche del settore idrico, e in particolare, come si è detto, l'assenza di competizione dal lato dell'offerta, è necessario l'intervento pubblico per limitare il potere di mercato dei produttori, stabilire adeguati standard di servizio e promuovere guadagni di efficienza che vadano a beneficio dell'utenza.

Purtroppo, i sistemi informativi che dovrebbero supportare questa, ed altre, modalità di regolamentazione risultano ancora estremamente carenti.¹

Inoltre, l'eterogeneità delle gestioni rende particolarmente difficile la valutazione comparata dei risultati conseguiti o conseguibili.

Nel seguito, a partire dal primo capitolo, sono esposte le principali caratteristiche del metodo di regolamentazione tariffaria noto come *price-cap* e le modalità con le quali è stato introdotto nel settore idrico italiano.

Nel secondo capitolo sono trattate le tecniche più consolidate nella prassi per misurare l'efficienza di generiche unità decisionali e, in particolare, il loro proficuo impiego in ausilio alla regolamentazione del settore idrico.

Il terzo capitolo è dedicato alla misura dell'efficienza nella gestione dei servizi idrici in Italia, cominciando dalla letteratura sul tema e procedendo all'elaborazione delle stime. Riguardo a queste ultime, i dati utilizzati provengono da una survey campionaria condotta dalla Banca d'Italia nel 2007.²

Nel quarto capitolo sono stati utilizzati i dati ottenuti dall'integrazione di diverse fonti ISTAT e CONVIRI e necessari per una valutazione dello stato delle reti idriche a seguito delle riforme. Quest'ultimo capitolo si chiude con le riflessioni conclusive sui risultati ottenuti.

¹Al riguardo si veda la recente critica del prof. Ralf Boscheck [(Boscheck, Clifton, Diaz-Fuentes, Oelmann, Czichy, Alessi, Treyer, Wright and Cave, 2013, p. 139)] alla proposta avanzata dalla Commissione Europea per la direttiva dell'Unione sull'aggiudicazione dei contratti di concessione (COM 2011, n. 897), dalla quale è stata successivamente esclusa la gestione dei servizi idrici. Nel documento citato viene evidenziata la necessità per qualunque regime regolatorio di un riferimento ai dati *affidabile e indipendente dal punto di vista istituzionale*.

²Ringrazio la dott.ssa Elena Gennari della Banca d'Italia per la gentile concessione dei dati. Il commento dettagliato a questi dati è contenuto nel capitolo terzo.

Cap. 1

La regolamentazione tariffaria del SII italiano

1.1 L'incentivazione dell'efficienza

L'assetto industriale del settore dei servizi idrici ha i connotati tipici del monopolio naturale territoriale, nel quale l'offerta di ogni impresa si rivolge alla domanda specifica dell'area geografica oggetto della concessione. Questa caratteristica rappresenta un pesante vincolo strutturale che impedisce di adottare per il settore idrico le medesime strategie di intervento che sono state ampiamente applicate in altre *public utilities*, come le forniture di gas e di energia elettrica. Riguardo alla regolazione delle tariffe del settore idrico, bisogna dire che la regolamentazione tariffaria è sempre accompagnata da norme che stabiliscono i livelli e la continuità delle forniture (tenuto conto della necessità di garantire l'accesso ai servizi a tutta la popolazione), gli standard di qualità e gli investimenti necessari. Tali obiettivi costituiscono il riferimento per misurare l'efficacia dei servizi. Dal punto di vista storico e teorico si sono avuti diversi orientamenti di regolamentazione tariffaria del monopolio naturale: 1. la tariffazione ottimale (*first-best*: la tariffa è posta uguale al costo marginale e un sussidio pubblico è posto a copertura delle eventuali perdite, richiede l'acquisizione di ingenti informazioni e non garantisce l'efficienza), 2. le politiche di *second-best* (la tariffa è posta pari al costo medio e si può generare inefficienza), 3. gli schemi di tariffazione incentivante (tra i quali il *price-cap*). Vediamo più in dettaglio quest'ultimo metodo di regolamentazione delle tariffe.

1.2 La regolamentazione delle tariffe: il *price-cap*

Nell'ultimo trentennio, la regolamentazione dei monopoli naturali, e più in generale dei servizi pubblici, ha fatto ampio ricorso al metodo cosiddetto del *price-cap*, in base al quale si richiede che i prezzi debbano ridursi nel tempo, al netto dell'inflazione, ad

un tasso predeterminato, denominato *fattore-X*.³ Tale fattore dovrebbe rispecchiare la riduzione dei costi di produzione conseguibile nel tempo dal sistema produttivo e, in particolare, dal settore industriale regolamentato.⁴

In tal modo, l'impresa regolamentata, dato il *price-cap* stabilito dal regolatore, dovrebbe essere incentivata a ridurre i propri costi unitari, più di quanto non preveda il *fattore-X*. Infatti, Ciò permetterebbe all'impresa di incrementare i propri profitti nella misura in cui riuscisse ad ottenere riduzioni di costo superiori alla previsione incorporata nel *price-cap*. Tale incentivo al miglioramento della produttività, e alla riduzione della spesa per l'acquisto dei fattori produttivi, può sperare di raggiungere efficacemente i propri scopi solo se, tra l'altro, sono soddisfatte due condizioni: in primo luogo, nella condizione iniziale a partire dalla quale si applica il *price-cap* non vi devono essere extra-profitti, inoltre, il limite imposto al prezzo deve essere svincolato dai costi reali dell'impresa regolamentata.

Nelle condizioni di un mercato perfettamente concorrenziale (o contendibile) il prezzo del prodotto ha un tasso di crescita determinato dalla differenza tra la somma dei tassi di crescita dei prezzi dei fattori produttivi, ponderati per le loro quote sul valore totale della produzione, e il tasso di crescita della produttività totale dei fattori produttivi (dato dalla differenza tra il tasso di crescita del prodotto e il tasso di crescita medio dei fattori produttivi, ottenuto applicando come pesi le quote dei fattori sul valore della produzione). La regolamentazione, mediante il *price-cap*, tende a riprodurre queste condizioni nella fornitura dei servizi pubblici, dove e quando, per le caratteristiche strutturali dello specifico settore industriale, viene a mancare la disciplina della concorrenza.

Al contrario, se il *price-cap* fosse direttamente commisurato all'andamento dei costi effettivi dell'impresa, questa non avrebbe nessun incentivo a diventare più efficiente, perché alla riduzione dei costi non corrisponderebbe un maggior profitto e, viceversa, quest'ultimo non sarebbe penalizzato a seguito di un loro incremento. Questo deficit di incentivazione è imputato al regime di regolamentazione che va sotto il nome di *Rate Of Return* (ROR), esso determina un rendimento fisso garantito per il capitale investito.

³Riguardo all'introduzione del metodo del *price cap* nella regolamentazione dei servizi pubblici, si è parlato di "*price-cap revolution*" (Laffont, 1994). La regolamentazione delle network utilities mediante il *price-cap* è stata avviata nel Regno Unito nei primi anni '80 dall'allora Ministro del Tesoro Stephen Littlechild.

⁴Pertanto, è ricorrente l'acronimo RPI-X (Retail Price Index - X Factor), che ha avuto origine nel Regno Unito, oppure CPI-X (Consumer Price Index - X Factor) secondo la tradizione australiana. Per il ruolo svolto dal *fattore-X* nel metodo di regolamentazione *price-cap*, v. Bernstein and Sappington (1998). Per una rassegna dei metodi di regolamentazione dei prezzi, v. Sappington (2002). In quest'ultimo testo l'autore evidenzia che quando il *fattore-X* riflette la proiezione di crescita di produttività del settore industriale regolato, il metodo del *price-cap* costituisce una forma di yardstick regulation (per questa proposta di regolamentazione v. Shleifer (1985)). In ogni caso, da un punto di vista teorico, i guadagni di efficienza che si cerca di ottenere con la regolamentazione non sono riconducibili, se non in parte, all'efficienza-X proposta da Leibenstein. In quanto, parte dell'inefficienza di un'impresa non è dovuta unicamente ad assenza di concorrenza, a motivazioni carenti o alla mancanza di adeguate forme di incentivazione, ma ad un mix di queste ed altre componenti che rende l'inefficienza non completamente eliminabile. V. Leibenstein (1966).

D'altra parte, il ROR, riducendo la rischiosità dell'attività d'impresa, permette di ridurre i costi dell'indebitamento che, invece, in effetti, possono risultare sensibilmente più elevati nel caso di altri regimi tariffari. Se il livello degli investimenti non è regolato, il ROR può generare l'*AJ-effect* che consiste nell'adozione di tecniche di produzione ad eccessiva intensità di capitale (Averech and Johnson, 1962).

Il produttore sarà, pertanto, incentivato a conseguire guadagni di efficienza, nella misura in cui gli è consentito appropriarsi dei vantaggi che scaturiscono dai miglioramenti apportati al processo produttivo, almeno nel lasso di tempo che trascorre prima di una nuova revisione del limite di prezzo da parte del regolatore (questo periodo è denominato *regulatory lag*). Vari autori ritengono che il *price-cap* sia di più semplice implementazione rispetto ad altri sistemi di regolamentazione, e ciò motiva la popolarità di questa modalità di tariffazione. In realtà, però, tale metodo non fornisce una soluzione definitiva al problema della determinazione di quale sia la tariffa ottimale e presuppone l'abilità del regolatore di prevedere con accuratezza l'evoluzione futura della tecnologia e dei costi di produzione. Inoltre, il ruolo disciplinante del *price-cap* deve essere sostenuto dalla credibilità del regolatore nell'applicazione dei limiti di incremento tariffario stabiliti, senza cedere alle richieste di allentamento dei vincoli rispetto ai margini di manovra delle imprese, anche se queste ultime dovessero incorrere in perdite. Ma, nel caso di servizi necessari, come quelli idrici, per il regolatore questa linea di rigore potrebbe rivelarsi molto difficile se non impossibile da perseguire. In generale, ogni meccanismo di incentivazione economica, e in particolare il *price cap*, incontra dei limiti che non possono essere superati. Le asimmetrie informative che caratterizzano il rapporto tra impresa e regolatore sono all'origine dell'ineliminabile *trade-off* tra la rendita informativa goduta dal monopolista e i guadagni di efficienza conseguibili per mezzo della regolamentazione. Infatti, in uno schema di incentivazione, il conseguimento di un guadagno di efficienza - una riduzione dei costi di produzione - è sempre associato ad un aumento della rendita informativa assegnata al produttore (Laffont and Tirole, 1993). L'entità di questo *trade-off* può essere attenuata impiegando le metodologie di misurazione e di analisi dell'efficienza mirate a ridurre le asimmetrie informative tra regolatore e impresa.

1.3 Il metodo normalizzato nel SII

Nel Servizio Idrico Integrato (SII) italiano, la Tariffa Reale Media per metro cubo d'acqua (TRM) è determinata dall'Autorità d'Ambito Territoriale Ottimale (AATO) ed applicata dai gestori del SII. Il metodo di calcolo della tariffa reale media, detto Metodo Normalizzato, è regolato dal Decreto del Ministero dei Lavori Pubblici del 1 agosto del

1996. La formula di calcolo della TRM è la seguente:⁵

$$\text{TRM} = \frac{(C_{n-1} + A_{n-1} + R_{n-1})(1 + \Pi_n + K_n)}{V_{n-1}} \quad (1)$$

dove V è il volume di acqua erogato (misurato in m^3) e la tariffa reale media dell'anno corrente n (espressa in euro per m^3 d'acqua) risulta dalla somma dei costi operativi C del gestore (esclusa la gestione finanziaria e al netto del miglioramento di efficienza), del costo di ammortamento⁶ delle immobilizzazioni A e della remunerazione del capitale investito R relativi all'esercizio precedente.⁷ Il totale ottenuto è aumentato in base al tasso di inflazione dei prezzi al consumo programmato per l'anno corrente Π_n e al limite di prezzo K_n (che determina il cosiddetto *price-cap*). Il valore di K_n è deliberato dall'Autorità d'Ambito nei limiti massimi stabiliti dal DM del 1/8/1996.⁸ In tal modo la tariffa reale media viene a costituire un tetto per la tariffa T_n pagata dagli utenti del servizio idrico:

$$T_n = \frac{(C_n + A_n + R_n)}{V_n} \leq \text{TRM} \Leftrightarrow \frac{T_n}{T_{n-1}} \leq (1 + \Pi_n + K_n) \quad (2)$$

Rientrano nei *costi operativi* C , stabiliti dal DM 1/8/96 (seguendo la denominazione utilizzata nel decreto): le materie prime, i servizi, i costi per godimento dei beni di terzi, il costo del personale, le variazioni delle rimanenze di materie prime, gli accantonamenti per rischi (nella misura massima consentita dalla normativa fiscale), gli altri accantonamenti e gli oneri diversi di gestione (ma non di natura finanziaria, straordinaria o fiscale). Il totale di tali costi non può superare il 30% dei *costi modellati* (salvo deroga motivata ed autorizzata dall'Autorità nazionale di vigilanza nazionale) calcolati per ogni servizio (acque potabili, servizio fognature, trattamento reflui) in base ad altrettante formule (funzioni di costo) stabilite dallo stesso DM 1/8/96. Le formule per la determinazione dei costi modellati aggregano i dati dell'attività di

⁵La Legge Galli n. 36/1994, che ha avviato la riforma del Servizio Idrico Italiano, è stata abrogata dal Decreto Legislativo 3 aprile 2006, n. 152; a seguito dei referendum del giugno 2011, il primo comma dell'articolo n. 154 di tale decreto, riguardante la determinazione della tariffa, è stato in parte abrogato dal D.P.R. n. 116 del 18 luglio 2011, in particolare, nella parte che prevedeva la copertura tariffaria della remunerazione del capitale investito. Inoltre, bisogna considerare che il Metodo stabilito a livello nazionale dal D.M. 1/8/1996 è stato recepito e applicato a livello locale non senza difformità sostanziali.

⁶Il costo degli ammortamenti comprende gli ammortamenti delle immobilizzazioni materiali ed immateriali e le svalutazioni delle immobilizzazioni (nel limite massimo delle aliquote ammesse dalle leggi fiscali).

⁷Il calcolo della tariffa di riferimento per l'anno iniziale della convenzione di affidamento è effettuato assumendo come tariffa all'anno zero la tariffa media ponderata delle gestioni preesistenti così come accorpate nella nuova gestione. Inoltre, nella tariffa rientra anche il canone di affidamento che il gestore introita dai ricavi di vendita dei servizi e trasferisce all'AATO.

⁸La remunerazione del capitale investito R (si tratta del reddito operativo della gestione caratteristica al loro degli oneri finanziari e fiscali) è ammessa dalla tariffa nella misura del 7% del capitale investito mediamente durante l'anno (costituito quindi dalle immobilizzazioni materiali e immateriali al netto dei fondi di ammortamento). Questa caratteristica del Metodo richiama il principio del *Rate-Of-Return*.

gestione dei servizi idrici per mezzo di coefficienti (stabiliti dal decreto) in funzione delle specifiche tecniche di produzione riguardo ai volumi trattati e alla tipologia di trattamento a cui sono sottoposti i flussi idrici. Queste formule sono applicate per l'intera durata della *Convenzione di affidamento* del servizio al gestore. Inoltre, i costi operativi C , prima di entrare nel calcolo della tariffa, devono essere ridotti ogni anno nella misura minima prevista da un coefficiente di miglioramento dell'efficienza (il cosiddetto *fattore-X*) che è crescente all'aumentare della differenza tra i costi operativi reali e costi modellati.⁹ Per il calcolo dei costi modellati, il DM 1/8/96 stabilisce precise funzioni di costo. Per i Costi Operativi del servizio Acque Potabili (COAP), ad esempio:¹⁰

$$COAP = 1.1VE^{0.67}L^{0.32}IT^{0.1}e^{0.2\frac{Utdm}{UtT}} + EE + AA \quad (3)$$

dove:

- VE = Volume erogato (migliaia di m^3 /anno).
- L = Lunghezza rete (km).
- $Utdm$ = Utenti domestici con contatore del diametro minimo.
- UtT = Utenti totali.
- EE = Spese energia elettrica (valore monetario per anno).
- IT = Indicatore della difficoltà (e quindi del costo) dei trattamenti di potabilizzazione (un indicatore calcolato per mezzo di una formula definita dal decreto che consiste in una media ponderata dei costi unitari di trattamento – stabiliti dal decreto per tipologia di trattamento – e pesata per i volumi trattati ed erogati).
- AA = Costo dell'acqua acquistata da terzi (valore monetario per anno).

La convenzione di affidamento del servizio al gestore deve disciplinare, tra l'altro, la revisione triennale per la verifica dei miglioramenti di efficienza, per la verifica della corrispondenza della tariffa praticata dal gestore rispetto alla tariffa reale media, per la verifica dei traguardi di servizio e l'effettiva attuazione degli investimenti programmati. Inoltre, in qualunque momento, l'AATO può intervenire per verificare eventuali scostamenti tra i ricavi del gestore e gli incassi previsti per effetto della

⁹Secondo il DM 1/8/96: se lo scostamento è superiore al 20% dei costi operativi modellati, i costi operativi devono essere ridotti di almeno il 2% (la valutazione è basata sui dati dell'anno precedente). Se la differenza è positiva ma minore o uguale al 20%, allora i costi operativi devono essere ridotti dell'1%. Se i costi operativi sono uguali o inferiori ai costi modellati, allora i costi operativi devono essere ridotti dello 0.5%.

¹⁰Formule analoghe, naturalmente con differenti parametrizzazioni, sono state stabilite dal DM del 1/8/96 per il calcolo dei Costi Operativi del servizio Fognature (COFO) e per i Costi Operativi del servizio Trattamento Reflui (COTR).

tariffa reale media stabilita nella convenzione di gestione, richiedendo di apportare le conseguenti variazioni (questo meccanismo richiama un regime di regolazione del tipo *revenue-cap*).¹¹ Allo stesso vaglio è sottoposta la corrispondenza dei costi operativi alle variazioni strutturali della produzione e della distribuzione al fine di rispettare la convergenza dei costi operativi ai costi modellati.¹² Quindi, in sintesi, il *Metodo Normalizzato* costituisce un sistema di regolamentazione *ibrido* che, sebbene sia fondato sul *price-cap*, è articolato anche in base ai principi regolatori del *revenue-cap* e del *rate-of-return*.

¹¹Il vincolo sui ricavi totali del gestore risponde all'esigenza di indurre un utilizzo razionale ed ecocompatibile delle risorse idriche, impedendo che, dato il vincolo posto dal *price-cap* alla tariffa, il gestore non ecceda nell'aumento della quantità erogata del servizio (e quindi del fatturato) per accrescere i profitti.

¹²Ulteriori verifiche prevedono la valutazione sul limite di prezzo K e le penalizzazioni o i rimborsi previsti dalla Convenzione con particolare riguardo al peso degli ammortamenti e del ritorno sul capitale rispetto alle previsioni tariffarie.

Cap. 2

Le metodologie per la stima dell'efficienza

2.1 La rappresentazione della tecnologia di produzione

Questo secondo capitolo presenta i principali metodi di stima dell'efficienza sia in termini generali, sia con particolare riguardo alla funzione di costo totale, intesa come *frontiera* che delimita inferiormente l'insieme di tutte le possibili combinazioni delle quantità di output e dei corrispondenti costi totali. Ma, sarà prima necessario definire l'insieme della tecnologia di produzione sulla base delle combinazioni input-output e, quindi, tradurre questa relazione in termini di combinazioni di quantità di output e corrispondenti costi totali di produzione. Queste definizioni introduttive saranno esposte brevemente nel prosieguo del presente paragrafo.

Da un punto di vista puramente concettuale, ogni azione umana può essere valutata per la sua *efficacia* nel raggiungere un obiettivo determinato, fissato in base ad un sistema di valori, o più semplicemente alle *preferenze* del soggetto che compie l'azione, di un altro o di molti altri individui. Quindi, a rigore, anche solo ragionando per concetti generali, l'efficacia dell'agire non può essere valutata senza fare riferimento alle preferenze di un determinato *soggetto*, individuale o collettivo.¹³ D'altra parte, le preferenze soggettive non sono nella prassi oggettivamente misurabili e risultano generalmente mutevoli ed imperscrutabili. Ciò rende la valutazione dell'*obiettivo ideale*, fissato in base alle preferenze, poco attraente per fondare la misura dell'efficacia dell'agire. Questa misura dovrebbe rapportare la valutazione dei risultati conseguiti alla valutazione dell'*obiettivo ideale* che, per sua natura, risulta di difficile, se non impossibile, individuazione oggettiva. L'impasse che può scaturire da queste considerazioni, però, può essere talvolta superato. Ad esempio, nell'attività di produzione, l'obiettivo di ridurre i costi, date le possibilità offerte dalla *frontiera dei costi* (la funzione di costo), può essere perseguito in modo razionale e i risultati conseguiti possono essere valutati in modo oggettivo. Certo, è necessario disporre di una funzione di costo totale minimo

¹³La plausibilità di un soggetto collettivo, di un *organismo* sociale, non è una questione che si intende affrontare in questa sede, il riferimento serve solo a generalizzare il discorso.

e conoscere il livello corrente della produzione e della corrispondente spesa in fattori produttivi.¹⁴ In tali circostanze si parla di misura dell'efficienza, quale rapporto tra obiettivo e risultato (o anche viceversa), purché i termini di questo rapporto siano grandezze omogenee misurabili e, quindi, oggettivamente confrontabili. L'efficienza è una misura relativa della *performance* e può costituire una *proxy* dell'efficacia, si tratta di una approssimazione perché soluzioni efficienti possono non risultare efficaci rispetto all'obiettivo fissato in base alle preferenze del soggetto decisore. In altri termini, l'efficienza è necessaria ma non sufficiente per garantire l'efficacia.¹⁵

L'efficienza tecnica di è stata definita da [Koopmans \(1951\)](#) e la sua misura, per mezzo di proiezioni radiali sulla frontiera di produzione, è dovuta a [Debreu \(1951\)](#) e a [Farrell \(1957\)](#). Questi primi contributi sono stati ripresi e sviluppati da altri autori, come ad esempio [Shephard \(1970\)](#) e [Russell \(1985\)](#).¹⁶

Secondo la definizione di *efficienza tecnica* di Koopmans: *un produttore è tecnicamente efficiente se per aumentare un output e richiesta la riduzione di almeno un'altro output oppure un aumento di almeno un input, e se per ridurre un qualunque input è richiesta la riduzione di almeno un output oppure l'incremento di almeno un altro input.*

La definizione di efficienza tecnica di Debreu e Farrell costituisce una misura normalizzata, o normalizzabile, compresa tra zero (massima inefficienza) e uno (completa efficienza). Nel caso della misura sugli inputs, tale misura corrisponde a *uno meno la massima riduzione percentuale ed equi-proporzionale degli inputs che permette ancora di produrre le stesse quantità di output*. La misura dell'efficienza tecnica rispetto agli outputs è definita come la massima espansione percentuale ed equi-proporzionale degli output che può essere ottenuta impiegando sempre le stesse quantità di inputs.

Entrambe le precedenti definizioni di efficienza tecnica conducono alla costruzione dell'*insieme delle possibilità produttive* (*production set* o *technology set*) indicato nel seguito con **T** e definito come:

$$\mathbf{T} := \{ (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \mid \mathbf{x} \text{ può produrre } \mathbf{y} \}$$

dove $\mathbf{x} \in \mathbb{R}_+^n$ è il vettore delle quantità degli inputs e $\mathbf{y} \in \mathbb{R}_+^m$ è il vettore delle quantità degli outputs.¹⁷ Le due proprietà fondamentali che sono generalmente imposte all'insieme **T** sono:

- *free disposability*: è sempre possibile impiegare più quantità di inputs per produrre le stesse quantità di outputs ed è sempre possibile produrre quantità inferiori

¹⁴A questa esigenza cercheranno di dare risposta le pagine seguenti [l'esempio è tratto da [Bogetoft and Otto \(2011, p. 7\)](#)].

¹⁵L'efficienza è un requisito che non permette miglioramenti: *“qualunque piano efficiente può essere l'unico piano ottimale date le sottostanti funzioni di preferenza perfettamente ragionevoli ma sconosciute”*, [Bogetoft and Otto \(2011, p. 25\)](#).

¹⁶Per una introduzione completa in italiano, v. [Maietta \(2007\)](#). Un riferimento recente con i contributi di alcuni degli autori più autorevoli è la raccolta curata da [Fried, Lovell and Schmidt \(2008\)](#).

¹⁷Il simbolo \mathbb{R} con il pedice deponente $_+$ apposto individua l'insieme dei numeri reali non negativi.

di outputs impiegando la stessa quantità di inputs.

- l'insieme di produzione è convesso: combinazioni convesse di elementi appartenenti a T appartengono ancora a T .

Per fissare le idee riguardo all'insieme di produzione e alla frontiera che lo delimita si può ricorrere ad una semplice illustrazione grafica inerente il caso della produzione di un solo prodotto y con un unico fattore produttivo x . La *figura 1* mostra nel grafico di sinistra l'insieme T e la DMU A . Rispetto alla frontiera dell'insieme di produzione (la funzione $F(x)$ di cui T costituisce l'ipografico), la DMU A , non essendo posizionata sulla frontiera, risulta non efficiente. Poniamo che questa frontiera sia in qualche modo "osservabile", nel senso che essa è *nota* (rappresentando, per ipotesi, i metodi di produzione noti e magari, almeno in parte, già sperimentati).¹⁸ La misura dell'efficienza può essere condotta rispetto agli inputs oppure rispetto agli outputs. Rispetto all'input: la DMU A potrebbe ridurre l'input senza ridurre l'output sino a raggiungere il punto C . A tal fine, l'input correntemente utilizzato dovrebbe essere moltiplicato per un coefficiente compreso tra 0 e 1 (la misura dell'efficienza di Debreu e Farrell rispetto agli inputs) che è dato dal rapporto tra l'ascissa del punto C e l'ascissa del punto A . Rispetto all'output: la DMU A potrebbe aumentare l'output senza modificare l'input, spostandosi nel punto B . Si tratterebbe, in tal caso, di moltiplicare l'output per un coefficiente maggiore di 1 (la misura dell'efficienza di Debreu e Farrell rispetto agli outputs) che è dato dal rapporto tra l'ordinata di B e l'ordinata di A .

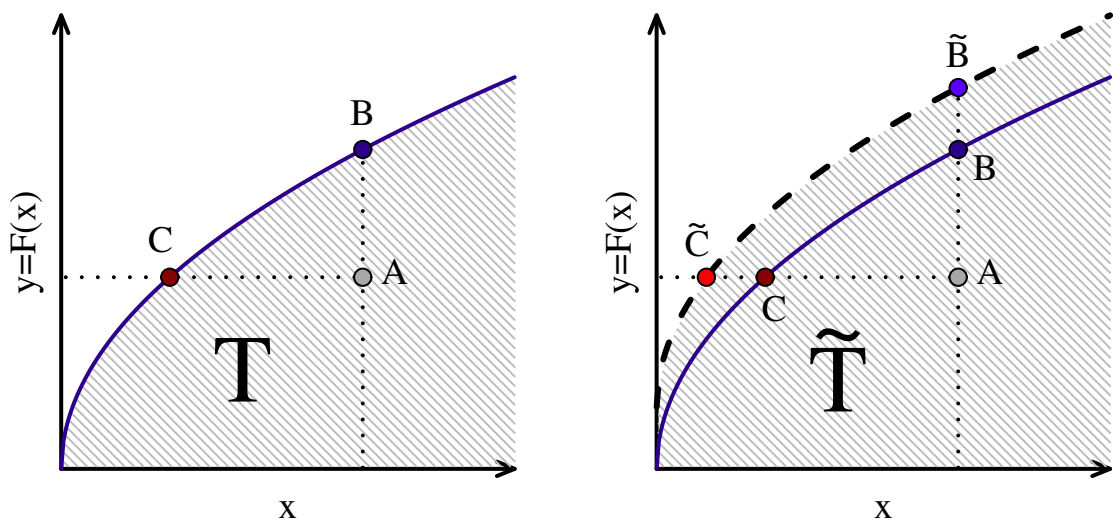


figura 1: Frontiera di produzione osservata e non osservata

¹⁸I metodi di produzione noti ma non sperimentati possono avere un ruolo importante nella determinazione della frontiera, essi sono generalmente determinati nell'ambito dell'ingegneria della produzione.

La rappresentazione dell'*insieme di produzione* consente di porre in evidenza sin dal principio che la sua determinazione è sempre accompagnata da un certo grado di incertezza e di distorsione. Il motivo è che i metodi di produzione concepiti o sperimentati sono generalmente solo un sottoinsieme di tutti quelli possibili. Il grafico di destra della *figura 1* mostra la stessa frontiera di produzione del grafico di sinistra (la linea continua), ma riporta anche una *frontiera superiore* (la linea tratteggiata che delimita l'*insieme di produzione* \tilde{T} , con $T \subset \tilde{T}$) di cui è possibile solo immaginare (o “prevedere”) l’esistenza. Come si può facilmente dedurre, in base al ragionamento svolto in precedenza, la DMU *A* risulta più distante (e pertanto inefficiente) rispetto a questa seconda frontiera (con riferimento ai punti \tilde{C} e \tilde{B}) relativamente a quanto è inefficiente in base alla frontiera *nota* (con riferimento ai punti *C* e *B*). In effetti, non si può escludere a priori l’esistenza di una frontiera determinata da DUMs più efficienti rispetto a quelle per le quali sono già note le combinazioni input-output. Come si avrà modo di vedere, è possibile tener conto di questa “ignoranza” nella determinazione della frontiera dell’efficienza.

Bisogna anche sottolineare che la misura di efficienza di Koopmans può non coincidere con quella di Debreu-Farrell. Questa discrepanza tra le due definizioni può presentarsi ogni volta che la frontiera dell’efficienza viene determinata per mezzo della programmazione lineare. In particolare, in questi casi, possono presentarsi degli *slacks* (eccessi di inputs o deficit di output) per alcune DMUs, nonostante il fatto che queste ultime risultino pienamente efficienti secondo la misura di Debreu-Farrell. Tale eventualità è per definizione esclusa dal concetto di efficienza secondo Koopmans.

In conclusione può essere utile proporre una prima classificazione dei metodi di stima delle frontiere di efficienza in base ad alcuni criteri molto generali. Una prima distinzione riguarda l’esigenza di specificare o meno la forma funzionale della frontiera. Quindi, in base a tale criterio, si hanno frontiere parametriche, per le quali la forma funzionale è specificata a priori (con conseguenti possibili errori di specificazione) e frontiere non parametriche che non richiedono la formulazione di una forma funzionale ma, piuttosto, l’ipotesi che siano soddisfatti alcuni assunti minimali che riguardano le caratteristiche dell’insieme di produzione. Una secondo criterio di distinzione attiene alla descrizione del processo che genera i dati (DGP), in relazione ad esso si avranno frontiere stocastiche o deterministiche. Nel caso delle frontiere stocastiche il problema principale è quello di separare l’inefficienza dall’errore probabilistico che caratterizza il DGP. Una ulteriore differenziazione deriva dalla tipologia dei dati utilizzati per la stima con riferimento alla loro dimensione temporale: se manca la dimensione temporale si parla di dati *cross-sectional* oppure, se le variabili di input-output sono rilevate in divisi istanti temporali, si parla di dati *panel*.¹⁹ Le categorie che scaturiscono da questi ed altri criteri di classificazione possono essere combinate per ottenere diverse classi

¹⁹Il *panel* dei dati può essere *bilanciato*, se le combinazioni input-output di ogni DMU hanno un comune ed unico dominio temporale, diversamente il *panel* è detto *sbilanciato*.

di modelli. Ad esempio, rispetto ai prime due criteri, si hanno i seguenti modelli: 1) parametrici deterministici, 2) parametrici stocastici, 3) non parametrici deterministici, 4) non parametrici stocastici. Riguardo a queste quattro categorie, nella *tabella 1* sono riepilogati i modelli di frontiera più utilizzati nelle applicazioni: COLS (*Corrected Ordinary Least Squares*), SFA (*Stochastic Frontier Analysis*), DEA (*Data Envelopment Analysis*) e SDEA (*Stochastic Data Envelopment Analysis*).

tabella 1: Modelli di frontiera

Modelli	Deterministici	Stocastici
Parametrici	COLS	SFA
Non parametrici	DEA	SDEA

Vale la pena di elencare brevemente le caratteristiche salienti di queste quattro classi di modelli in modo da procedere ad un primo confronto, tenendo presente però che ognuna di esse ha molte varianti.

L'approccio COLS è il più "rudimentale", ma per la sua semplicità è ancora molto utilizzato, infatti offre vantaggi nella *comunicazione*, favorendo i processi di regolamentazione. La DEA ha un fondamento ingegneristico ed è molto flessibile, permettendo un notevole *adattamento ai dati*, inoltre, può essere utilizzata nel progettare i processi produttivi (*analisi delle attività*) e necessita di assunti minimali (rispetta il principio di *minima estrapolazione*). La SFA, essendo fondata sull'approccio stocastico, è adatta a trattare l'errore di misurazione e la scarsa informazione, ma per questi motivi richiede la formulazione di ipotesi più forti sul DGP. La SDEA ha la flessibilità della DEA ed è robusta rispetto alle perturbazioni erratiche, ma richiede anch'essa degli assunti sulla distribuzione degli errori e talvolta procedure di calcolo onerose (Fried et al., 2008, p. 421 e ss.). Nei seguenti paragrafi saranno esaminati con maggiori dettagli questi quattro approcci alla misura dell'efficienza.

2.2 La misura dell'efficienza dei costi di produzione

L'analisi dell'efficienza dei costi di produzione è stata spesso condotta in base alla cosiddetta *input-based overall cost efficiency* [v. Färe and Grosskopf (1985) e Färe et al. (1994, p. 84 e ss.)]. Il costo di produzione viene così considerato l'unico input produttivo e la misura dell'efficienza è orientata agli input (*input oriented*). Nell'ambito delle forniture dei servizi pubblici tale approccio sembra più adatto perché, in tale contesto, difficilmente sono disponibili informazioni dettagliate sui prezzi degli inputs produttivi e perché, generalmente, l'output è predeterminato in modo esogeno rispetto alle scelte discrezionali inerenti la gestione dei servizi.

Siano date k DMUs e sia $\tilde{C}_i(y_i)$ il costo osservato della i -esima DMU, dove y identifica il corrispondente output. Se i prezzi degli inputs sono gli stessi per tutte

DMUs, l'insieme della "tecnologia" di produzione \mathbf{T} è costituito da tutte le combinazioni (y, C) tali che sia possibile produrre y mediante una spesa in fattori produttivi pari a C . Tale insieme è delimitato inferiormente dalla frontiera del costo totale minimo di produzione:

$$C(y) = \min_C \{C \mid (y, C) \in \mathbf{T}\} \quad (4)$$

La funzione di costo totale minimo $C(y)$ (denominata talvolta anche *single-input cost function*) rappresenta il *benchmark* rispetto al quale si può misurare l'efficienza delle singole DMUs. Questa misura dell'efficienza ingloba sia l'efficienza tecnica che quella allocativa.²⁰ La misura dell'efficienza dei costi totali $E_i \in (0, 1]$ è definita dalle seguenti disuguaglianze:

$$\begin{aligned} 0 < \tilde{C}_i(y_i) \geq C(y_i) & \iff 0 < \frac{C(y_i)}{\tilde{C}_i(y_i)} \leq 1 \\ 0 < E_i \tilde{C}_i(y_i) = C(y_i) & \iff 0 < E_i = \frac{C(y_i)}{\tilde{C}_i(y_i)} \leq 1 \end{aligned} \quad (5)$$

Il valore E_i costituisce una misura inversa e normalizzata della distanza dei costi totali $\tilde{C}_i(y_i)$ della *i-esima* DMU dalla frontiera dei costi minimi di produzione $C(y_i)$ in corrispondenza della quantità prodotta y_i . L'interpretazione di $C(y_i)$ come l'unico input appena sufficiente a produrre y_i , permette di stabilire una perfetta uguaglianza tra il valore $1 - E_i$ e la *misura di efficienza di Farrell rispetto agli inputs*. Pertanto, dato y_i , $1 - E_i$ esprime la massima riduzione percentuale dei costi che la DMU *i-esima* può conseguire senza ridurre il proprio output y_i .

2.3 Frontiere parametriche OLS e COLS

Il primo approccio alle frontiere di efficienza (anche dal punto di vista storico) segue l'impostazione *parametrica* tipica della tradizionale analisi econometrica. Tale modellistica, designata dall'acronimo OLS (*Ordinary Least Squares*), è fondata sull'ipotesi che la performance osservata delle DMUs sia distribuita in modo erratico nell'intorno della loro capacità produttiva attesa. Assunto questo processo di generazione dei dati (DGP, *Data Generating Process*), si calcola una funzione di regressione che

²⁰Le due componenti della misura dell'efficienza non possono essere separate se non si hanno informazioni sui prezzi degli inputs pagati da ogni singola DMU (o almeno sulle quote del costo totale relative ad ogni input produttivo per ogni DMU). Questa carenza informativa non è superabile utilizzando i prezzi medi delle risorse produttive rilevati da un ufficio centrale di statistica, i prezzi resterebbero indifferenziati per le diverse DMUs che non potrebbero essere discriminate in base alle loro scelte allocative. Quando, invece, sono noti i prezzi degli inputs per ogni DMU, la funzione di costo costituisce un potente strumento econometrico ed analitico che, grazie alla teoria della dualità (al lemma di Shephard), permette di indagare le caratteristiche della funzione di produzione anche se questa non è direttamente stimabile.

viene talvolta chiamata, impropriamente, “*frontiera*”. Gli scostamenti da quest’ultima sono, quindi, spiegati dall’errore casuale v , una v. c. normale.

Con riferimento a quanto si è precedentemente detto, il modello econometrico OLS può essere formulato da un punto di vista generale sia in termini additivi:

$$\tilde{C} = C(y; \beta) + v \quad (6)$$

sia in termini moltiplicativi:

$$\tilde{C} = C(y; \beta)e^v \quad (7)$$

Va notato che il parametro β_1 , nella formulazione lineare del modello additivo $\tilde{C} = \beta_0 + \beta_1 y + v$, rappresenta il *costo marginale* di produzione. Mentre, nel modello moltiplicativo (specificato come $\tilde{C} = \beta_0 y^{\beta_1} e^v$), il parametro β_1 rappresenta l’elasticità della funzione del costo totale.²¹

I vantaggi di quest’approccio risiedono indubbiamente nelle notevoli caratteristiche inferenziali delle consolidate tecniche di regressione. D’altra parte, è difficile concepire il modello OLS in termini di *frontiera*: se questo fosse il senso della stima, come si spiegherebbe il fatto che un gran numero di DMUs oltrepassa tale limite minandone la stessa natura?

L’incogruenza del modello OLS, rispetto alla definizione di *frontiera*, può essere superata dalla formulazione di una classe di modelli *parametrici e deterministici*. Originariamente, a partire dal lavoro di [Aigner and Chu \(1968\)](#), la *frontiera deterministica* è stata ottenuta in base a tecniche di programmazione matematica, in tal modo, gli scostamenti da essa sono interpretati esclusivamente come inefficienza e il termine che la cattura, u , a rigore, non deve necessariamente conformarsi ad alcuna distribuzione predefinita. Ma, si può dimostrare che la *frontiera deterministica* può essere ricavata con il metodo della *massima verosimiglianza*, una volta formulata una congrua ipotesi sulla distribuzione di u . Tale risultato è dovuto a [Schmidt \(1976\)](#), anche se, è l’autore stesso a rilevarlo, essendo in generale violate le condizioni di regolarità della *funzione di verosimiglianza*, non è possibile stabilire un criterio statistico per valutare la precisione delle stime.²²

Una delle varianti di questa impostazione, tra le più longeve ed utilizzate sul campo, effettua la *correzione* della stima OLS, modificandone intercetta β_0 (e ciò giustifica la denominazione COLS, acronimo di *Corrected Ordinary Least Squares*). La funzione di regressione viene traslata verticalmente per raggiungere un estremo del campo di

²¹Per qualunque funzione di costo, l’elasticità dei costi rispetto all’output è data dal rapporto tra il costo marginale e il costo medio. Si avranno economie di scala (il costo medio si riduce all’aumentare dell’output) fino a quando tale elasticità è minore di uno. Altrimenti, i costi medi saranno crescenti all’aumentare della scala di produzione, se l’elasticità dei costi è maggiore di 1, oppure saranno costanti se tale elasticità è pari a 1

²²Questo problema è generato dal fatto che il supporto di definizione delle u_i non è indipendente dai parametri da stimare. Vedi, ad es., [Piccolo \(1998\)](#), pp. 589 e 599 n.).

variazione dei residui (quello superiore per la produzione e quello inferiore per i costi). Il risultato è una vera e propria *frontiera*, in quanto tutte le osservazioni risiedono nel semispazio che essa delimita. Ad esempio, sia $\tilde{C} = \beta_0 + \beta_1 y + e^v$ la specificazione del modello OLS (con errore additivo) della funzione di costo, per effettuare la correzione, e determinare la frontiera dei costi COLS, è necessario calcolare (e sostituire nel modello OLS) la nuova intercetta: $\hat{\beta}_0^* = \hat{\beta}_0 + \min\{\hat{v}\}$.

2.4 Frontiere stocastiche (SFA): dalla produzione ai costi

L'analisi delle frontiere stocastiche (SFA) nasce nel 1977, nell'ambito degli studi sulla performance di unità produttive, con la pubblicazione dei lavori di [Meeusen and van Den Broeck \(1977\)](#), [Aigner, Lovell and Schmidt \(1977\)](#) e [Battese and Corra \(1977\)](#) (secondo l'ordine cronologico).²³ Seguendo questa tradizione, nel seguito si introdurrà l'approccio SFA con riferimento al campo della produzione; la traduzione in termini di costi richiederà solo la variazione di un segno.

L'analisi delle frontiere stocastiche innova il DGP della distanza ϵ della performance osservata di ogni DMU dalla *frontiera* dell'insieme delle possibilità produttive T . In particolare, nella SFA si assume che ϵ sia il risultato della somma di una componente aleatoria erratica v , una v. c. *normale*, e di una v. c. u che cattura l'inefficienza, ha distribuzione asimmetrica e segno negativo. Inoltre, si ipotizza che le v. c. v e u , siano tra loro indipendenti e identicamente distribuite per ogni osservazione.

Il termine u ha segno negativo perché l'output di ogni DMU non può superare quello determinato dalla funzione di produzione (la *frontiera*) in corrispondenza delle medesime quantità di inputs utilizzate dalla stessa DMU.

Una delle principali differenze tra i pionieristici lavori citati è dovuta all'ipotesi sulla famiglia parametrica che caratterizza la distribuzione della v. c. u ; nell'ordine cronologico sono state utilizzate l'*esponenziale* in [Meeusen and van Den Broeck \(1977\)](#), l'*esponenziale* e la *seminormale* in [\(Aigner et al., 1977\)](#) e solo la *seminormale* in [\(Battese and Corra, 1977\)](#).

Più tardi, le ipotesi sulle possibili distribuzioni del termine u sono state estese ad altre famiglie parametriche di v. c., come, ad esempio, la *normale troncata* ([Stevenson, 1980](#)) e la *gamma* ([Greene, 1980](#)), che ammettono una moda diversa da zero.²⁴

L'approccio della frontiera stocastica di produzione può essere impiegato per stimare la frontiera dei costi totali semplicemente invertendo il segno del termine u . In tal caso, infatti, u viene sommato e non sottratto dall'errore causale v perché le DMUs

²³Un testo esauriente sulla SFA, completo di riferimenti storici, anche se un po' datato, è quello di [Kumbhakar and Lovell \(2000\)](#). Per una introduzione manualistica recente v. [Greene \(2012, p. 879 e ss.\)](#).

²⁴Bisogna dire che, dal punto di vista operativo, l'ordinamento dei punteggi di efficienza delle DMUs non risulta alterato sensibilmente al variare delle ipotesi sulla distribuzione del termine u . Inoltre, l'impiego di forme funzionali più complesse può comportare insormontabili problemi computazionali (v. [Ritter and Simar \(1997\)](#)).

hanno costi sempre maggiori, o talvolta uguali (se sono efficienti), ai costi individuati, per ogni livello di produzione, dalla *frontiera* dei costi (la funzione di costo totale).

Indicando con y l'output osservato, \tilde{C} i corrispondenti costi totali osservati, $C(y; \beta)$ il kernel deterministico della funzione di costo (una funzione crescente di y , caratterizzata dai parametri β), in base all'ipotesi sulla distribuzione composta di ϵ , si possono avere due principali classi di modelli econometrici:

- modello additivo (nel quale ϵ è la misura diretta degli scostamenti dei costi osservati dal kernel deterministico della funzione di costo)

$$\tilde{C} = C(y; \beta) + \epsilon = C(y; \beta) + v + u \quad (8)$$

- modello moltiplicativo (dove ϵ è l'argomento della funzione esponenziale che moltiplica il kernel deterministico della funzione di costo per descrivere gli scostamenti, rispetto ad esso, dei costi osservati)

$$\tilde{C} = C(y; \beta)e^\epsilon = C(y; \beta)e^{v+u} \quad (9)$$

Restando sul piano teorico, una volta stimato il modello econometrico, avremo che, per le definizioni (5), nel modello additivo (8) l'efficienza dei costi dell'*i-esima* DMU è data da:

$$E_i = \frac{C(y_i) + v_i}{\tilde{C}_i(y_i)} = \frac{C(y_i) + v_i}{C(y_i) + v_i + u_i} \quad (10)$$

Nel modello moltiplicativo (9), invece, l'efficienza della DMU *i-esima* è:

$$E_i = \frac{C(y_i)e^{v_i}}{\tilde{C}_i(y_i)} = \frac{C(y_i)e^{v_i}}{C(y_i; \beta)e^{v_i+u_i}} = e^{-u_i} \quad (11)$$

In entrambe le formule (10) e (11) la misura dell'efficienza dei costi è compresa tra 0, quale limite inferiore nel caso della minima efficienza (o massima inefficienza), e 1, nel caso della massima efficienza. Formalmente:

$$\lim_{u \rightarrow \infty} E_i = 0 \qquad \lim_{u \rightarrow 0} E_i = 1$$

Data l'ipotesi di identica distribuzione dei termini v_i e u_i per ogni DMU, nel modello additivo, la misura E_i , definita dalla (10), dipende anche dal livello di y_i : all'aumentare delle dimensioni della produzione, l'inefficienza espressa da u (che differenzia il denominatore dal numeratore della frazione) tende a perdere peso e le DMUs più grandi tendono ad avere punteggi più efficienti. Nel modello moltiplicativo, viceversa, la misura dell'efficienza E_i non dipende dalla dimensione delle DMUs (come si evince dalla (11)). Inoltre, nella versione moltiplicativa, il termine u , quando è

sufficientemente piccolo, permette una sua immediata interpretazione in termini di spreco delle risorse finanziarie destinate all'acquisto dei fattori produttivi. Infatti, approssimando la misura di Farrell con la sua espansione nel polinomio di Taylor del primo ordine:

$$1 - E_i = 1 - e^{-u_i} \simeq 1 - (e^0 - u_i e^0) = u_i \quad \text{per } u \rightarrow 0 \quad (12)$$

In altre parole, il valore di u , quando è prossimo a 0, fornisce una buona approssimazione di quanto sia possibile decurtare (in termini percentuali) i costi di produzione, lasciando invariata la quantità di output. Di conseguenza, questa approssimazione potrebbe comportare un errore grave quando u_i è distante da zero, in tal caso è necessario fare riferimento al valore $1 - E_i$.²⁵ Nel seguito sarà esposto il *framework* essenziale dell'SFA con riferimento al costo totale di produzione, ma con un approccio generale estensibile a molti altri obiettivi di ricerca.

2.5 La distribuzione dell'errore composito nella SFA dei costi

In base al modello moltiplicativo della SFA si può formulare la seguente specificazione econometrica della funzione di costo stocastica (dove y è la quantità prodotta e $\tilde{C}(y)$ il corrispondente costo totale osservato):²⁶

$$\tilde{C}(y) = \alpha y^\beta e^\epsilon \quad (13)$$

La (13) è linearizzabile mediante la trasformazione logaritmica:

$$\log \tilde{C}(y) = \log \alpha + \beta \log y + \epsilon \quad (14)$$

Come si è detto nel paragrafo precedente, il termine di errore ϵ si dice composito perché è dato dalla somma di una v. c. normale $v \sim N(0, \sigma_v^2)$, l'errore casuale, e ds una v. c. u positivamente asimmetrica che determina la misura dell'inefficienza $e^u \in [1, \infty)$: $\epsilon = v + u$. Infatti, per la frontiera dei costi, il termine u assume segno positivo. Assumiamo che u sia distribuito come una v. c. seminormale: $u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ e che le v. c. v e u siano tra loro indipendenti. Quindi, la funzione di densità di

²⁵L'errore commesso con un'approssimazione del primo ordine di $1 - E_i$ mediante u_i deriva dal fatto che $1 - E_i$ è una funzione non lineare di u_i e, quindi, tale errore è destinato ad aumentare via via che u_i si discosta da zero.

²⁶Per non appesantire troppo le notazioni delle formule seguenti, si omette l'indice relativo all'*i-esima* delle k DMUs. Inoltre, questa formulazione della SFA, relativamente alla frontiera di costo, è riportata in Kumbhakar and Lovell (2000, p. 140), anche se dalla derivazione della pdf di ϵ sono omissi i vari passaggi. Un'altro testo introduttivo molto chiaro, anche se non contiene tutti i passaggi analitici, è quello di Coelli et al. (1998) (ampliato nella seconda edizione: Coelli et al. (2005)). Per la frontiera di produzione, una derivazione alternativa, a quella presentata nel seguito, si trova in Bogetoft and Otto (2011, p. 230) ed è basata sulla *funzione degli errori gaussiana*: $\text{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt$ che non sarà utilizzata in questa sede.

probabilità (pdf) congiunta di v e u , $f_{uv}(v, u)$, è pari al prodotto delle rispettive pdf:

$$f_{uv}(v, u) = f_v(v)f_u(u) \quad (15)$$

dove $f_v(v) = \frac{1}{\sigma_v\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{v}{\sigma_v}\right)^2}$ e $f_u(u) = \frac{2}{\sigma_u\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{u}{\sigma_u}\right)^2}$

quindi:

$$f_{uv}(v, u) = f_v(v)f_u(u) = \frac{2}{\sigma_v\sigma_u2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{u^2}{\sigma_u^2} + \frac{v^2}{\sigma_v^2}\right)} \quad (16)$$

Sostituendo $v = \epsilon - u$ nella (16), si ottiene la pdf congiunta di ϵ e u :

$$f_{\epsilon u}(\epsilon, u) = \frac{2}{\sigma_v\sigma_u2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{u^2}{\sigma_u^2} + \frac{(\epsilon-u)^2}{\sigma_v^2}\right)} \quad (17)$$

Sfruttando l'identità:²⁷

$$\frac{u^2}{\sigma_u^2} + \frac{(\epsilon-u)^2}{\sigma_v^2} = \frac{(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)}{\sigma_v^2\sigma_u^2} \left(u - \frac{\sigma_u^2\epsilon}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}\right)^2 + \frac{\epsilon^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} \quad (18)$$

la (17) può essere scritta nel modo seguente:

$$\begin{aligned} f_{\epsilon u}(\epsilon, u) &= \frac{2}{\sigma_v\sigma_u2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left[\frac{(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)}{\sigma_v^2\sigma_u^2} \left(u - \frac{\sigma_u^2\epsilon}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}\right)^2 + \frac{\epsilon^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}\right]} \\ &= \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{\epsilon^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\frac{\sigma_v^2\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}}} e^{-\frac{1}{2}\left[\frac{(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)}{\sigma_v^2\sigma_u^2} \left(u - \frac{\sigma_u^2\epsilon}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}\right)^2\right]} \quad (19) \end{aligned}$$

Posto $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$, sostituendo queste definizioni nella (19), si ottiene:²⁸

$$f_{\epsilon u}(\epsilon, u) = \frac{2}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{\epsilon^2}{\sigma^2}} \frac{1}{\frac{\sigma_v\sigma_u}{\sigma}\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left[\frac{\sigma^2}{\sigma_v^2\sigma_u^2} \left(u - \frac{\sigma_u^2\epsilon}{\sigma^2}\right)^2\right]}$$

²⁷La dimostrazione dell'identità (18) richiede qualche passaggio algebrico: si può sviluppare il quadrato del binomio $(\epsilon - u)^2$ al primo membro e poi moltiplicare e dividere per opportuni fattori per isolare il termine ϵ^2 ed ottenere il secondo membro dell'identità.

²⁸Questa è la parametrizzazione originariamente proposta in Aigner et al. (1977), l'altra, formalmente equivalente, di Battese and Corra (1977) differisce solo per la definizione del parametro $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$ in alternativa al parametro λ . Quest'ultima sostituzione comporta un certo vantaggio computazionale nelle prime fasi del calcolo numerico per la ricerca del valore iniziale da assegnare a γ (che è sempre compreso tra 0 e 1, mentre λ varia tra 0 e ∞).

$$\begin{aligned}
&= \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) \frac{1}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left[\left(\frac{u - \frac{\sigma_u^2 \epsilon}{\sigma}}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma}} \right)^2 \right]} \\
&= \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) \frac{1}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left[\left(\frac{u - \frac{\sigma_u \sigma_v \lambda \epsilon}{\sigma}}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma}} \right)^2 \right]}
\end{aligned} \tag{20}$$

dove $\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$ è la pdf della v. c. normale standard $z \sim N(0,1)$. Pertanto, seguendo [Aigner et al. \(1977\)](#) e ricordando che $u \geq 0$, la pdf della v. c. ϵ è data da:

$$\begin{aligned}
f_\epsilon(\epsilon) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{\epsilon u}(\epsilon, u) du = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) \left\{ \frac{1}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma} \sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{2} \left[\left(\frac{u - \frac{\sigma_u \sigma_v \lambda \epsilon}{\sigma}}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma}} \right)^2 \right]} du \right\} \\
&= \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) \left[1 - \Phi\left(-\frac{\lambda \epsilon}{\sigma}\right) \right] = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) \Phi\left(\frac{\lambda \epsilon}{\sigma}\right)
\end{aligned} \tag{21}$$

Nel penultimo passaggio della (21) l'espressione nelle parentesi graffe è la funzione di ripartizione $\Phi(z)$ della v. c. normale standard z .

Il risultato espresso della (21) consente di costruire la funzione di verosimiglianza necessaria per stimare i parametri dell'equazione di regressione (14) (e, quindi, della (13)). Il problema consiste nel determinare i parametri che rendono massima la funzione di *log-verosimiglianza* (i è l'indice relativo all' i -esima delle k DMUs):²⁹

$$\max_{\alpha, \beta, \sigma^2, \lambda} \sum_{i=1}^k \log f_\epsilon(\epsilon_i) \tag{22}$$

La forma esplicita dell'equazione di regressione (14), rispetto a ϵ , ci permette di sostituire questa variabile nella (21) che è, a sua volta, la funzione di densità di probabilità $f_\epsilon(\epsilon_i)$ da sostituire nel problema (22). Quest'ultimo, però, non è lineare e contiene la primitiva della funzione di densità della v. c. normale: una funzione per la quale non esiste una formulazione analitica esplicita. Quindi, per risolvere il problema (22) è necessario ricorrere ad una procedura di calcolo numerico. Senza scendere in ulteriori dettagli, è bene evidenziare che vi sono diversi algoritmi di ottimizzazione numerica impiegabili per questo scopo. Gli algoritmi iterativi del tipo *quasi-Newton* (nel senso che approssimano quello più tradizionale di *Newton-Raphson*) sono i più utilizzati per risolvere problemi di ottimizzazione non vincolata (come il problema (22)). L'impostazione dei valori iniziali, per avviare le iterazioni per la ricerca del

²⁹L'ipotesi necessaria per scrivere la funzione di verosimiglianza come prodotto delle pdf degli ϵ_i è che le osservazioni campionarie siano distribuite identicamente e siano tra loro indipendenti. Per una esposizione chiara e completa dell'inferenza statistica, v. [Piccolo \(1998\)](#).

massimo della *log-verosimiglianza*, è effettuata sulla base di una o più procedure preliminari di stima OLS e di *grid search*.

Una volta stimati i parametri σ^2 e λ , dal sistema delle equazioni definitorie $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ e $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ si ricavano i valori $\sigma_v^2 = \frac{1}{1+\lambda^2}\sigma^2$ e $\sigma_u^2 = \frac{\lambda^2}{1+\lambda^2}\sigma^2$. Il quadrato (λ^2) del parametro λ , in particolare, è dato dal rapporto tra la varianza di u e la varianza di v e quindi fornisce la misura del “peso” dell’inefficienza u (rispetto all’errore v) nella determinazione della distanza ϵ del logaritmo dei costi effettivi dalla trasformazione logaritmica della frontiera di costo stocastica. Il rapporto $\frac{\lambda^2}{1+\lambda^2}$ esprime, in termini percentuali, quanta parte della varianza totale di ϵ è spiegata dalla varianza dell’inefficienza u e il suo complemento a 1 fornisce, negli stessi termini, il “peso” percentuale della varianza dell’errore casuale v . Se $\lambda > 1$, ciò indica che la varianza dell’inefficienza u domina quella dell’errore casuale v , quindi la distribuzione degli ϵ tenderà ad assumere valori prevalentemente positivi e risulterà positivamente asimmetrica (data la maggiore incidenza sul suo andamento da parte della distribuzione seminormale degli u). Una esemplificazione di questo caso è mostrata nella *figura 2* per $\lambda^2 = 8$: il grafico di sinistra mostra l’andamento teorico delle diverse pdf e il grafico di destra una simulazione al computer basata sugli stessi parametri. Viceversa, quando $\lambda < 1$, è la varianza di v a dominare quella di u e gli ϵ tenderanno a distribuirsi in modo normale (simmetrico) intorno allo zero (la media di v). Ad esempio, per $\lambda^2 = 0.5$, la *figura 3* illustra l’andamento delle pdf teoriche e simulate. Nei casi estremi, per $\lambda \rightarrow 0$ la frontiera stocastica si ridurrà al modello OLS, mentre per $\lambda \rightarrow \infty$ si otterrà il modello COLS.

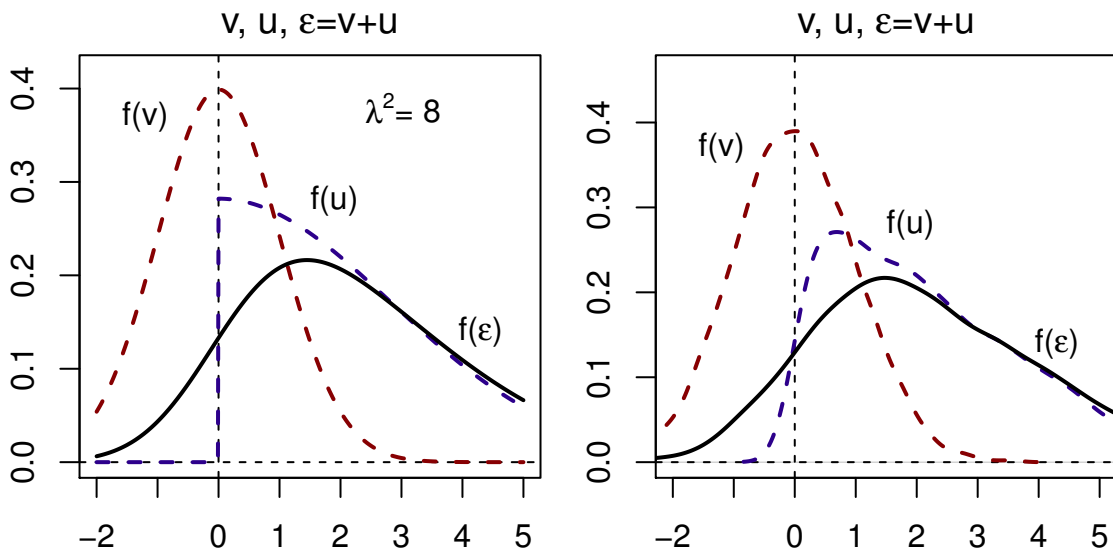


figura 2: Distribuzioni delle v. c. u , v e ϵ con $\lambda > 1$

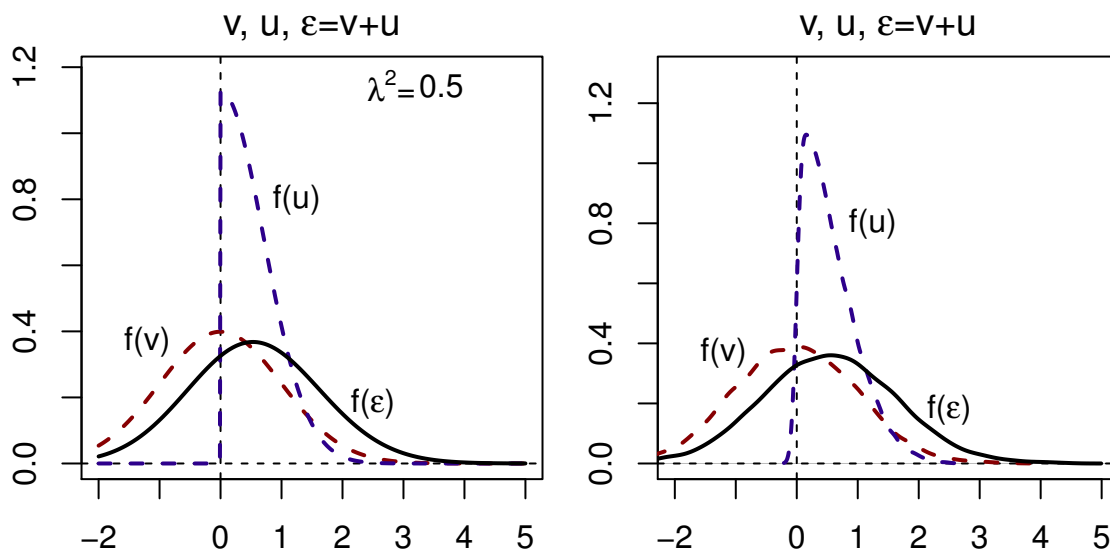


figura 3: Distribuzioni delle v. c. u , v e ϵ con $\lambda < 1$

2.7 Stima dell'efficienza delle singole DMUs nella SFA

Per quanto si è visto nel paragrafo precedente, se la distribuzione dello scostamento totale dalla *frontiera*, ϵ , assume valori prevalentemente positivi, allora risulta predominante il peso dell'inefficienza dei costi u . Se, al contrario, ϵ tende ad assumere una distribuzione normale intorno allo zero, vuol dire che è l'errore casuale v a dominarne la distribuzione. Queste osservazioni possono essere riferite anche ad ogni singola DMU. Se ϵ_i assume valore negativo, essendo il valore atteso di v pari a zero, si può dedurre che la DMU i -esima presenta un grado di inefficienza molto basso oppure nullo. Quando, invece, ϵ_i è positivo e relativamente grande, la DMU i -esima sarà da considerare tendenzialmente inefficiente, perché verosimilmente maggiore è per essa l'incidenza del termine u_i . Tali considerazioni, però, in generale, non possono essere considerate soddisfacenti ai fini del processo di valutazione dell'efficienza individuale delle DUMs. La determinazione di questa misura richiederebbe la stima di \hat{u}_i . In effetti, purtroppo, l'analisi delle frontiere stocastiche permette di stimare solo $\hat{\epsilon}_i$ e di costruire l'equazione $\hat{\epsilon}_i = \hat{v}_i + \hat{u}_i$, con due incognite \hat{v}_i e \hat{u}_i , che ammette infinite soluzioni (una soluzione \hat{u}_i per ogni valore che si può assegnare a $\hat{v}_i \in \mathbb{R}$, dove \mathbb{R} è l'insieme dei numeri reali).

Una soluzione a questo problema è stata proposta, in prima battuta, da [Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt \(1982\)](#).³⁰ L'idea di questi autori è stata quella di estrarre da ϵ_i l'informazione che esso contiene riguardo a u_i . Questa operazione può essere condotta per mezzo della distribuzione condizionata di u_i dato ϵ_i , ottenuta come rapporto

³⁰Per agevolare la lettura, i passaggi che conducono al risultato di [Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt \(1982\)](#) verranno mostrati in forma estesa di seguito, nella (23) e nella (25).

tra la (20) e la (21) del precedente paragrafo (adottando la stessa simbologia):³¹

$$\begin{aligned}
f_{u|\epsilon}(u|\epsilon) &= \frac{f_{u\epsilon}(u, \epsilon)}{f_\epsilon(\epsilon)} = \frac{\frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) \frac{1}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma} \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left[\left(\frac{u - \frac{\sigma_u \sigma_v \lambda \epsilon}{\sigma}}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma}} \right)^2 \right]}}{\frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\epsilon}{\sigma}\right) \left\{ \frac{1}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma} \sqrt{2\pi}} \int_0^\infty e^{-\frac{1}{2} \left[\left(\frac{u - \frac{\sigma_u \sigma_v \lambda \epsilon}{\sigma}}{\frac{\sigma_v \sigma_u}{\sigma}} \right)^2 \right]} du \right\}} \\
&= \frac{\frac{1}{\sigma_* \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{u - \mu_*}{\sigma_*} \right)^2}}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} = \frac{\frac{1}{\sigma_*} \phi\left(\frac{u - \mu_*}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} \tag{23}
\end{aligned}$$

dove, nel penultimo passaggio della (23), si è tenuto conto del fatto che, per definizione, $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$ e si è posto $\mu_* = \epsilon \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$ e $\sigma_* = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma}$.

Nel risultato della (23) si riconosce la pdf di una v. c. *normale troncata (a zero)* (distribuita come $N^+(\mu_{*i}, \sigma_*^2)$) che permette di calcolare il valore atteso condizionato di u_i :

$$\mathbb{E}[u|\epsilon] = \int_{-\frac{\mu_*}{\sigma_*}}^\infty u f_{u|\epsilon}(u|\epsilon) du = \int_{-\frac{\mu_*}{\sigma_*}}^\infty u \frac{\frac{1}{\sigma_* \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{u - \mu_*}{\sigma_*} \right)^2}}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} du \tag{24}$$

L'integrale della (24) si può calcolare per sostituzione.

Posto $z = \frac{u - \mu_*}{\sigma_*} \Leftrightarrow u = \sigma_* z + \mu_*$, per cui $\frac{du}{dz} = \sigma_*$, $u = -\frac{\mu_*}{\sigma_*} \Leftrightarrow z = -\frac{\mu_*(1 + \sigma_*)}{\sigma_*^2}$ e $z \rightarrow \infty$ per $u \rightarrow \infty$:

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}[u|\epsilon] &= \frac{1}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right) \sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{\mu_*(1 + \sigma_*)}{\sigma_*^2}}^\infty (\sigma_* z + \mu_*) e^{-\frac{z^2}{2}} dz \\
&= \frac{\mu_* \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*(1 + \sigma_*)}{\sigma_*^2}\right) \right]}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} + \frac{1}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} \frac{\sigma_*}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\frac{\mu_*(1 + \sigma_*)}{\sigma_*^2}}^\infty z e^{-\frac{z^2}{2}} dz \\
&= \frac{\mu_* \left[1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right) \right]}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} + \frac{1}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} \frac{\sigma_*}{\sqrt{2\pi}} \left[-e^{-\frac{z^2}{2}} \right]_{-\frac{\mu_*(1 + \sigma_*)}{\sigma_*^2}}^\infty \\
&= \mu_* + \frac{\sigma_*}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)} \frac{e^{-\frac{1}{2} \left(-\frac{\mu_*(1 + \sigma_*)}{\sigma_*^2} \right)^2}}{\sqrt{2\pi}} = \mu_* + \sigma_* \frac{\phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)}
\end{aligned}$$

riepilogando $\mathbb{E}[u_i|\epsilon_i] = \mu_{*i} + \sigma_* \frac{\phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)}{1 - \Phi\left(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*}\right)}$ (25)

³¹Nei passaggi si omette ancora l'indice della DUM da u e ϵ per non appesantire la notazione.

Per pervenire al risultato della (25), nei passaggi, si è sfruttato il fatto che la funzione $-e^{-\frac{z^2}{2}}$ è primitiva della funzione $ze^{-\frac{z^2}{2}}$ e, data la definizione di z , l'uguaglianza delle due probabilità: $\text{Prob}\left(u > -\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right) = \text{Prob}\left(z > -\frac{\mu_*(1+\sigma_*)}{\sigma_*^2}\right)$.

Tanto la media $\mathbb{E}[u_i|\epsilon_i]$, calcolata come nella (25), quanto la moda $\epsilon_i \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2}$ (per $\epsilon_i \geq 0$, altrimenti si assume $u_i = 0$) della distribuzione di u , condizionata da ϵ , possono essere utilizzate per approssimare la misura dell'inefficienza \hat{u}_i della DMU i -esima, diversamente non stimabile.³² Per determinare la misura individuale di efficienza $E_i = e^{u_i}$ (in questa espressione) bisogna sostituire u_i con il risultato della (25). Ma, come si è già osservato commentando la (12), essendo u_i solo l'approssimazione del primo ordine dell'inefficienza, che è una funzione non lineare di u_i , questa procedura implica un errore crescente della stima dell'efficienza, via via che u_i è più distante da zero. Per questo motivo è consigliato l'impiego dello stimatore $\mathbb{E}[e^{-u_i}|\epsilon_i]$, derivato da Battese and Coelli (1988), per il quale, sulla falsariga della (24) e dello sviluppo della (25), con qualche passaggio in più, si ottiene:³³

$$\mathbb{E}[e^{-u}|\epsilon] = \int_{-\frac{\mu_*}{\sigma_*}}^{\infty} e^{-u} f_{u|\epsilon}(u|\epsilon) du = \frac{[1 - \Phi(\sigma_* - \frac{\mu_*}{\sigma_*})]}{1 - \Phi(-\frac{\mu_*}{\sigma_*})} e^{\left(\frac{\sigma_*^2}{2} - \mu_*\right)} \quad (26)$$

In generale, i due valori attesi condizionati calcolati nella (25) e nella (26) restituiscono stime differenti dell'efficienza individuale delle DMUs, poiché:

$$e^{-\mathbb{E}[u_i|\epsilon_i]} \neq \mathbb{E}[e^{-u_i}|\epsilon_i]$$

Per quanto si è detto, nel terzo capitolo sarà impiegata la formula fornita dalla (26) per calcolare i punteggi di efficienza sulla frontiera di costo stocastica. Inoltre, il termine di errore u può essere anch'esso modellizzato Battese and Coelli (1993) in modo da individuare le determinanti dell'inefficienza mediante la stima di un unico modello (questa estensione sarà utilizzata ed esposta in sintesi nel terzo capitolo).

2.8 Frontiere non parametriche: DEA e SDEA

La misura dell'efficienza basata sull'approccio dell'analisi dell'involuppo dei dati (DEA, *Data Envelopment Analysis*) ha riscosso un crescente interesse a partire dalla pubblicazione del primo articolo di Charnes, Cooper and Rhodes (1978). Tale metodo

³²La moda della distribuzione condizionata di u_i è il valore che u_i deve assumere per rendere massima la (23) (pertanto è uno stimatore ottenuto massimizzando la *funzione di verosimiglianza*), il suo calcolo è immediato.

³³Dopo aver effettuato la sostituzione della variabile di integrazione, come nella (25), è necessario sfruttare l'identità $\sigma_* z + \frac{1}{2}z^2 = \frac{1}{2}(z + \sigma_*)^2 - \frac{\sigma_*^2}{2}$, e, una volta apportate le dovute semplificazioni, integrare di nuovo per sostituzione, sostituendo $(z + \sigma_*)$ con una variabile t . Si ricorda, inoltre, che anche se per brevità l'indice i è stato omesso, nella (26) le variabili u , μ_* e ϵ sono riferite alla DMU i -esima.

consiste nell'applicazione della programmazione matematica (più spesso lineare) per costruire la frontiera dell'insieme delle possibilità produttive \mathbf{T} e misurare rispetto ad essa l'efficienza di ogni singola DMU. La stima della frontiera dell'insieme \mathbf{T} mediante la DEA si fonda sul *principio di minima estrapolazione*: dati n inputs ed m outputs, e le ipotesi sulle caratteristiche di \mathbf{T} , tale principio consiste nell'approssimare \mathbf{T} mediante il più piccolo sottoinsieme dello spazio $\mathbb{R}_+^n \times \mathbb{R}_+^m$ che contiene tutte le combinazioni di input-output delle K DMUs prese in esame. Fermo restando il *principio di minima estrapolazione*, al variare delle ipotesi assunte per \mathbf{T} si ottengono diverse declinazioni della modellistica DEA.

Consideriamo il caso della misura dell'efficienza θ_i nella produzione *input oriented*, per la DMU i -esima, il problema generale della DEA può essere formulato nei seguenti termini:

$$\begin{aligned}
& \min_{\theta_i, \lambda_{j=1, \dots, K}} \theta_i \\
& \text{Sub. to } \theta_i \mathbf{x}_i \geq \sum_{j=1}^K \lambda_j \mathbf{x}_j \\
& \mathbf{y}_j \leq \sum_{j=1}^K \lambda_j \mathbf{y}_j \\
& \lambda_j \in \Lambda \qquad \qquad \qquad \forall j \in \{1, \dots, K\} \qquad (27)
\end{aligned}$$

Nel problema di minimo vincolato (27) i coefficienti λ_j appartengono all'insieme non negativo Λ che definisce le proprietà caratteristiche del *technology set* \mathbf{T} , rispettando in ogni caso il *principio di minima estrapolazione*. Le varianti dei modelli DEA più utilizzate, che soddisfano sempre l'ipotesi di *free disposability*, sono ottenute modificando la definizione dell'insieme Λ . Nella *tabella 2* sono elencati i modelli DEA più comunemente impiegati con le caratteristiche ipotesi sulla convessità dell'insieme delle possibilità produttive e sui *rendimenti di scala* della corrispondente frontiera.

tabella 2: Classificazione dei modelli DEA in base alle caratteristiche di \mathbf{T}

Mod.	Convess.	Rend. di scala	Λ
VRS	SI	Variabili	$\Lambda_{VRS} := \left\{ \lambda_j \geq 0, \forall j \in \{1, \dots, K\} \mid \sum_{j=1}^K \lambda_j = 1 \right\}$
CRS	SI	Costanti	$\Lambda_{CRS} := \left\{ \lambda_j \geq 0, \forall j \in \{1, \dots, K\} \right\}$
IRS	SI	Non decrescenti	$\Lambda_{IRS} := \left\{ \lambda_j \geq 0, \forall j \in \{1, \dots, K\} \mid \sum_{j=1}^K \lambda_j \geq 1 \right\}$
DRS	SI	Non crescenti	$\Lambda_{DRS} := \left\{ \lambda_j \geq 0, \forall j \in \{1, \dots, K\} \mid \sum_{j=1}^K \lambda_j \leq 1 \right\}$
FDH	NO	Variabili	$\Lambda_{FDH} := \left\{ \lambda_j \in \{0, 1\}, \forall j \in \{1, \dots, K\} \mid \sum_{j=1}^K \lambda_j = 1 \right\}$

La frontiera a rendimenti di scala variabili (VRS, *Variable Returns to Scale*) è determinata da un vettore dei coefficienti λ_j che appartiene al semplice unitario di dimensione $K - 1$ (tale insieme può essere indicato, senza ambiguità, con Λ_{VRS}). La frontiera a rendimenti costanti (CRS, *Constant Returns to Scale*) è determinata da un vettore di coefficienti λ_j che appartiene all'ortante non negativo dello spazio euclideo a K dimensioni (tale insieme può essere indicato con Λ_{CRS}). La frontiera a rendimenti di scala non decrescenti (indicata convenzionalmente con l'acronimo IRS, *Increasing Returns to Scale*) è determinata da un vettore di coefficienti λ_j appartenente al semispazio positivo chiuso inferiormente dal semplice unitario (Λ_{IRS}). La frontiera a rendimenti di scala non crescenti (indicata convenzionalmente con l'acronimo DRS, *Decreasing Returns to Scale*) è determinata da un vettore di coefficienti λ_j che appartiene al semispazio positivo chiuso superiormente dal semplice unitario (Λ_{DRS}). La frontiera FDH (*Free Disposal Hull*) (Deprins et al., 1984) rilascia l'ipotesi di convessità ed è determinata da un vettore di coefficienti λ_j con un solo elemento pari a 1 e tutti gli altri pari a 0; in questo caso non è necessario risolvere K problemi di programmazione lineare, ma è sufficiente confrontare per coppie gli inputs e gli outputs delle K DMUs in modo da risolvere un problema di *minmax*. Con riferimento sempre alla misura di efficienza θ_i (rispetto agli inputs) dell'*i-esima* DMU, tale problema può essere formalizzato nel modo seguente:

$$\theta_i = \min_{\{\forall j | y_j \geq y_i\}} \left\{ \max_{h=1, \dots, n} \left\{ \frac{x_{jh}}{x_{ih}} \right\} \right\} \quad (28)$$

Nel problema (28) la variabile x_{ih} rappresenta la componente di indice h del vettore degli inputs \mathbf{x}_i (di dimensione n) relativo alla DMU *i-esima* (lo stesso significato è attribuito alla variabile x_{jh} riferita al vettore degli inputs \mathbf{x}_j della DMU *j-esima*). Il confronto tra i vettori degli output $\mathbf{y}_j \geq \mathbf{y}_i$ indica che il primo vettore (relativo alla DMU *j-esima*) non ha nessuna componente inferiore alla corrispondente componente del vettore degli outputs della DMU *i-esima*. L'algoritmo sintetizzato nel problema (28) è basato sul criterio di *dominanza*, la sua logica è la seguente: per tutte le DMUs che producono non meno della DMU *i-esima* si individua la componente del vettore degli inputs che è meno lontana dalla corrispondente componente del vettore degli inputs della DMU *i-esima*. Solo in tal modo, infatti, si può essere certi che la riduzione radiale degli inputs può essere applicata a tutte le componenti del vettore \mathbf{x}_i senza oltrepassare la frontiera. Successivamente si sceglie come termine di confronto la DMU (detta *peer*) per la quale la distanza determinata nel passaggio precedente risulta massima.

È facile intuire che le frontiere più aderenti ai dati producono per tutte le DMUs migliori punteggi di efficienza che, quindi, aumentano passando, nell'ordine, dall'FDH alla VRS alla CRS (le frontiere IRS e DRS producono punteggi di efficienza intermedi tra quelli delle frontiere VRS e CRS). In particolare, valgono le seguenti relazioni tra

gli insiemi Λ e \mathbf{T} :

$$\begin{aligned}\Lambda_{VRS} &\equiv \Lambda_{IRS} \cap \Lambda_{DRS} && \iff && \mathbf{T}_{VRS} \equiv \mathbf{T}_{IRS} \cap \mathbf{T}_{DRS} \\ \Lambda_{CRS} &\equiv \Lambda_{IRS} \cup \Lambda_{DRS} && \iff && \mathbf{T}_{VRS} \equiv \mathbf{T}_{IRS} \cup \mathbf{T}_{DRS} \\ \Lambda_{FDH} &\subset \Lambda_{VRS} && \iff && \mathbf{T}_{FDH} \subset \mathbf{T}_{VRS}\end{aligned}$$

L'introduzione di procedure statistiche inferenziali nella DEA è dovuta a [Banker \(1993\)](#) [v. anche [Banker \(1996\)](#)] e gli sviluppi più recenti, nella scia di questo filone di ricerca, hanno condotto all'applicazione del metodo del *bootstrap* per la stima della frontiera e dei punteggi di efficienza. A questa nuova classe di modelli si fa riferimento con l'acronimo SDEA (*Stochastic DEA*).³⁴ Il metodo *bootstrap* ([Efron and Tibshirani, 1993](#)) consiste in una procedura di *ricampionamento* (un metodo di stima non parametrico) che, in un certo senso, “amplifica” le informazioni contenute nel campione.³⁵ Nell'ambito della SDEA il *bootstrapping* viene utilizzato prevalentemente per valutare la distorsione della frontiera stimata (v. [figura 1](#) grafico di destra), la varianza dei punteggi di efficienza e la costruzione di intervalli di confidenza.

2.9 La rimozione degli outliers

Com'è noto il problema della individuazione e rimozione dei valori isolati (valori singolari o *outliers*), relativi all'osservazione di un determinato fenomeno, non ammette un'unica soluzione: diversi sono i metodi adottabili e la scelta espone sempre il fianco a qualche critica. Nel capitolo terzo saranno utilizzati due metodi per affrontare questo problema. Il primo è quello dell'analisi dei residui e della *distanza di Cook* (per individuare i punti più influenti sui risultati della stima); questo metodo è ben documentato dalla manualistica econometrica standard.³⁶ Il secondo è detto metodo della *nube di punti* (uno degli algoritmi più efficienti per l'applicazione del metodo *data cloud* è stato sviluppato da [Wilson \(1993\)](#)). In questo paragrafo si tratterà per linee generali questo secondo metodo.

Nello spazio euclideo ad $n + m$ dimensioni (n inputs ed m outputs), i dati costituiscono una *nube di punti*. Alla definizione di *outliers* possono essere ricondotti i punti

³⁴Il primo articolo di [Banker \(1993\)](#) stabilisce un importante risultato nel caso della produzione di un solo output: se l'inefficienza è vista come una v. c. con distribuzione di probabilità decrescente monotonicamente (al crescere della distanza delle DMUs dalla frontiera), allora lo stimatore DEA è uno stimatore che massimizza la funzione di verosimiglianza, inoltre tale stimatore è non distorto e consiste al crescere della numerosità campionaria. Questi risultati consentono di codurre test statistici asintotici per verificare ipotesi di cruciale importanza per la valutazione dell'efficienza e la determinazione dei fattori che tendono a influenzarla. L'introduzione delle tecniche di *bootstrapping* nella DEA è dovuta a Simar e Wilson [[Simar and Wilson \(1998\)](#) e [Simar and Wilson \(2000\)](#)].

³⁵Per una introduzione, v. [Piccolo \(1998, pp. 805 e ss.\)](#): i metodi di stima non parametrici sono fondati sulla *sostituzione* della funzione di ripartizione della popolazione con la funzione di ripartizione empirica calcolata in base al campione (per la dimostrazione che la seconda funzione è uno stimatore di massima verosimiglianza della prima v. [Piccolo \(1998, p. 592\)](#)).

³⁶Ad es., v. [Greene \(2012, p.139 e ss.\)](#) e, per i fondamenti di questo tipo di analisi, [Davidson and MacKinnon \(2003\)](#).

(le singole osservazioni) che sono più distanti dal sottoinsieme della *nube* che non li contiene. Il criterio di selezione è basato sull'iper-volume dell'iper-parallelepipedo ad $n + m$ dimensioni che contiene (è generato da) la *nube dei punti*: i punti selezionati come *outliers* saranno quelli che, definito il loro numero, una volta rimossi, provocheranno la massima contrazione della nube, cioè del volume dell'iper-parallelepipedo che la contiene.

Sia A la matrice $k \times (n + m)$ delle osservazioni, nel nostro caso la matrice degli n inputs X e degli m outputs Y riferiti alle k DMUs, per cui: $A = [X, Y]$. L'iper-volume dell'iper-parallelepipedo che contiene ogni combinazione convessa dei vettori riga di A è pari alla radice quadrata del determinante della matrice $A'A$ (dove A' è la matrice trasposta di A), tale determinante è positivo perché la matrice $A'A$ è definita positiva per costruzione.³⁷

Indicando con D il determinante della matrice $A'A$ e con $D_{(i)}$ lo stesso determinante calcolato dopo aver rimosso l'osservazione (DMU) *i-esima*, è chiaro che il rapporto $R_{(i)} = \frac{D_{(i)}}{D}$ sarà compreso tra 0 e 1. Se si rimuovono r osservazioni per volta e si ricalcola $R_{(r)}$, dopo aver ripetuto il calcolo per tutte le combinazioni possibili dei k elementi di classe r , con un semplice confronto dei risultati sarà possibile determinare il minimo di $R_{(r)}$ (il valore $\min\{R_{(r)}\}$ che è funzione di r). Il rapporto $\frac{R_{(r)}}{\min\{R_{(r)}\}}$ assumerà valori maggiori o uguali a 1 e il suo logaritmo sarà maggiore o uguale a zero. Il *log-ratio*, calcolato per mezzo della formula $\log \frac{R_{(r)}}{\min\{R_{(r)}\}}$, è la misura che consente di individuare gli *outliers*. Ripetuto il calcolo per diversi valori di r , si sceglierà di rimuovere quel gruppo di r elementi per il quale il minimo *log-ratio* (che è pari a zero) è il più distante (maggiormente isolato) rispetto agli altri *log-ratio* calcolati per lo stesso numero intero r . In questo modo vengono individuati gli r punti la cui eliminazione provoca la massima contrazione del volume della *nube di punti*. È immediato verificare che il gruppo di *outliers* più numeroso (con r maggiore) contiene i gruppi di outliers meno numerosi (con r minore). La scelta del gruppo di *outliers* ammette ancora degli elementi di discrezionalità in riferimento alla numerosità r del gruppo da rimuovere, in quanto diversi valori di r potrebbero soddisfare le condizione per l'identificazione del gruppo di *outliers*. In ogni caso, il calcolo risulta oneroso perché, ad esempio, date 50 osservazioni, per determinare i gruppi di *outliers*, contenenti da 1 fino a 5 osservazioni, è necessario calcolare $50 + 1225 + 19600 + 230300 + 2118760 = 2369935$ determinanti. Inoltre, nelle procedure di calcolo più pesanti, bisogna tener conto del fatto che la limitatezza dei numeri di macchina di qualunque calcolatore può incidere drasticamente sull'elaborazione dei dati, generando errori rilevanti nei risultati.³⁸ Per questi motivi risulta molto utile l'algoritmo ottimizzato di Wilson per l'applicazione del

³⁷Per una illustrazione semplice, rigorosa, ma anche intuitiva di questa proprietà del determinante, v. [Strang \(2005, p. 249 e ss\)](#), oppure [Birkhoff and Mac Lane \(1977, p. 327 e ss\)](#).

³⁸Per una introduzione ai problemi del calcolo numerico in campo scientifico, v. [Quarteroni and Saleri \(2006\)](#).

metodo *data cloud* (per un'esemplificazione si rinvia al capitolo terzo).³⁹

2.10 Stima dei costi efficienti e regolamentazione tariffaria

La regolamentazione tariffaria del settore idrico è ispirata a forme di *yardstick competition*, ma, com'è noto, l'eterogeneità delle gestioni pone serie difficoltà operative all'adozione di questa forma di regolamentazione intesa a *surrogare* i meccanismi concorrenziali di mercato. Per esemplificare l'applicazione della determinazione dell'efficienza dei costi di produzione all'attività di regolamentazione prendiamo in considerazione i grafici della *figura 4*.⁴⁰

Il grafico in alto a sinistra rappresenta la funzione (frontiera) di produzione e una DMU con una combinazione di input e output descritta dal punto B.

La DMU potrebbe ridurre la quantità di input del $51.3\% = 1 - TE_i = 1 - 48.7\%$ (dove *TE* indica l'efficienza tecnica) per adottare la combinazione di input e output propria del punto A e diventare tecnicamente efficiente. Ma, dato che la stessa DMU paga il fattore produttivo impiegato ad un prezzo (*w*) superiore a quello corrente di mercato (rappresentato dall'inclinazione della retta continua uscente dall'origine degli assi nel grafico in basso a sinistra), pur spostandosi nel punto A, risulterebbe ancora inefficiente da punto di vista allocativo. Infatti, la DMU dovrebbe, in base a quanto mostrato dal grafico in basso a destra, ridurre il proprio costo di produzione del $67.52\% = 1 - EC = 1 - 32.48\%$ (dove *EC* è l'efficienza dei costi, o economica, data dal prodotto dell'efficienza tecnica *TE* e dell'efficienza allocativa *EA*) per raggiungere il costo totale di produzione più efficiente nel punto D. In altri termini, la DMU, dopo avere ridotto la quantità di input del 51.3%, dovrebbe anche ridurre la remunerazione dell'input del 33.33% per raggiungere il livello dei costi più efficiente.

Il valore 32.48% potrebbe essere il punteggio di efficienza attribuito ad un gestore del SII in base alla stima della *single-input cost function* ottenuta con una delle tecniche esposte in questo capitolo. Se così fosse, il regolatore dovrebbe chiedere a tale gestore affidatario una riduzione del costo di produzione pari al 67.52% per fare in modo che questi raggiunga un livello efficiente del costo di produzione a parità di servizio fornito. Il gestore per ottenere questo risultato dovrebbe diventare efficiente dal punto di vista tecnico, riducendo gli inputs (a parità di output), e dovrebbe anche ridurre la remunerazioni corrisposte agli inputs impiegati nel processo produttivo. Ma, d'altra parte, in generale, le azioni intraprese dal gestore per adempiere alle richieste del

³⁹L'applicazione del capitolo terzo ha usufruito, nell'ambito del programma statistico R del CRAN (*The Comprehensive R Archive Network*), del pacchetto software FEAR elaborato e concesso gentilmente in uso per scopi individuali di ricerca dal prof. Wilson che sentitamente si ringrazia (Wilson, 2008).

⁴⁰L'esemplificazione grafica è agevolata dal fatto che la funzione di costo totale relativa alla produzione di un solo output con un solo input è *autoduale* per definizione, se il prezzo dell'input è costante e sono soddisfatte le condizioni minimali di positività e andamento monotonicamente crescente della funzione di produzione. Dati questi requisiti, la scelta della forma funzionale non incide sull'interpretazione dei grafici.

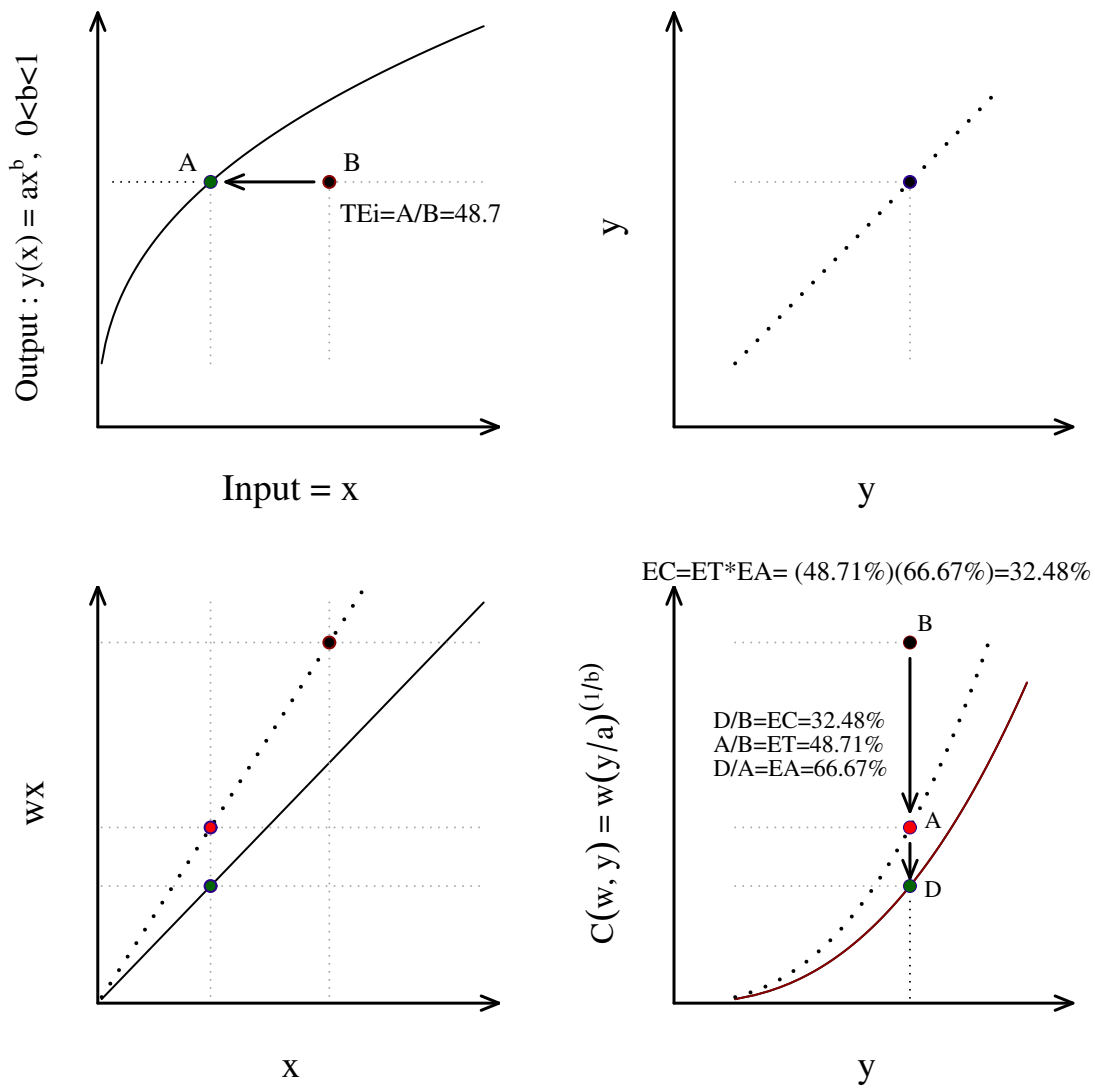


figura 4: Corrispondenza tra funzione di produzione e funzione di costo

regolatore, non sono al centro degli *interessi istituzionali* di quest'ultimo. Una politica maggiormente discrezionale richiederebbe, da questo punto di vista, una gestione esclusivamente pubblica del SII. Viceversa, ciò che accade nella prassi è che il gestore tende ad appellarsi alle condizioni specifiche (avverse) nelle quali svolge la propria attività e all'impossibilità del confronto dei propri costi di produzione con quelli degli altri gestori. Su questo terreno dialettico, e politico, può risultare efficace l'analisi di *benchmarking*. Si tratta di uno strumento che, se utilizzato correttamente, può volgere a favore del regolare alcune di quelle tensioni che vengono naturalmente a verificarsi durante il rapporto regolatorio [Bogetoft \(2000\)](#).

Cap. 3

La stima dell'efficienza del SII italiano

3.1 Evidenze e carenze informative del settore idrico

Al termine degli anni '90 l'attività di gestione dei servizi idrici era ancora generalmente caratterizzata da una scala di produzione molto ristretta: il numero di gestori era quasi pari a quello dei circa 8000 comuni italiani. Dopo tredici anni dall'avvio della riforma, al termine del 2007, il numero dei soggetti gestori risultava dimezzato, erano in totale meno di 4000, e, di questi, circa 110 avevano sottoscritto una convenzione di affidamento secondo quanto previsto dalla nuova normativa.⁴¹ Infine, nel 2012, il numero totale dei gestori si è ridotto a 3000 (di cui 2000 gestioni in economia). Negli stessi anni, in particolare dal 1999 al 2008, la popolazione residente interessata dalle gestioni non comunali è aumentata di circa il 24%, superando ampiamente l'85% della popolazione residente in Italia nel 2008.⁴² Un grande, ma lento, progresso nell'applicazione delle riforme che ha modificato profondamente l'assetto industriale del settore idrico rispetto al 1999, quando solo due erano le Autorità d'Ambito Ottimale (ATO) che, in Veneto e Toscana, avevano effettuato l'affidamento, interessando meno dell'1% della popolazione totale italiana (cioè poche centinaia di migliaia di residenti).⁴³ Ciò nonostante, il regime di regolazione pubblica del settore non dispone, ancora oggi, di un adeguato supporto informativo e al momento non è ancora stato attivato alcun processo sistematico di raccolta e pubblicazione dei dati consuntivi sull'attività di gestione.⁴⁴ La maggior parte dei dati attualmente accessibili riguardano, infatti, i volumi fisici relativi all'approvvigionamento e alla distribuzione idrica a livello comunale o di ATO piuttosto che, in modo specifico, le attività di gestione di questi

⁴¹La riforma del settore idrico italiano è stata avviata con la legge n. 36, del 5 gennaio 1994.

⁴²Elaborazione su dati ISTAT.

⁴³V. CONVIRI (2010, p. 31).

⁴⁴Questo deficit informativo, a distanza di quasi 20 anni dall'inizio della riforma, è stato evidenziato sia dalla Commissione nazionale di vigilanza sulle risorse idriche (CONVIRI), sia, più di recente, dall'Autorità per l'energia elettrica e il gas (AEEG). Vedi: CONVIRI (2010) e AEEG (2012).

servizi, in particolare per quanto attiene ai soggetti affidatari. Questa carenza di fatto pregiudica l'efficacia dell'attività di regolamentazione del servizio idrico italiano.

Nei successivi paragrafi sarà presentata dapprima una rassegna dei lavori che hanno avuto ad oggetto la stima dell'efficienza nella gestione del SII italiano (§3.2). Successivamente si presenteranno i dati utilizzati nel presente lavoro per stimare l'efficienza dei costi operativi dei gestori (§3.3). Si illustreranno quindi i risultati ottenuti con le stime condotte in base alle metodologie introdotte nel capitolo secondo: prima quelle parametriche, deterministiche (COLS §3.4) e stocastiche (SFA §3.5), e poi quelle non parametriche, deterministiche e stocastiche (DEA e SDEA §3.6), eseguendo un confronto dei risultati. Per ogni modello stimato sarà proposta un'analisi dell'incidenza sulla performance della gestione dei costi operativi di due importanti caratteristiche del gestore: l'assetto proprietario e la condizione di monouility o multiutility. Successivamente sarà proposto un test che utilizza l'approccio *difference in differences* per stimare l'impatto della riforma sugli interventi infrastrutturali nel SII (§3.7). Infine, si trarranno le conclusioni della ricerca alla luce dei risultati empirici ottenuti (§3.8).

3.2 Le stime dell'efficienza del SII

La stima dell'efficienza del servizio idrico è stata oggetto di numerosi studi. Uno scrupoloso lavoro di rassegna è stato condotto da [Abbott and Cohen \(2009\)](#) con riferimento a circa 70 articoli pubblicati tra gli anni 1969 e il 2007, aventi ad oggetto le caratteristiche strutturali del settore idrico, quali, ad esempio: le economie di scala, le economie di scopo, l'impatto dell'assetto proprietario, pubblico o privato, e del regime di regolamentazione.

L'industria idrica degli Stati Uniti e quella inglese sono tra le più studiate (anche perché questi Paesi hanno introdotto per primi le riforme), seguono l'Australia, il Brasile, la Scozia, la Spagna e l'Italia.

Diversi autori, per diversi aspetti, hanno fornito importanti contributi all'analisi empirica dei risultati economici conseguiti negli ultimi quindici anni nella gestione del SII italiano. L'analisi dell'efficienza dei costi di gestione è stata l'oggetto specifico degli articoli presi come riferimento nella presente ricerca. La [tabella 3](#) fornisce un riepilogo sintetico dei lavori selezionati con riguardo agli aspetti più rilevanti per gli argomenti trattati nel seguito di questo capitolo. Gli obiettivi principali dei contributi citati, i dati da essi utilizzati e la metodologia adottata verranno brevemente richiamati nelle prossime righe, cercando di volta in volta di porre in evidenza le principali differenze rispetto ai metodi e ai risultati presentati in questa sede.

Nel lavoro di [Fraquelli and Moiso \(2005\)](#) sono stimati i miglioramenti di efficienza previsti dai *piani d'ambito* delle ATO durante la prima fase di attuazione della riforma avviata con la legge Galli. Lo studio è finalizzato, principalmente, ad indagare gli aspetti qualitativi della programmazione e, in particolare, a stabilire se vi sono

economie di scala sfruttabili a livello di ATO. Ma, l'interrogativo di maggior interesse, per le argomentazioni qui sviluppate, è se la pianificazione dei costi - quale base per la fissazione delle tariffe - è stata concepita per conseguire incrementi di efficienza nel tempo. Per tali scopi viene stimata una frontiera di costo stocastica, seguendo la metodologia proposta da [Battese and Coelli \(1995\)](#). I dati utilizzati sono rilevati dai *piani d'ambito* di 18 ATO con riferimento ad un periodo di 20-30 anni, ottenendo un panel sbilanciato costituito in totale da 407 osservazioni. La funzione di costo stocastica, per la quale gli autori assumono la forma translogaritmica, consente di valutare l'evoluzione dell'efficienza nel tempo e tra le imprese, distinguendo la riduzione dei costi indotta dai cambiamenti tecnologici da quella provocata dai miglioramenti di efficienza. Per tener conto dell'eterogeneità delle ATO in rapporto alle caratteristiche della rete, viene introdotta una variabile dicotomica che assume valore unitario se il divario tra l'acqua introdotta nella rete e l'acqua distribuita supera la media di tali differenze. Inoltre, la lunghezza della rete viene utilizzata per distinguere le economie di densità dalle economie di scala [seguito [Antonioli and Filippini \(2001\)](#)]. La densità della popolazione è approssimata dividendo il numero dei residenti per la lunghezza della rete. Tale variabile può avere un effetto ambiguo sui costi di produzione: può provocarne la riduzione, al diminuire delle distanze tra gli utenti, oppure può far aumentare i costi unitari quando si presentano fenomeni di congestione. La variabile dipendente è il costo totale di produzione. I regressori sono: i metri cubi di acqua distribuita, il prezzo della forza lavoro, il prezzo dell'elettricità, delle materie prime, dei servizi e del capitale, la lunghezza della rete, il livello delle perdite (una variabile dummy, come detto poc'anzi). Il tempo, anch'esso inserito tra i regressori, riflette gli effetti del progresso tecnico sull'efficienza. Il prezzo della forza lavoro è determinato rapportando il costo totale del lavoro al numero degli occupati. Il prezzo dell'energia elettrica è ricavato dividendo la relativa spesa per la quantità d'acqua immessa nella rete. Il prezzo delle materie prime, dei servizi e del capitale è ottenuto dividendo i relativi costi totali per la lunghezza della rete. Le variabili (eccetto il tempo) sono tutte normalizzate rispetto alla loro media e sottoposte alla trasformazione logaritmica. Le elasticità dei costi totali rispetto all'output, alla lunghezza della rete e ai prezzi dei fattori risultano tutte positive e significative. La relazione tra i costi variabili e il tempo risulta, invece, debole, mostrando che non si verificano significative riduzioni di costo dovute al progresso tecnico. Per le imprese più piccole si registrano elevate economie di densità. Rispetto alla quantità d'acqua distribuita si evidenziano forti economie di scala, fino alla soglia dei 90 milioni di metri cubi (corrispondenti in media a circa un milione di abitanti serviti). Al riguardo Gli autori sottolineano che il management delle imprese più grandi deve spesso confrontarsi con una maggiore burocrazia ed una complessità più elevata: l'area servita è più ampia, con altitudini più elevate e minori densità di popolazione. Visto che l'entità media dell'output per ATO è di 59 milioni di metri cubi, secondo gli autori, l'aumento delle dimensioni potrebbe consentire

significativi guadagni di efficienza. Inoltre, dall'elevata dispersione dei punteggi di efficienza dei gestori all'interno delle ATO gli autori fanno conseguire l'insufficienza dei meccanismi di controllo. I risultati hanno quindi due implicazioni di policy che riguardano rispettivamente, da una parte la necessità di migliorare il benchmarking (il sistema di determinazione dei costi standard deve tener conto dell'eterogeneità dei gestori) e dall'altra la revisione delle dimensioni ottimali delle ATO previste dalla legge Galli, rafforzando anche il controllo delle ATO più grandi e inefficienti.

Lo studio di Anna Giolitti [Giolitti \(2010\)](#) verifica l'esistenza di economie di scala e di densità nel settore idrico italiano per gli anni dal 2005 al 2007, considerando un panel di trenta imprese. I dati sono stati raccolti mediante i siti web dei gestori e integrati per mezzo di questionari somministrati per mezzo di interviste telefoniche. Nell'analisi sono stati utilizzati sia alcuni strumenti di statistica descrittiva, sia l'inferenza condotta per mezzo di una frontiera di costo stocastica. La funzione di costo totale stimata nella forma translogaritmica ha come outputs i m^3 di acqua erogata e il numero di utenti, gli inputs variabili sono il lavoro e i materiali e i servizi (i cui prezzi fungono da regressori nella funzione di costo), i Km di rete idrica rappresentano invece un fattore di produzione fisso. Il prezzo del lavoro è stato ottenuto come rapporto tra il costo del lavoro e il numero degli addetti. Il prezzo dei materiali e dei servizi è stato ottenuto come rapporto tra i loro costi totali e il volume di acqua immessa in rete. Tutti i valori monetari sono stati deflazionati considerando come anno base il 2005. Le variabili sono state normalizzate rispetto alla loro media geometrica e rispetto al prezzo del lavoro. Lo studio rileva una forte incidenza delle perdite di rete (in media il 39% dell'acqua immessa), e quindi la necessità di ingenti investimenti. Risultano presenti economie di scala e di densità sia nel breve che nel lungo periodo, conseguibili soprattutto dalle imprese di minori dimensioni (al di sotto dei 50 milioni di m^3), ma anche da quelle più grandi (che servono meno di 500000 abitanti). Gli ambiti territoriali si approssimano spesso all'estensione provinciale che appare essere in media sottodimensionata rispetto agli incrementi di efficienza conseguibili.

tabella 3: Stime dell'efficienza nel SII italiano

Autori	Dati	Modello	Variabili	Risultati	Eterogeneità
Fraquelli and Moiso (2005)	Dati rilevati dai piani d'ambito: 18 ATO per circa 20-30 anni, 407 osservazioni (panel sbilanciato).	Costi di produzione, m^3 di acqua immessa e distribuita, lunghezza della rete, popolazione residente, occupati, tempo.	Efficienza conseguibile mediante un aumento delle dimensioni e un miglioramento del benchmarking.	Si tiene conto della densità della popolazione e delle perdite di rete.	L'eterogeneità non è considerata.
Giolitti (2010)	Raccolta diretta di dati da 30 gestori dei servizi idrici dal 2005 al 2007 (panel bilanciato).	Funzione di costo variabile (stimata con il metodo SURE): il costo totale è riferito a due outputs.	m^3 acqua erogata e numero di utenti (i due outputs), prezzo del lavoro, e prezzo dei materiali e dei servizi (inputs variabili), i Km della rete idrica (input fisso).	Elevate economie di densità e di scala nel breve periodo, meno accentuate nel lungo periodo. Sono conseguibili miglioramenti di efficienza ampliando la scala di produzione.	L'eterogeneità non è considerata.
Romano and Guerrini (2011a)	Dati da Co.n.vi.r.i e database AIDA relativi a 43 gestori (mono utility) del servizio idrico per l'anno 2007.	Data Envelopment analysis (CRS e VRS).	Sono considerati come inputs i costi dei materiali, del lavoro, dei servizi e delle locazioni. Output: acqua distribuita.	Le aziende di proprietà completamente pubblica sono più efficienti così come le imprese localizzate nel Centro-Sud d'Italia rispetto alla frontiera CRS. Vi sono economie di scala oltre i 50000 utenti.	Il campione è suddiviso in clusters in base alla localizzazione geografica, alla struttura proprietaria (pubblica o mista) e alle dimensioni (popolazione servita).
Abrate et al. (2011)	Dati previsionali dei Piani d'Ambito del 2007 relativi a 46 ATO per 12-30 anni, 1115 osservazioni (panel sbilanciato).	SFA, forma translogaritmica, 4 modelli stiamati (inclusi True Random Effects e un modello a classi latenti).	Outputs: acqua immessa e numero degli residenti ai quali è fornito il servizio di depurazione. Inputs: prezzo del lavoro, prezzo di altri fattori variabili e prezzo del capitale (tasso medio di deprezzamento).	L'inefficienza invariante rispetto al tempo assume un peso rilevante. Ciò consiglia di migliorare il benchmarking e l'istituzione di un'autorità di controllo nazionale. Moderati risultati no i guadagni di efficienza e i miglioramenti tecnologici nel tempo.	L'eterogeneità osservabile è considerata mediante l'estensione dell'area servita, il numero delle municipalità, l'altitudine e la localizzazione sul territorio. L'eterogeneità non osservabile contribuisce a migliorare la stima nei due modelli che la contemplan.

3.3 Descrizione dei dati della Banca D'Italia

I dati raccolti dalla Banca d'Italia, mediante una survey campionaria condotta nel 2007, sono relativi ad un capione di 73 gestori del servizio idrico integrato (le unità di rilevazione) e riguardano l'anno 2006.⁴⁵ Le variabili (dati ed anagrafica) sono riepilogate (con le denominazioni, le unità di misura e le didascalie) nella *tabella 4* (a pag. 40). Tali dati (in cross-section) possono essere impiegati per l'analisi dell'efficienza dei costi operativi di gestione e per cercare di individuare le determinanti dell'inefficienza. La successiva *tabella 5* (a pag. 41) elenca, per ogni variabile rilevata, alcuni principali indicatori statistici, come specificato dal seguente elenco (nella quarta colonna di questa tabella, per ogni variabile, è riportato il numero di valori mancanti derivanti dall'assenza della risposta del gestore alla corrispondente domanda del questionario):

1. sig: sigla della variabile;
2. variabile: denominazione sintetica della variabile;
3. N: numero delle osservazioni valide;
4. NA: numero dei valori omessi;
5. min: minimo;
6. max: massimo;
7. media: media campionaria;
8. mediana: mediana campionaria;
9. devSt.: la deviazione standard campionaria.

Le principali caratteristiche del campione di gestori del SII italiano sono messe in evidenza dalle tabelle 6, 7, 8 e dalle tabelle 10 e 11, in queste ultime due sono stati ricalcolati gli indicatori già presentati da [Benvenuti and Gennari \(2008\)](#). Rispetto al lavoro di questi autori, le discrepanze negli indicatori di costo della *tabella 11* sono dovute al differente procedimento di aggregazione seguito in questa sede per questi ultimi. In particolare, visto che i dati della survey della Banca d'Italia presentano valori omessi per alcune variabili sei è aderito al principio che la somma (dei costi o dei ricavi) non possa essere inferiore alle sue componenti (lo stesso criterio può essere usato anche per quanto riguarda l'acqua immessa e l'acqua erogata dalle reti di distribuzione idrica). Inoltre per fronteggiare il problema dei valori omessi si sono utilizzati tre diversi criteri di imputazione: quello più "euristico" dell'attento esame dei singoli valori (cercando di rispettare il principio poc'anzi richiamato)⁴⁶, il metodo della *regression-based Imputation* (RBI) ([Cameron and Trivedi, 2005](#), p. 923 e ss.) e quello dei *k-nearest-neighbor* (kNN) ([Troyanskaya et al., 2001](#)). Di conseguenza, in ogni elaborazione delle stime sono stati utilizzati sia il campione originario raccolto dalla Banca D'Italia, sia le tabelle ottenute con i precedenti tre metodi di imputazione dei valori mancanti.

⁴⁵Per ovvie ragioni, i dati sono stati resi anonimi dalla Banca d'Italia omettendo il riferimento al gestore (anche se, in molti casi, resta ancora individuabile grazie ai dati territoriali e di attività).

⁴⁶Ad esempio, tra l'altro, è facile individuare il secondo gestore (per il numero di utenze e la collocazione territoriale) e che è di proprietà completamente pubblica anche se tale informazione è stata omessa dal gestore nel compilare il questionario.

Il campione raccolto dalla Banca d'Italia copre circa il 42% della popolazione e circa il 30% dei comuni italiani (stando ai dati ISTAT relativi all'anno 2006).

Alcuni gestori sono delle *multiutility*, come esposto nella *tabella 6*, in quanto forniscono anche altri servizi pubblici (raccolta rifiuti, gas, elettricità, trasporto) all'interno e/o, eventualmente, all'esterno dell'ATO nel quale gestiscono i servizi idrici.

La distribuzione territoriale delle osservazioni (i gestori) è stata riepilogata nella *tabella 7*, mettendo in evidenza (nelle prime due colonne dei dati) il loro stato di monouility o multiutility. Le aziende che gestiscono solo la fornitura di servizi idrici (40 gestori) sono il 55% dell'intero campione mentre le multiutility ne costituiscono il 45% (sono 33 sul totale dei 73 gestori). Entrambe le categorie sono presenti su tutto il territorio nazionale, anche se le multiutility sono relativamente più concentrate nel nord-est del Paese.

Nella *tabella 8* è riportata (nella prima colonna) la quota di partecipazione pubblica alla proprietà dell'impresa, distinguendo (nelle successive colonne) la corrispondente distribuzione territoriale. Si può notare che tutte le 6 imprese meridionali presenti nel campione sono di proprietà completamente pubblica, a differenza delle altre 3 macroaree, dove è presente la partecipazione privata, ma con quote che superano il 50% solo in 4 casi su 73.

Inoltre, Tra le principali variabili che costituiscono il database della Banca d'Italia sussistono forti legami lineari (tutti positivi), come è mostrato dalla *tabella 9* (a pag. 43) che riporta le correlazioni tra le variabili e i corrispondenti livelli di significatività.

Nelle tabelle 10 e 10, sono riportate indici e rapporti spesso utilizzati alcune analisi di benchmarking. Nonostante l'esame di questi rapporti possa fornire utili informazioni, sarebbe errato fondare esclusivamente su di essi il benchmarking delle performance produttive o dei costi. Vi sono diverse ragioni per evitare questa pratica. Ad esempio considerando un'impresa multiprodotto, essa può avere costi medi di produzione per ogni singolo prodotto maggiori di altre imprese, eppure può risultare nel complesso più efficiente di tutte le altre imprese. Il fatto è che a determinare la performance dei costi di produzione non è solo il costo unitario di ogni processo produttivo, ma anche il livello di attivazione di ognuno di essi relativamente agli altri. Una valutazione corretta dell'efficienza dell'impresa deve essere basata su una comparazione congiunta di tutti i processi produttivi. Naturalmente questo fatto è noto da tempo, e può essere evidenziato facilmente con gli schemi produttivi di Leontief, e anche con quelli dalla vecchia scuola fisiocratica, ma la popolarità che ha acquisito di recente è dovuta all'articolo di Fox (1999), per cui è meglio noto come *Fox's paradox*.⁴⁷

Riguardo, per inciso, a questo tipo di rapporti può essere interessante notare che il costo medio per addetto (C_p/O_c), pari a circa 41.000 euro, è l'indicatore che ha la variabilità relativa più bassa, il coefficiente di variazione (rapporto tra deviazione

⁴⁷L'approccio degli indicatori di performance basati sui rapporti è stato utilizzato, ad esempio, nello studio di benchmarking sui costi operativi condotto dall'ANEA, nel marzo del 2008, Passerini et al. (2008).

standard e valore assoluto della media) è pari a 0.19, mentre la variabilità relativa più alta è quella della densità territoriale dell'utenza (U_t/K_q , rapporto tra numero di utenze ed estensione territoriale sulla quale si svolge l'attività di gestione del SII) con un valore medio di 0.12 e un coefficiente di variazione pari a 1.27.

tabella 4: Variabili - Banca d'Italia, Survey 2007

N	Var	Cod/Misura	Variabile
1	Ma	cod	Macroarea (sigla: NO, NE, CE, ME)
2	Ge	cod-num	Gestore (codice numerico)
3	Pu	perc	Partecipazione pubblica
4	Dr	categ*	Raccolta rifiuti
5	De	categ*	Fornitura di energia elettrica
6	Dg	categ*	Fornitura di gas
7	Dt	categ*	Trasporto
8	Po	migl	Popolazione
9	Kq	kmq	Superficie
10	Ut	migl	Utenze
11	Nc	unit	Numero di comuni
12	Kd	km	Rete di distribuzione
13	Kf	km	Rete fognaria
14	Ac	mc	Acqua prelevata captata
15	As	mc	acqua di superficie
16	Af	mc	acqua da sorgente o da falda
17	Qa	mc	Acqua acquistata da altri gestori
18	Qv	mc	Acqua venduta ad altri gestori
19	Ap	mc	Acqua potabilizzata
20	Ap1	mc	solo disinfezione
21	Ap2	mc	trattamento fisico semplice e disinfez.
22	Ap3	mc	trattamento fisico e chim. norm e dis.
23	Ap4	mc	trattamento fisico e chim. spinto e dis.
24	Ai	mc	Acqua immessa distribuita
25	Fa	mc	Acqua fatturata
26	In	kgg	Carico inquinante trattato Kg/giorno
27	Rt	euro	Ricavi totali
28	Ra	euro	Ricavi per servizio di acquedotto
29	Rd	euro	Ricavi per servizio di depurazione
30	Rf	euro	Ricavi per servizio di fognatura
31	Rq	euro	Ricavi da quota fissa
32	Co	euro	Costi operativi totali
33	Ca	euro	Ammortamenti
34	Cm	euro	Materiali
35	Cs	euro	Costi per servizi
36	Ce	euro	di cui energia elettrica
37	Cz	euro	di cui manutenzione
38	Ct	euro	Costi per godimento beni di terzi
39	Cn	euro	di cui canone di concessione ATO
40	Cp	euro	Costi del personale
41	Oc	unit	Occupazione media
42	Cl	perc	Aliquota media di ammortamento

* Variabile categoriale di risposta alla domanda: "Il gestore gestisce anche (nell'ATO o in altri ATO) il servizio di: Raccolta rifiuti, Fornitura di energia elettrica, Fornitura di gas o Trasporto?". Esiti: 0=no; 1=si solo nell'ATO; 2=si solo altrove; 3=si, sia nell'ATO che altrove.

tabella 5: Riepilogo dati - Banca d'Italia, Survey 2007

	Var	Misura	N	NA	Min	Max	Media	Dev.St.
1	Pu	perc	73	1	0.00	100.00	82.14	24.55
2	Dr	categ	73	0	0.00	3.00	0.56	0.96
3	De	categ	73	0	0.00	3.00	0.37	0.84
4	Dg	categ	73	0	0.00	3.00	0.44	0.91
5	Dt	categ	73	0	0.00	1.00	0.05	0.23
6	Po	migl	73	3	5.33	4071.58	350.29	652.72
7	Kq	kmq	73	10	9.10	19358.00	1429.58	2536.75
8	Ut	migl	73	4	2.55	847.48	98.55	116.71
9	Nc	unit	73	1	1.00	237.00	33.01	42.43
10	Kd	km	73	5	47.00	11862.00	2162.15	2228.29
11	Kf	km	73	6	0.00	9534.00	1153.78	1508.27
12	Ac	mc	73	5	0.00	698100.00	54630.09	111687.95
13	As	mc	73	7	0.00	323971.08	10246.04	41258.72
14	Af	mc	73	7	0.00	688200.00	45092.93	95320.40
15	Qa	mc	73	3	0.00	36474.96	2524.95	5704.36
16	Qv	mc	73	3	0.00	63300.00	2437.52	8145.93
17	Ap	mc	73	17	0.00	543236.31	42875.06	85943.04
18	Ap1	mc	73	21	0.00	219265.23	23995.78	41896.31
19	Ap2	mc	73	21	0.00	172900.00	6509.02	26743.33
20	Ap3	mc	73	22	0.00	287037.74	8771.17	41133.64
21	Ap4	mc	73	22	0.00	43787.08	5489.16	11600.73
22	Ai	mc	73	7	394.92	568300.00	48353.79	96949.01
23	Fa	mc	73	3	410.23	349500.00	27462.01	53893.66
24	In	kgg	73	36	0.00	6000.00	303.46	1204.65
25	Rt	euro	73	1	648.05	371718.00	38626.22	67052.99
26	Ra	euro	73	9	0.00	173511.06	16562.85	25341.33
27	Rd	euro	73	9	0.00	69413.00	7728.95	13017.07
28	Rf	euro	73	12	0.00	26669.00	2969.45	4991.00
29	Rq	euro	73	10	0.00	50425.54	2805.04	6854.67
30	Co	euro	73	8	529.13	288553.00	29004.04	48068.44
31	Ca	euro	73	2	4.08	50162.00	4392.25	8333.94
32	Cm	euro	73	3	2.09	19413.04	2544.60	4238.01
33	Cs	euro	73	2	137.09	182706.59	15588.92	28945.01
34	Ce	euro	73	6	84.90	54870.99	4256.08	7562.02
35	Cz	euro	73	8	4.16	52584.00	4042.42	7751.80
36	Ct	euro	73	4	0.00	29923.00	3289.70	5769.29
37	Cn	euro	73	5	0.00	22869.00	1934.16	4275.50
38	Cp	euro	73	2	0.00	75863.67	7669.38	13331.63
39	Oc	unit	73	6	5.00	1457.00	181.67	272.81
40	Cl	perc	73	16	2.19	17.00	6.76	3.81

Elaborazione su dati della Banca d'Italia (mc e valori monetari in migliaia).

tabella 6: Multiutility / monouility- Banca d'Italia, Survey 2007

Multi/monouility	Raccolta rifiuti	GAS	Elettricità	Trasporti
Multiutility (33)	25	18	15	4
Nell'ATO	17	11	8	4
Sia nell'ATO che fuori	8	7	5	0
Solo fuori dall'ATO	0	0	2	0
Non prestano il servizio	48	55	58	69
Totale	73	73	73	73

(Elaborazione su dati della Banca d'Italia).

tabella 7: Distribuzione territoriale Multiutility - Banca d'Italia, Survey 2007

Macroarea	Monouility	Multiutility	Totali
Centro	8	5	13
Meridione	4	2	6
Nord Est	14	19	33
Nord Ovest	14	7	21
Totali	40	33	73

(Elaborazione su dati della Banca d'Italia).

tabella 8: Percentuale di partecipazione pubblica - Banca d'Italia, Survey 2007

Percentuale	Centro	Meridione	Nord Est	Nord Ovest	Totale
0	0	0	0	1	1
20	0	0	1	0	1
34	0	0	0	1	1
34.8	0	0	0	1	1
51	3	0	0	3	6
53.5	0	0	1	0	1
55	1	0	0	1	2
58.7	0	0	7	0	7
60	0	0	0	1	1
61.86	0	0	2	0	2
62.85	0	0	1	0	1
67.67	1	0	0	0	1
74.2	0	0	0	1	1
80	0	0	0	1	1
87.98	0	0	0	1	1
94	1	0	0	0	1
94.26	1	0	0	0	1
Totale <100	7	0	12	11	30
100	5	6	21	10	42
Totale	12	6	33	21	72

(Elaborazione su dati della Banca d'Italia).

tabella 9: Matrice delle correlazioni, B.I. Survey 2007

	Ac	Af	Ai	Fa	Rt	Po	Ut	Kq	Nc	Kd	Oc	Co	Ca	Cm	Cs	Ct	Cp	Cl
Ac	1																	
Af	0.94	1																
Ai	0.99	0.92	1															
Fa	0.96	0.89	0.95	1														
Rt	0.96	0.86	0.95	0.97	1													
Po	0.96	0.81	0.97	0.94	0.97	1												
Ut	0.86	0.7	0.83	0.87	0.85	0.88	1											
Kq	0.92	0.74	0.9	0.84	0.86	0.92	0.92	1										
Nc	0.62	0.45	0.64	0.65	0.68	0.74	0.79	0.79	1									
Kd	0.74	0.62	0.76	0.78	0.82	0.82	0.87	0.8	0.76	1								
Oc	0.96	0.85	0.96	0.95	0.97	0.96	0.9	0.87	0.7	0.85	1							
Co	0.92	0.88	0.92	0.94	0.98	0.96	0.62	0.62	0.57	0.71	0.95	1						
Ca	0.71	0.72	0.74	0.8	0.73	0.68	0.42	0.35	0.44	0.58	0.71	0.76	1					
Cm	0.53	0.37	0.52	0.62	0.68	0.61	0.58	0.57	0.49	0.71	0.59	0.55	0.45	1				
Cs	0.93	0.76	0.87	0.89	0.94	0.92	0.83	0.87	0.69	0.79	0.92	0.93	0.54	0.66	1			
Ct	0.7	0.78	0.72	0.68	0.68	0.65	0.3	0.3	0.4	0.56	0.65	0.85	0.64	0.42	0.53	1		
Cp	0.97	0.85	0.97	0.96	0.98	0.98	0.89	0.9	0.7	0.83	0.99	0.96	0.71	0.61	0.93	0.65	1	
Cl	-0.23	-0.25	-0.2	-0.25	-0.2	-0.22	-0.19	-0.07	-0.13	-0.23	-0.16	-0.14	0.1	-0.22	-0.15	-0.1	-0.14	1

(Elaborazione su dati della Banca d'Italia). Pearson P-value: ' ' > 0.05 > * > 0.01 > ** > 0.001 > ***.

tabella 10: Gestori SII - Riepilogo Survey Banca d'Italia (2007)

	Nord Ovest	Nord Est	Centro	Sud e Isole	Totale	ND
Gestori	21	33	13	6	73	0
Percentuale Risposte	67.7%	82.5%	76.5%	42.9%	71.6%	-
Dimensioni medie						
Estensione Territoriale (km^2)	705	990	2067	5027	1430	10
Comuni	33	21	39	88	33	1
Popolazione	291	205	551	993	350	3
Utenze	51	80	145	256	99	4
Rete distribuzione (km)	1304	1866	3587	3554	2162	5
Rete fognaria (km)	773	951	1639	2696	1154	6
Modalità di approvvigionamento (valori percentuali)						
Acq.Falda (mc)	82.9	84.6	97.0	54.2	81.5	7
Acq.Superf. (mc)	17.1	15.4	3.0	45.8	18.5	7
Potabilizzazione (valori percentuali)						
Disinfezione	44.4	51.3	92.3	48.8	55.2	21
Fisico/chimico	55.6	48.7	7.7	51.2	44.8	22
Natura del controllo (valori percentuali)						
Solo Pubblico	47.6	63.6	46.2	100.0	58.9	0
Ricavi solo pubbl.	63.4	42.6	59.4	100.0	62.6	0
Prevalentemente Pubblico	38.1	33.3	53.8	0.0	35.6	0
Ricavi prev. pubbl.	17.9	57.1	40.6	0.0	32.9	0
Prevalentemente Privato	14.3	3.0	0.0	0.0	5.5	0
Ricavi prev. priv.	18.8	0.4	0.0	0.0	4.5	0
Settori di attività (valori percentuali)						
Monouility	66.7	42.4	61.5	66.7	54.8	0
Ricavi Monouility	65.5	21.6	44.5	91.3	51.0	1
Multiutility	33.3	57.6	38.5	33.3	45.2	0
Ricavi Multiutility	34.5	78.4	55.5	8.7	49.0	1
di cui:						
Rifiuti	28.6	54.5	7.7	0.0	34.2	0
Ricavi Rifiuti	34.3	77.7	2.0	0.0	31.9	1
Energia/gas	23.8	33.3	30.8	33.3	30.1	0
Ricavi Energia/gas	33.8	57.6	54.4	8.7	42.3	1
Trasporti	9.5	3.0	7.7	0.0	5.5	0
Ricavi Trasporti	1.6	0.7	1.0	0.0	0.9	1

tabella 11: Gestori SII - Indici dei ricavi e dei costi - Banca d'Italia (2007)

	Nord Ovest	Nord Est	Centro	Sud e Isole	Mono	Multi	TOT
Composizione ricavi							
Ricavi Totali	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Acquedotto	39.8	51.8	53.1	48.8	47.8	48.1	47.9
Depurazione	31.5	21.6	18.9	17.7	21.1	27.7	22.9
Fognatura	12.0	9.0	6.8	6.4	8.1	10.4	8.7
Quota fissa	6.3	5.9	11.6	12.6	10.0	6.3	9.0
Composizione costi							
Costi operativi totali	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Ammortamenti	12.0	13.2	9.3	13.0	12.0	12.0	11.9
Costi del personale	20.8	20.6	24.6	24.1	22.5	21.8	22.4
Materiali	5.2	12.9	4.4	5.2	5.2	11.3	7.4
Servizi	42.7	42.3	44.7	52.0	47.0	41.4	45.0
Energia	11.2	12.5	17.9	15.7	14.3	13.3	14.2
Manutenzioni	14.3	17.2	9.7	8.5	12.6	12.7	12.5
God. beni di terzi	12.1	10.2	14.1	4.5	9.0	12.7	10.4
Canone di concess.	9.5	3.8	10.9	3.7	6.2	8.3	7.1
Rapporto costi/ricavi	94.8	97.4	89.2	91.3	91.2	98.5	93.7
Ricavi(€)/Acq.fatt.(mc)	1.51	1.27	1.28	1.43	1.44	1.27	1.40

3.4 L'efficienza dei costi operativi rispetto alla frontiera COLS

Per la determinazione della frontiera dei costi di produzione del campione di gestori esaminato nel precedente paragrafo, è opportuno partire dal metodo più semplice: il modello di regressione ordinario corretto (COLS, *Corrected Ordinary Least Squares*). Ma, è anche utile una breve premessa di carattere metodologico sulla stima dei minimi quadrati (OLS) che è sottesa al modello COLS.

Come si è detto nel secondo capitolo, il modello OLS (*Ordinary Least Squares*) interpreta ogni scostamento dalla frontiera come l'effetto di una componente erratica (casuale). L'efficienza è calolata confrontando il costo della singola DMU con il costo atteso (condizionato) della stessa DMU, determinato in base ai costi di tutte le DMUs per mezzo della regressione. Ma, allora, in questo caso, lo stesso termine *frontiera* risulta inappropriato perché la funzione stimata non è il minimo costo di produzione possibile per ogni livello di output: molte DMUs risiedono al di sotto della "*frontiera*" di costo stimata (una contraddizione in termini). Il modello COLS, viceversa, interpreta ogni scostamento dalla frontiera in termini di inefficienza, essendo quest'ultima la realizzazione di una opportuna variabile casuale. Tale frontiera, quindi, può candidarsi ad approssimare (per eccesso) i costi minimi teorici e rispetta il *principio di minima estrapolazione*. Ciò è garantito dal procedimento di calcolo che consiste nello spostare

verso il basso la “frontiera” OLS di una entità pari al minor residuo (tenuto conto del segno) di quest’ultima.

Poniamo che i costi operativi (Co) siano funzione della quantità di metri cubi di acqua fatturata (venduta, distribuita) all’utenza (Fa), di modo che la parte deterministica del modello sia descritta dall’equazione $Co = \alpha(Fa)^\beta$ e che l’inefficienza sia rappresentata da una componente moltiplicativa del tipo e^u , essendo u un’opportuna variabile casuale. Effettuata la linearizzazione di questa equazione mediante la trasformazione logaritmica, si ottengono le seguenti stime (nelle quali la componente u , che si suppone sia determinata dall’inefficienza, è additiva, *tabella 12*):

tabella 12: Stima della “frontiera” OLS: $\ln(Co) = \ln(\alpha) + \beta \ln(Fa)$

Parametri	Stima	Errore Standard	valore t_c	Pr(> t)	
Stima sull’intero campione originario					
	$\ln(\alpha)$	0665	0.6086	1.09	0.279
(Fa)	β	0.93	0.064	14.52	0.0000
Osservazioni 62, GDL: 60, R-quadro: 0.7785, R-quadro corretto: 0.7748.					
Stima sull’intero campione con dati imputati					
	$\ln(\alpha)$	1.0439	0.7991	1.306	0.196
(Fa)	β	0.9456	0.0488	19.366	0.0000
Osservazioni 70, GDL: 68, R-quadro: 0.8465, R-quadro corretto: 0.8443.					
Stima su dati imputati rimossi 10 gestori <i>super-efficienti</i>					
	$\ln(\alpha)$	1.85141	0.7258	2.551	0.0134
(Fa)	β	0.90345	0.04419	20.445	0.0000
Osservazioni 60, GDL: 58, R-quadro: 0.8782, R-quadro corretto: 0.8761.					

Il valore del parametro β (nella *tabella 12*) è di poco inferiore a 1 (e molto significativo dato che il p -value è pressoché 0), ed è quindi (moderatamente) in sintonia con la tesi delle economie di scala crescenti (almeno per quanto riguarda l’andamento dei costi associati ai fattori variabili della produzione). Tale risultato tende a rafforzarsi via via che vengono eliminati i gestori con maggior volume di acqua fatturata. I risultati della stima della frontiera COLS sono esposti nella *figura 5*, essa mostra (procedendo dall’alto in basso e da sinistra a destra) i grafici relativi a: 1) la regressione lineare sui logaritmi delle due variabili (Co e Fa) e la frontiera COLS (la retta più in basso), 2) la relativa distribuzione dei residui rispetto alla stima OLS, 3) il grafico dei leverage (in ascissa) e dei residui standardizzati in ordinata, 4) il grafico dei punteggi di efficienza (in ascissa) e del volume di acqua fatturato in ordinata e la distribuzione dei punteggi di efficienza (le cui frequenze relative sono misurate sempre sulle ordinate. In particolare, dal terzo grafico non si rilevano osservazioni estremamente influenti (o se si vuole anomale): i punti ai quali è associato un elevato residuo non presentano un elevato leverage e viceversa. In altri termini, come si evince

dal terzo grafico della *figura 5*, nessun punto ha coordinate che si collocano oltre il primo o il secondo isolivello della *distanza di Cook* (individuabili grazie alle linee tratteggiate in corrispondenza dei valori 0.5 e 1).

L'asimmetria negativa della distribuzione dei residui è un sintomo della rilevanza dell'inefficienza rispetto all'incidenza dell'errore squisitamente casuale. Questa evidenza emergerà meglio nel seguito quando agli stessi dati sarà applicata l'analisi SFA. Eliminando i 10 gestori più efficienti (che potrebbero essere considerati dei casi particolari perché *super-efficienti*), emerge l'asimmetria positiva della distribuzione dei punteggi (*figura 6*). Questo rilievo, che potrebbe essere interpretato come un diffuso ed elevato grado di inefficienza, magari imputabile ad una regolamentazione tariffaria piuttosto debole, risulta evidente confrontando le figure 5 (relativa all'intero campione) e 6 (relativa ad un sottoinsieme di osservazioni campionarie più distanti dalla frontiera COLS costruita sull'intero campione).

Inoltre, sempre con riferimento alla stima esposta nella *tabella 12*, non sono state rilevate differenze significative tra i gestori a capitale completamente pubblico e le gestioni nelle quali partecipa anche il capitale privato (tale risultato permane anche modificando il *cut off* della percentuale di partecipazione pubblica utilizzato nei test). Allo stesso modo, la condizione di mono o multiutility del gestore non incide significativamente sulla stima della "frontiera" OLS. Questi risultati sono stati ottenuti applicando il test di Chow e sono riepilogati nella *tabella 13*.⁴⁸

tabella 13: Test di Chow, "frontiera" OLS: $\ln(\text{Co}) = \ln(\alpha) + \beta \ln(\text{Fa})$

<i>Fattore discriminante</i>	$n = n_1 + n_2$	<i>Gradi di libertà</i>	<i>Statistica F</i>	<i>p-value</i>
<i>Stima sui dati originari</i>				
Pubb. / non solo pubb.	61 = 36 + 25	(2, 57)	1.3551	0.2661
Mono / multiutility	62 = 33 + 29	(2, 58)	0.1407	0.8691
<i>Stima su dati imputati</i>				
Pubb. / non solo pubb.	70 = 42 + 28	(2, 66)	1.2761	0.2859
Mono / multiutility	70 = 38 + 32	(2, 66)	2.1133	0.1289

Il test è stato condotto sia sui dati originari della Banca d'Italia (prime due righe della tabella), sia su quelli ottenuti applicando diverse tecniche di imputazione per

⁴⁸Sotto l'ipotesi H_0 che i due sottoinsiemi (tra loro indipendenti) dei dati campionari, corrispondenti alle due categorie del *fattore discriminante*, abbiano lo stesso DGP (e possano quindi essere ben approssimati dallo stesso modello, con gli stessi parametri), la statistica del test di Chow si distribuisce come una v. c. F di *Fisher-Snedecor* con i gradi di libertà (*gdl*) del numeratore pari al numero dei parametri del modello e i *gdl* del denominatore pari alla numerosità campionaria meno il doppio del numero dei parametri del modello. Il test di Chow necessita dell'ipotesi che le varianze dei due gruppi di osservazioni siano identiche, V. (Greene, 2012, p. 208 e ss.). Pertanto l'accettazione dell'ipotesi *nulla* implica che la variabile identificata come *fattore discriminante* non sulla struttura del modello. Dalla *tabella 13*, dato il *p-value*, non è ragionevole rifiutare l'ipotesi H_0 in nessuno dei due casi considerati. Questo risultato resta confermato anche eliminando i gestori *super-efficienti*.

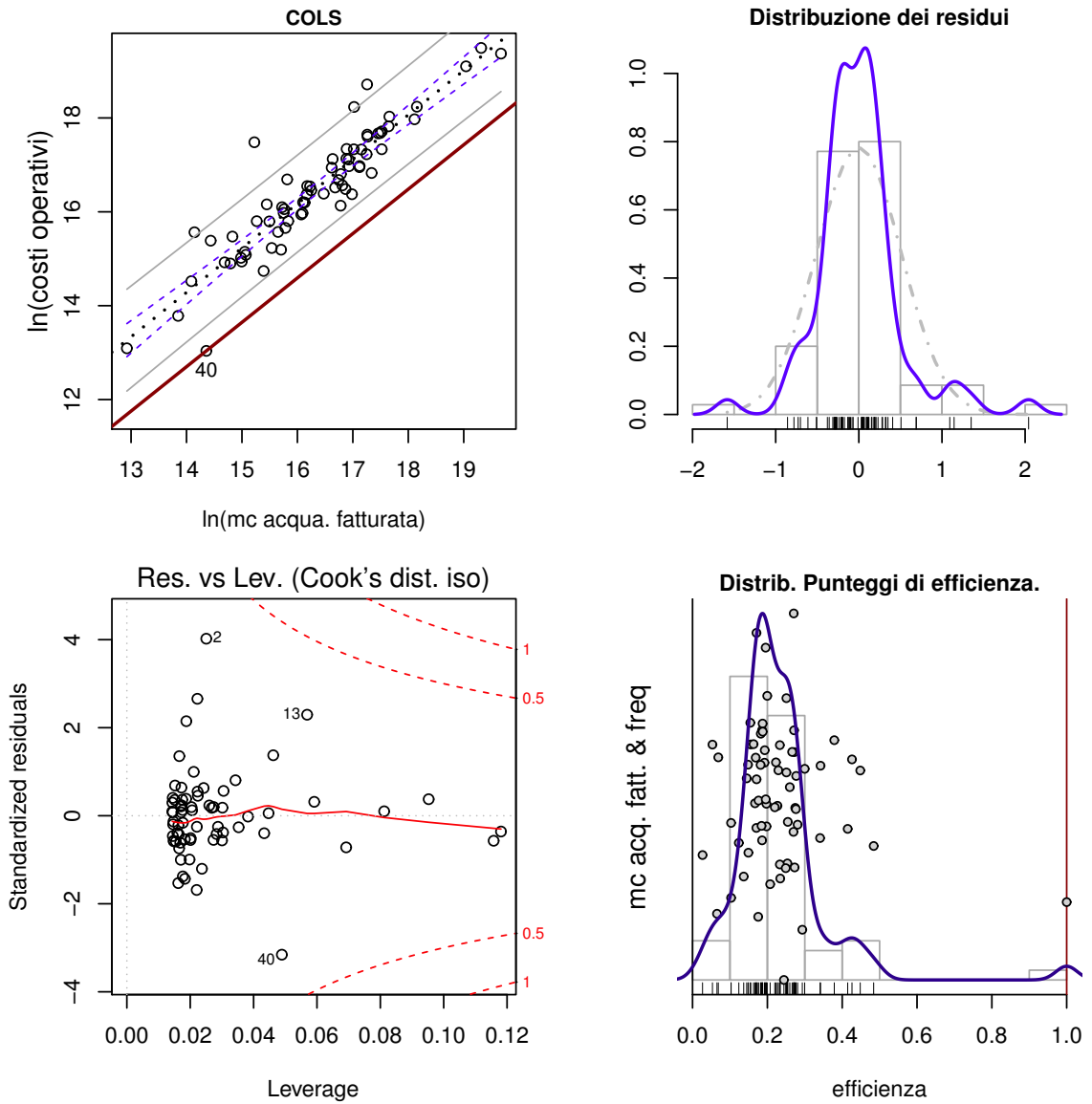


figura 5: Frontiera COLS sui dati della Banca d'Italia (70 osservazioni)

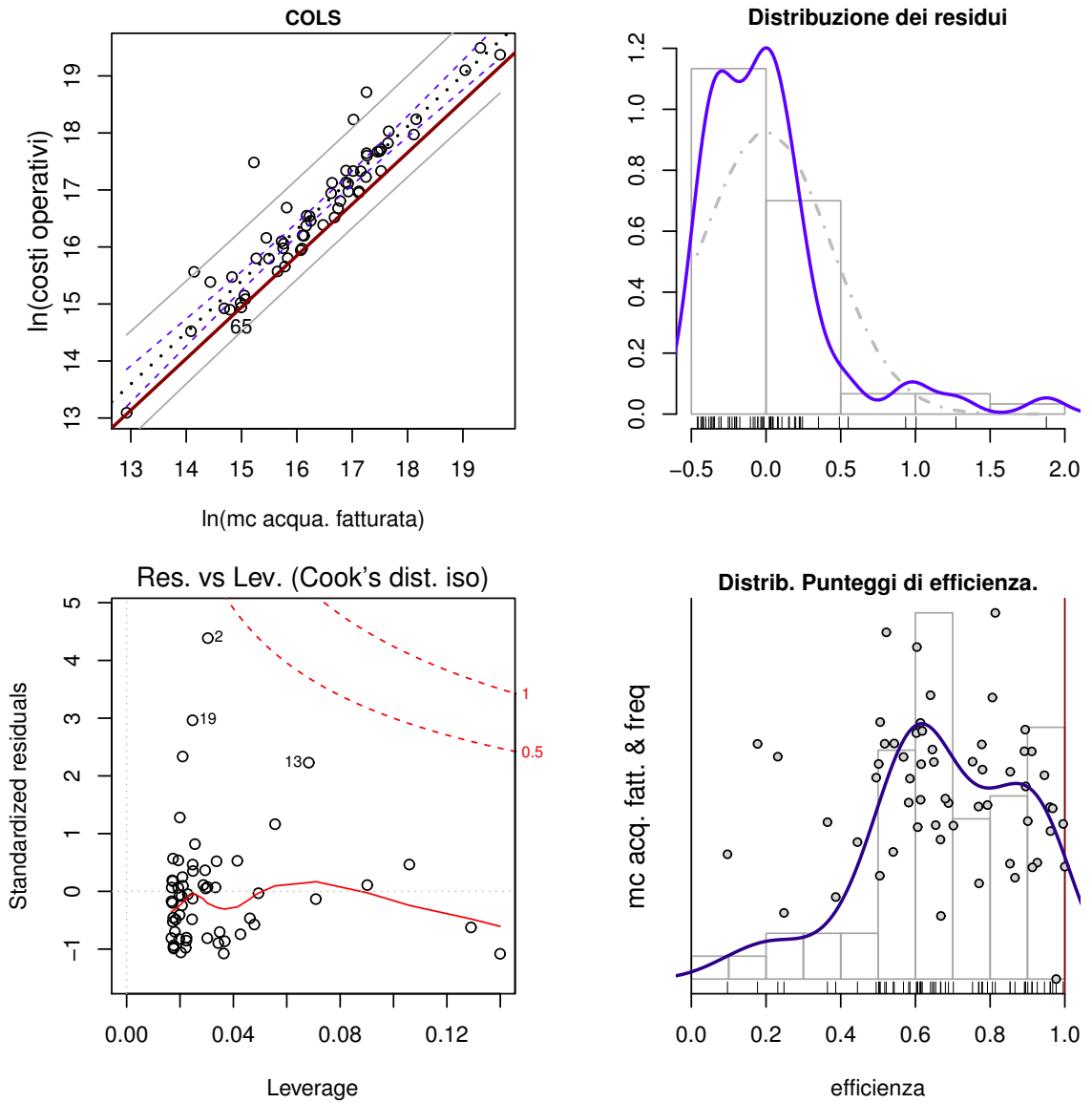


figura 6: Frontiera COLS limitata a 60 osservazioni

la stima dei dati mancanti (seconda parte della tabella), ma in nessun caso è stato possibile rifiutare l'ipotesi nulla.

In definitiva, anche ignorando i gestori *super-efficienti*, l'analisi sembra suggerire che, in media, è possibile ottenere riduzioni dei costi operativi superiori al 30% (complemento all'unità del punteggio di efficienza medio).

3.5 L'efficienza dei costi operativi rispetto alla frontiera stocastica

La frontiera di costo stocastica (SFA) consente di condurre un'analisi dell'efficienza dei costi operativi dei gestori del SII più accurata rispetto a quella consentita dalla frontiera COLS. In particolare per il modello SFA si è stimata l'equazione $\ln(Co) = \ln(\alpha) + \beta \ln(Fa) + \epsilon$, nella quale ϵ rappresenta il termine di errore composito che contempla la presenza di una componente erratica casuale (la v. c. normale, indicata con v) e di una componente che assume valori maggiori di zero e cattura l'inefficienza (si tratta della v. c. semi-normale, indicata con u). Per effettuare la stima è stato necessario rimuovere 5 osservazioni che rendevano la distribuzione di ϵ troppo difforme dagli assunti sul suo *DGP* (*data generating process*). La *tabella 14* illustra i risultati della stima di massima verosimiglianza del modello SFA seguendo la parametrizzazione $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$ e $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}$ proposta in [Battese and Corra \(1977\)](#) (BC).

tabella 14: Stima della frontiera Stocastica (BC)

	Parametri	Stima	Errore Standard	valore z_c	Pr(> z)
	$\ln(\alpha)$	1.014704	0.819891	1.2376	0.215861
(lnFa)	β	0.923034	0.048852	18.8944	< 2.2e-16 ***
	σ^2	0.343629	0.131060	2.6219	0.008743 **
	γ	0.624615	0.281072	2.2223	0.026265 *

P-value: ' ' 0.1 > . > 0.05 > * > 0.01 > ** > 0.001 > ***.
 osservazioni = 57, log verosimiglianza = -35.68613, efficienza media = 0.71705

La *tabella 15* illustra i risultati della stima con la parametrizzazione alternativa $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\lambda = \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}}$ proposta da [Aigner, Lovell and Schmidt \(1977\)](#) (ALS). La percentuale di varianza totale del termine ϵ dovuta all'inefficienza (al termine u) è data da $\frac{\lambda^2}{\lambda^2+1} = 62.5\%$. La varianza dell'inefficienza domina la varianza della componente puramente erratica (la prima è il 66.4% più grande della seconda, infatti: $\frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2} = 1.664$).

La *figura 7* mostra nel primo grafico la frontiera stocastica (SFA) compresa tra la stima OLS (la linea tratteggiata più in alto) e la frontiera COLS (la linea continua in basso).

I punteggi di efficienza del modello SFA sono riportati nella *tabella 24* (a p. 67) e scaturiscono dal calcolo del valore atteso condizionato $E[e^{-u_i} | \epsilon_i]$ determinato secondo

tabella 15: Stima della frontiera Socastica (ALS)

Parametri	Stima	Errore Standard	valore t_c	Pr(> t)
$\ln(\alpha)$	1.016	0.9087	1.118	0.268
(lnFa) β	0.923	0.0546	16.905	< 0.000
λ	1.290	0.7386	1.746	< 0.086
σ^2	0.34364			
σ_v^2	0.1289996			
σ_u^2	0.2146359			

osservazioni = 57, log verosimiglianza = -35.68614, efficienza media = 0.71704
Convergence = 4

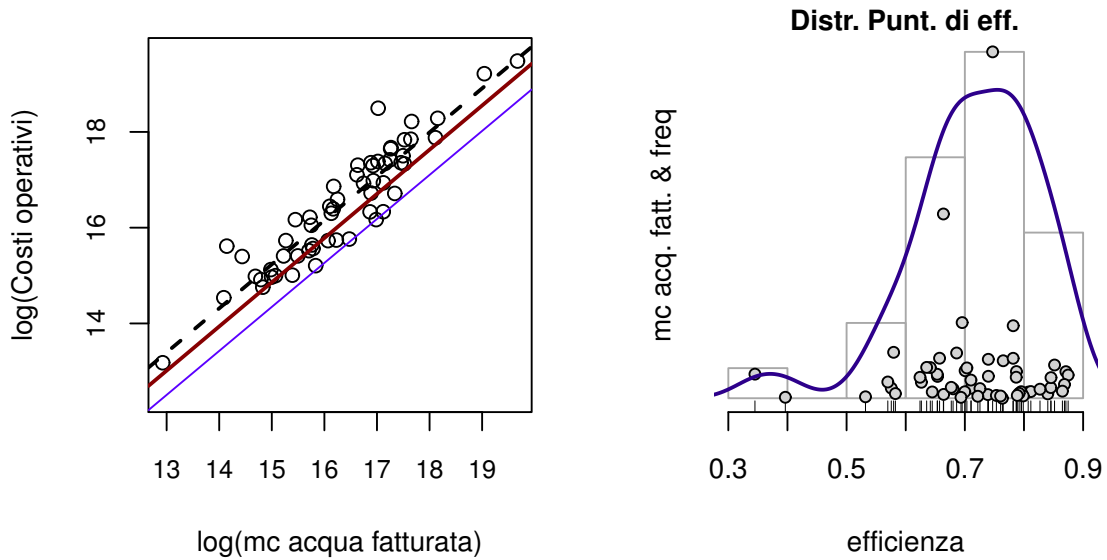


figura 7: Frontiera stocastica su 57 osservazioni - elab. su fonte BI

l'espressione (26) (a p. 24 del capitolo secondo) riportata anche qui di seguito:

$$E[e^{-u_i} | \epsilon_i] = \frac{[1 - \Phi(\frac{\sigma_* - \mu_{*i}}{\sigma_*})]}{1 - \Phi(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*})} e^{\left(\frac{\sigma_*^2}{2} - \mu_{*i}\right)} \quad (29)$$

dove: $\mu_{*i} = \epsilon_i \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} = \epsilon_i \gamma = \epsilon_i \frac{\lambda^2}{\lambda^2 + 1}$ e $\sigma_* = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} = \frac{\lambda \sigma}{\lambda^2 + 1} = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma^2}$. Questa, infatti, è la formulazione correntemente più utilizzata per i punteggi di efficienza della SFA.

Le due stime, riepilogate nelle tabelle 14 e 15, non sono solo differenti per la parametrizzazione adottata (che di per sé non incide sui risultati), esse differiscono, in particolare, per le procedure di calcolo impiegate per massimizzare la *funzione di verosimiglianza* (v. capitolo secondo, §2.9). Si può osservare che i risultati sono praticamente gli stessi.⁴⁹

⁴⁹Per massimizzare la *funzione di verosimiglianza*: la stima con la parametrizzazione BC impiega nelle fasi finali il metodo quasi-Newton di Davidon-Fletcher-Powell, v. Coelli (1996), mentre

Il modello “ristretto” ALS è stato posto a confronto con due modelli più “generali”, il primo (M1) include tra i regressori la percentuale di partecipazione pubblica alla proprietà del gestore, il secondo (M2) contiene una dummy relativa alla condizione di multiutility o monouility del gestore. Si è utilizzato il *test del rapporto di verosimiglianza* per effettuare il confronto. La *tabella 16* riepiloga i risultati:⁵⁰ in nessuno dei due casi il modello più generale (l’ipotesi alternativa) può essere preferito al modello ristretto (l’ipotesi nulla) senza il rischio di incorrere nell’errore del primo tipo con alta probabilità.

tabella 16: Test del rapporto di verosimiglianza

Modello	N.	Gdl	Log(Ver)	Δ Gdl	χ_c^2	$\Pr(>\chi_c^2)$
Ristretto ^(*)	56	4	-35.566			
M1 Part.Pub. ^(*)	56	5	-35.547	1	0.0373	0.8468
Ristretto	57	4	-35.686			
M2 Mul/mon-util.	57	5	-35.145	1	1.0821	0.2982

^(*)Manca la percentuale di partecipazione pubblica per una DMUs.

I risultati esposti nella *tabella 16* confermano l’esito del *test Chow* al termine del paragrafo precedente: l’irrilevanza della percentuale di partecipazione pubblica o dalla condizione di mono/multiutility del gestore sulla sua capacità di tenere bassi i costi operativi.

Il modello SFA, sempre del tipo Cobb-Douglas, può essere formulato in modo più generale come: $\ln(\text{CostOp}_i) = \beta_0 + \ln(\text{Outputs}_i)\beta_1 + u_i + v_i$ e $u_i = \mathbf{Z}_i\delta + w_i$.⁵¹ Questa formulazione può essere declinata ancora secondo lo schema dell’“Error Components Frontier” (v. Cap 2) di [Aigner et al. \(1977\)](#) (come si è fatto in precedenza, ponendo δ pari al vettore nullo) ma può più in generale assumere la forma dell’“Efficiency Effects Frontier” di [Battese and Coelli \(1993\)](#), (l’implementazione utilizzata sarà quella di [Coelli \(1996\)](#) nella più recente versione [Coelli and Henningsen \(2013\)](#)). L’obiettivo della seconda specificazione è quello di individuare le determinanti dell’inefficienza mediante un’unica procedura di stima. Nel seguito la variabile “Perdite” esprime l’ammontare (in migliaia) dei metri cubi di perdite per chilometro di rete idrica:

nella stima con la parametrizzazione ALS viene utilizzata una procedura basata sull’algoritmo di Broyden–Fletcher–Goldfarb–Shanno, v. [Bogetoft and Otto \(2011\)](#) e i riferimenti ivi citati.

⁵⁰Posto Q pari al rapporto tra la *massima verosimiglianza* del modello ristretto e la *massima verosimiglianza* del modello generale, la statistica $-2\log Q$, riportata nella *tabella 16* alla colonna χ_c^2 , secondo il teorema di Wilks, si distribuisce come una variabile χ^2 con gradi di libertà pari alla differenza tra le numerosità dei parametri dei due modelli. Vedi [Piccolo \(1998, p. 647\)](#).

⁵¹I questo caso con β_0 si indica uno scalare, con β_1 un vettore e con δ un vettore. Il vettore delle variabili esplicative dell’inefficienza, \mathbf{Z}_i , può includere come primo elemento 1 in corrispondenza dell’intercetta. La variabile casuale w_i è distribuita come una v. c. normale (con media zero) troncata in corrispondenza del valore $-\mathbf{Z}_i\delta$ (in tal modo la v. c. u_i si distribuisce come una v. c. normale, con media $\mathbf{Z}_i\delta$, troncata a zero). La v. c. v_i si distribuisce come una v. c. normale. Le v. c. u_i e v_i sono tra loro indipendenti per ogni i (e serialmente indipendenti).

$$\text{Perdite} = \frac{(\text{Acqua_immessa_nella_rete} - \text{Acqua_fatturata})/1000}{\text{Chilometri_di_rete_idrica}}$$

La popolazione è stata considerata come una variabile di output associata ai metri cubi di acqua fatturata. Inoltre, i costi operativi non includono i costi per il godimento dei beni di terzi (principalmente costituito dal canone di locazione pagato dal gestore all'ATO); tale componente dei costi è stata utilizzata come variabile esplicativa (includendola nella matrice **Z**), ma non è risultata significativa. I risultati sono riportati nella *tabella 17*.

tabella 17: Modelli SFA Cobb-Douglas

	Error Components Frontier		Efficiency Effects Frontier				
	MC1	MC2	MC3	MC4	MC5	MC6	MC7
(Intercept)	0.0912 (0.910)	5.17 (0.003)	4.48 (0.001)	4.54 (0.001)	3.63 (0.009)	4.61 (0.001)	3.67 (0.008)
LnAcqFatt	0.976 (0.000)	0.521 (0.000)	0.614 (0.000)	0.607 (0.000)	0.69 (0.000)	0.607 (0.000)	0.687 (0.000)
LnPopol		0.473 (0.001)	0.314 (0.009)	0.316 (0.011)	0.249 (0.040)	0.303 (0.014)	0.247 (0.039)
z_(Intercept)							
z_Macroarea						0.0777 (0.370)	0.0308 (0.810)
z_MultyUt					-0.755 (1.000)		-0.634 (1.000)
z_PartPub				0.00145 (0.683)			0.000211 (0.961)
z_Perdite			0.014 (0.014)	0.0129 (0.034)	0.0207 (0.003)	0.0132 (0.013)	0.0189 (0.070)
σ^2	0.47 (0.000)	0.383 (0.000)	0.27 (0.000)	0.24 (0.013)	0.289 (0.002)	0.224 (0.003)	0.266 (0.044)
γ	0.745 (0.000)	0.703 (0.000)	0.766 (0.000)	0.74 (0.000)	0.753 (0.000)	0.717 (0.000)	0.736 (0.000)
EfficMedia	0.6686	0.6971	0.6975	0.6822	0.7441	0.6751	0.7332
MaxLogLik	-49.4710	-44.3277	-29.1640	-29.1004	-26.9034	-28.8915	-26.8762
NumCovar	1	2	2	2	2	2	2
NumExpVar	0	0	1	2	2	2	4
NumParam	4	5	6	7	7	7	9
ValidObs	70	70	65	65	65	65	65

Neppure le variabili macroarea geografica, percentuale di partecipazione pubblica al capitale aziendale e la condizione di mono/multiutility risultano avere un peso significativo nello spiegare l'inefficienza del gestore. L'unica variabile che sembra avere un peso determinante sull'inefficienza dei gestori è quella delle perdite idriche

per chilometro di rete. In nessun caso l'intercetta del modello lineare che spiega l'inefficienza è risultata significativa (neppure nella formulazione *translogaritmica*).

La specificazione *Cobb-Douglas* utilizzata per la frontiera di costo stocastica sino può essere considerata un'approssimazione un po' "rudimentale", anche per questo la specificazione *trans-logaritmica* (un'approssimazione del secondo ordine della frontiera) è adottata con maggiore frequenza. In questo caso, la specificazione assume la seguente forma:⁵²

$$\ln(\text{CostOp}_i) = \beta_0 + \ln(\mathbf{Outputs}_i)\beta_1 + \frac{1}{2}[\ln(\mathbf{Outputs}_i)]' \beta_2 [\ln(\mathbf{Outputs}_i)] + u_i + v_i$$

e

$$u_i = \mathbf{Z}_i \delta + w_i$$

I risultati delle stime sono riportati nella *tabella 18*. In questo caso la popolazione assume significato come termine di interazione con i metri cubi di acqua fatturata mentre, come per la specificazione *Cobb-Douglas*, l'unica variabile esplicativa significativa sembra essere il livello delle perdite per chilometro di rete.

Dalle due specificazioni, anche guardando ai valori massimi delle funzioni di verosimiglianza, sembrano esser preferibili il modello MC3 e il modello MT4. Questi due modelli sono rappresentati graficamente rispettivamente nelle figure 8 e 9: nel grafico di sinistra troviamo la distribuzione dei punteggi di efficienza e nel grafico di destra l'ordinamento crescente dei rispettivi valori. In entrambi i casi, anche il gestore più efficiente dista circa otto punti percentuali dalla frontiera dell'efficienza di costo stocastica. Questa stessa interpretazione si può ottenere dall'analisi SDEA (v. successiva *figura 14*).

Nelle successive tabelle saranno riportati i risultati delle stime ottenute dal trattamento dei dati mediante il metodo NBI e kNN per l'imputazione dei valori mancanti, prima per il modello *Cobb-Douglas* tabelle 19-20 e poi per il modello *translog* 21-22.

⁵²Bisogna aggiungere che in questo caso β_2 rappresenta una matrice quadrata (generalmente supposta simmetrica) con ovvie dimensioni. Per il resto vale quanto si è detto per la specificazione *Cobb-Douglas*.

tabella 18: Modelli SFA translog

	Error Components Frontier			Efficiency Effects Frontier			
	MT1	MT2	MT3	MT4	MT5	MT6	MT7
(Intercept)	-2.47 (1.000)	6.53 (0.005)	10.5 (0.000)	5.66 (0.002)	10.1 (0.000)	4.41 (0.020)	-4.48 (1.000)
LnAcqFatt	1.48 (0.702)	0.456 (0.012)		0.544 (0.000)		0.649 (0.000)	2.69 (0.425)
LnPopol	0.444 (0.897)						-3.06 (1.000)
0.5LnAcqFatt ²	-0.0509 (1.000)		0.0243 (0.045)		0.0333 (0.001)		-0.228 (1.000)
0.5LnPopol ²	0.103 (0.749)						-0.492 (1.000)
LnAcqFatt*LnPopol	-0.0287 (1.000)	0.0249 (0.003)	0.0274 (0.003)	0.0181 (0.009)	0.0181 (0.023)	0.0135 (0.068)	0.35 (0.220)
z_(Intercept)							
z_Macroarea							0.0263 (0.817)
z_PartPub						0.000242 (0.959)	0.000719 (0.857)
z_MultyUt						-0.7 (1.000)	-0.623 (1.000)
z_Perdite				0.0138 (0.017)	0.0138 (0.020)	0.0202 (0.068)	0.0249 (0.039)
σ^2	0.386 (0.000)	0.392 (0.000)	0.388 (0.000)	0.281 (0.000)	0.289 (0.000)	0.291 (0.027)	0.216 (0.029)
γ	0.713 (0.000)	0.7 (0.000)	0.668 (0.000)	0.789 (0.000)	0.784 (0.000)	0.762 (0.000)	0.634 (0.008)
EfficMedia	0.6954	0.6950	0.6999	0.6918	0.6891	0.7362	0.7436
MaxLogLik	-44.0825	-45.2917	-46.3413	-29.3092	-30.4171	-27.2512	-25.7974
NumCovar	5	2	2	2	2	2	5
NumExpVar	0	0	0	1	1	3	4
NumParam	8	5	5	6	6	8	12
ValidObs	70	70	70	65	65	65	65

tabella 19: Modelli SFA Cobb-Douglas (imputazione RBI)

	Error Components Frontier		Efficiency Effects Frontier				
	MC1	MC2	MC3	MC4	MC5	MC6	MC7
(Intercept)	1.33 (0.137)	6.49 (0.000)	5.88 (0.002)	5.88 (0.002)	5.1 (0.012)	6.51 (0.001)	4.46 (0.003)
LnAcqFatt	0.9 (0.000)	0.434 (0.004)	0.497 (0.002)	0.497 (0.002)	0.597 (0.000)	0.466 (0.005)	0.657 (0.000)
LnPopol		0.493 (0.001)	0.41 (0.014)	0.41 (0.014)	0.288 (0.088)	0.392 (0.021)	0.228 (0.156)
z_(Intercept)							
z_Macroarea						0.136 (0.055)	0.0284 (0.822)
z_MultyUt					-1.89 (1.000)		-1.11 (1.000)
z_PartPub				5.6e-05 (0.992)			0.00117 (0.712)
z_Perdite			0.0104 (0.173)	0.0103 (0.260)	0.0293 (0.002)	0.00806 (0.193)	0.0204 (0.005)
σ^2	0.501 (0.000)	0.417 (0.000)	0.375 (0.001)	0.373 (0.037)	0.247 (0.000)	0.249 (0.000)	0.22 (0.000)
γ	0.682 (0.000)	0.648 (0.001)	0.596 (0.008)	0.594 (0.043)	0.171 (0.523)	0.215 (0.617)	1.47e-08 (0.997)
EfficMedia	0.6687	0.6949	0.6975	0.6971	0.8629	0.7021	0.8631
MaxLogLik	-56.9677	-51.8548	-51.2899	-51.2899	-47.8687	-50.4581	-47.8168
NumCovar	1	2	2	2	2	2	2
NumExpVar	0	0	1	2	2	2	4
NumParam	4	5	6	7	7	7	9
ValidObs	73	73	73	73	73	73	73

tabella 20: Modelli SFA Cobb-Douglas (imputazione kNN)

	Error Components Frontier		Efficiency Effects Frontier				
	MC1	MC2	MC3	MC4	MC5	MC6	MC7
(Intercept)	0.662 (0.455)	6.26 (0.001)	5.38 (0.000)	5.12 (0.000)	4.68 (0.002)	5.25 (0.001)	4.59 (0.001)
LnAcqFatt	0.936 (0.000)	0.435 (0.006)	0.536 (0.000)	0.56 (0.000)	0.596 (0.000)	0.543 (0.000)	0.603 (0.000)
LnPopol		0.521 (0.001)	0.369 (0.006)	0.355 (0.003)	0.322 (0.012)	0.379 (0.005)	0.327 (0.007)
z_(Intercept)							
z_Macroarea						-0.145 (1.000)	-0.176 (1.000)
z_MultyUt					-0.7 (1.000)		-1.38 (1.000)
z_PartPub				-0.0105 (1.000)			-0.00971 (1.000)
z_Perdite			0.0122 (0.129)	0.0203 (0.198)	0.0181 (0.059)	0.0131 (0.163)	0.0335 (0.230)
σ^2	0.675 (0.000)	0.557 (0.000)	0.49 (0.000)	0.803 (0.092)	0.564 (0.000)	0.608 (0.038)	1.07 (0.195)
γ	0.809 (0.000)	0.778 (0.000)	0.873 (0.000)	0.92 (0.000)	0.889 (0.000)	0.896 (0.000)	0.94 (0.000)
EfficMedia	0.6204	0.6466	0.6363	0.6777	0.6613	0.6590	0.6984
MaxLogLik	-58.5733	-52.8197	-43.7221	-43.0503	-42.0940	-43.5514	-41.4038
NumCovar	1	2	2	2	2	2	2
NumExpVar	0	0	1	2	2	2	4
NumParam	4	5	6	7	7	7	9
ValidObs	70	69	68	68	68	68	68

tabella 21: Modelli SFA translog (imputazione RBI)

	Error Components Frontier			Efficiency Effects Frontier			
	MT1	MT2	MT3	MT4	MT5	MT6	MT7
(Intercept)	-5.81 (1.000)	8.83 (0.000)	11.3 (0.000)	7.84 (0.002)	10.9 (0.000)	5.71 (0.000)	0.634 (0.533)
LnAcqFatt	2.44 (0.557)	0.293 (0.118)		0.378 (0.056)		0.578 (0.000)	2.32 (0.000)
LnPopol	-1.03 (1.000)						-3.58 (1.000)
0.5LnAcqFatt ²	-0.155 (1.000)		0.0168 (0.167)		0.0229 (0.086)		-0.231 (1.000)
0.5LnPopol ²	0.0055 (0.987)						-0.588 (1.000)
LnAcqFatt*LnPopol	0.0946 (0.773)	0.0294 (0.001)	0.03 (0.001)	0.0247 (0.009)	0.0247 (0.019)	0.0139 (0.002)	0.415 (0.030)
z_(Intercept)							
z_Macroarea							0.0149 (0.887)
z_PartPub						0.0016 (0.000)	0.00134 (0.630)
z_MultyUt						-1.33 (1.000)	-1.12 (1.000)
z_Perdite				0.00994 (0.188)	0.00987 (0.187)	0.0231 (0.000)	0.0278 (0.006)
σ^2	0.414 (0.000)	0.403 (0.001)	0.397 (0.001)	0.366 (0.001)	0.361 (0.002)	0.213 (0.000)	0.204 (0.000)
γ	0.653 (0.000)	0.622 (0.002)	0.604 (0.004)	0.576 (0.013)	0.557 (0.025)	1.02e-08 (0.002)	1e-08 (0.998)
EfficMedia	0.6955	0.7032	0.7075	0.7044	0.7089	0.8661	0.8506
MaxLogLik	-51.3226	-51.6499	-51.9119	-51.1168	-51.3951	-47.6650	-46.4167
NumCovar	5	2	2	2	2	2	5
NumExpVar	0	0	0	1	1	3	4
NumParam	8	5	5	6	6	8	12
ValidObs	73	73	73	73	73	73	73

tabella 22: Modelli SFA translog (imputazione kNN)

	Error Components Frontier			Efficiency Effects Frontier			
	MT1	MT2	MT3	MT4	MT5	MT6	MT7
(Intercept)	-13 (1.000)	7.73 (0.002)	11 (0.000)	6.73 (0.001)	10.5 (0.000)	5.71 (0.002)	-17.8 (1.000)
LnAcqFatt	3.26 (0.451)	0.364 (0.068)		0.457 (0.004)		0.543 (0.000)	4.18 (0.230)
LnPopol	-0.876 (1.000)						-2.18 (1.000)
0.5LnAcqFatt ²	-0.201 (1.000)		0.0175 (0.182)		0.0268 (0.012)		-0.281 (1.000)
0.5LnPopol ²	0.0313 (0.932)						-0.0743 (1.000)
LnAcqFatt*LnPopol	0.0791 (0.819)	0.0274 (0.003)	0.0308 (0.002)	0.0213 (0.005)	0.0222 (0.009)	0.0178 (0.012)	0.182 (0.550)
z_(Intercept)							
z_Macroarea							-0.244 (1.000)
z_PartPub						-0.0101 (1.000)	-0.0114 (1.000)
z_MultyUt						-1.07 (1.000)	-1.38 (1.000)
z_Perdite				0.0116 (0.165)	0.0112 (0.190)	0.0292 (0.156)	0.0328 (0.306)
σ^2	0.553 (0.000)	0.574 (0.000)	0.569 (0.000)	0.507 (0.000)	0.52 (0.000)	0.926 (0.080)	1.18 (0.248)
γ	0.784 (0.000)	0.778 (0.000)	0.759 (0.000)	0.885 (0.000)	0.884 (0.000)	0.933 (0.000)	0.948 (0.000)
EfficMedia	0.6474	0.6427	0.6449	0.6323	0.6284	0.6869	0.7038
MaxLogLik	-52.2962	-53.8761	-54.6339	-43.9462	-44.8761	-41.8954	-40.6387
NumCovar	5	2	2	2	2	2	5
NumExpVar	0	0	0	1	1	3	4
NumParam	8	5	5	6	6	8	12
ValidObs	69	69	69	68	68	68	68

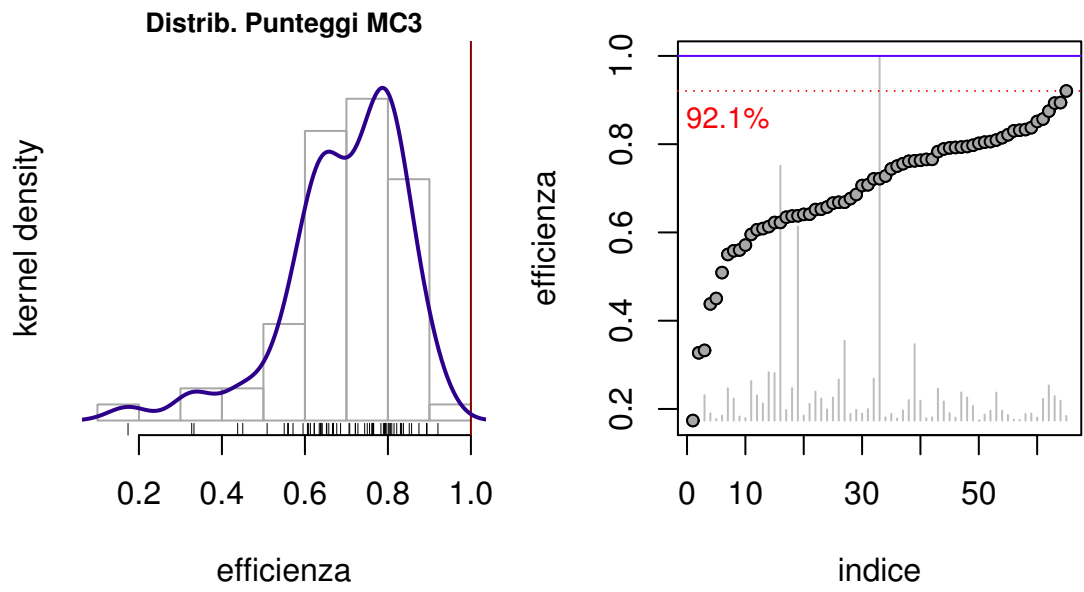


figura 8: Stima Error Components Frontier MC3

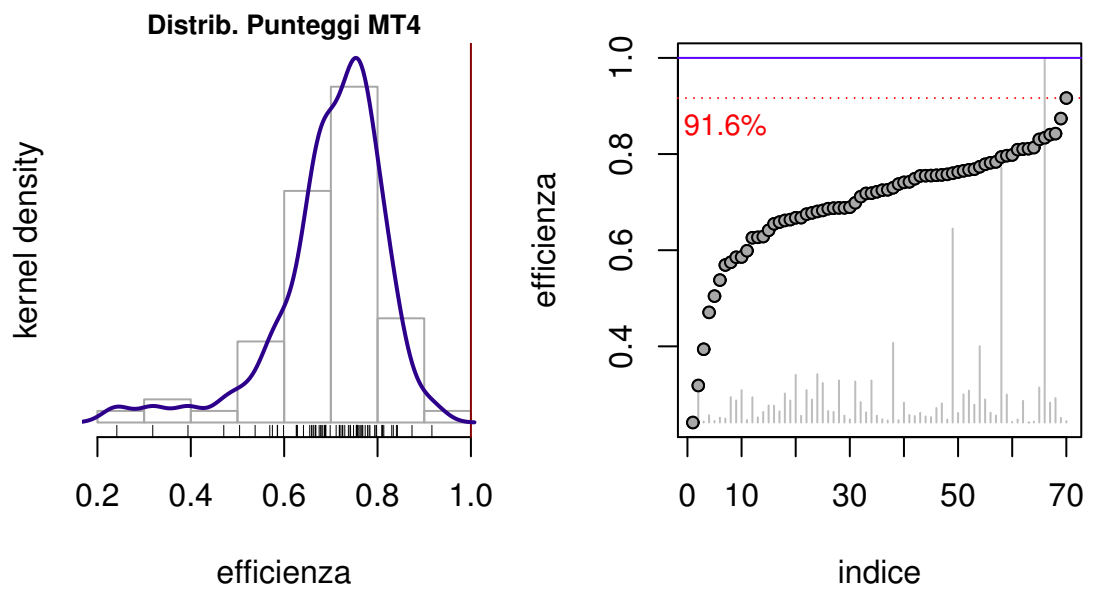


figura 9: Stima Efficiency Effects Frontier MT4

3.6 L'efficienza dei costi operativi con la DEA

Sugli stessi dati utilizzati nei paragrafi precedenti è stata condotta l'analisi DEA (*Data Envelopment Analysis*), i grafici della *figura 10* illustrano i risultati ottenuti: le frontiere, VRS, CRS e FDH (grafici di sinistra) e le corrispondenti distribuzioni dei punteggi di efficienza (grafici di destra). Per facilitare i calcoli, nei grafici delle le frontiere DEA, si riportano il costo operativo in ascissa e la quantità di metri cubi di acqua fatturati in ordinata. Nel grafico della *figura 11* è riportata a sinistra l'efficienza di scala (se, grafico s1) e, nel grafico di fianco a destra, l'identificazione degli *outliers* con il metodo *data cloud*, illustrato nel secondo capitolo. A seguito dall'analisi degli *outliers* sono state rimosse dal campione 6 osservazioni, secondo quanto indicato dall'indice *log ratio* della *figura 11* e dalla *tabella 23*. Effettuata l'eliminazione degli *outliers* dalle osservazioni, sono state stimate le nuove frontiere con i rispettivi punteggi, i relativi grafici sono riportati nella *figura 12*. La *tabelle 24* e *25* contengono i punteggi di efficienza ottenuti dai diversi modelli DEA (per tutto il campione originario), compresi i modelli COLS e SFA (per quest'ultimo al netto delle osservazioni eliminate), e la *tabella 26* mostra alcuni indici statistici che riepilogano le caratteristiche distributive dei punteggi. Dalle *tabelle* e dai grafici si può verificare che l'efficienza di scala, in corrispondenza del costo operativo medio minimo, si raggiunge poco al di sotto dei 20 milioni di metri cubi di acqua fatturata. I grafici della *figura 13* (*diagrammi a scatole e baffi*) permettono di visualizzare una sintesi delle distribuzioni delle diverse misure di efficienza (sia prima, sia dopo l'eliminazione dei valori "anomali"). La frontiera SFA (tenuto conto della rimozione di 5 osservazioni) è quella che penalizza meno le DMUs (*ponendole nella migliore prospettiva di valutazione*), ma anche in questo caso i costi sarebbero passibili di una riduzione media compresa tra il 20 e il 30%. Le condizioni di efficienza peggiori scaturiscono dalle frontiere COLS e DEA-CRS, ma mentre per la prima i punteggi migliorano sensibilmente dopo l'eliminazione delle 12 osservazioni (selezionate in base al modulo dei residui del modello OLS), per le frontiere ricavate con l'approccio della DEA non vi sono vistose variazioni (siccome gli DUMs rimosse sono prevalentemente quelle inefficienti). Inoltre la frontiera FDH, come si già avuto modo di dire, costituisce, in ogni caso, il *benchmark* più "indulgente" nei confronti del gestore (anche utilizzando tutte le le osservazioni disponibili).

La *tabella 27* riepiloga gli *indici di correlazione dei ranghi di Spearman*⁵³ per le variabili di input-output e per i punteggi di efficienza. In particolare, si rileva una correlazione quasi perfetta tra punteggi COLS e SFA. Ciò si verifica prima della rimozione degli *outliers* dal modello COLS, successivamente a questa rimozione la correlazione diventa molto più contenuta, pari a 0.4, ma comunque significativa.

I risultati dell'analisi dell'efficienza dei costi operativi rispetto alla frontiera DEA stocastica (SDEA) a rendimenti di scala variabili, costruita per mezzo della tecnica del *bootstrapping* (Wilson, 2008), possono essere valutati grazie al grafico della *figu-*

⁵³Piccolo (1998, p. 727)

ra 14. Dal campione, in questo caso, sono stati eliminate le osservazioni “anomale” individuate precedentemente con il metodo *data cloud* (Wilson, 2008), in modo da rendere maggiormente evidente la distribuzione delle osservazioni e dei punteggi di efficienza (orientata all’input). La frontiera SDEA è rappresentata dalla linea continua del grafico di sinistra, con l’intervallo di confidenza al 90% che la contiene. Il grafico di destra riassume la distribuzione dei punteggi SDEA e DEA, per rendere più agevole il confronto. Naturalmente, per quanto si è detto nel capitolo secondo (v. §2.8), i punteggi sulla frontiera SDEA sono inferiori (in media di circa il 9%) ai corrispondenti punteggi ottenuti rispetto alla frontiera DEA.

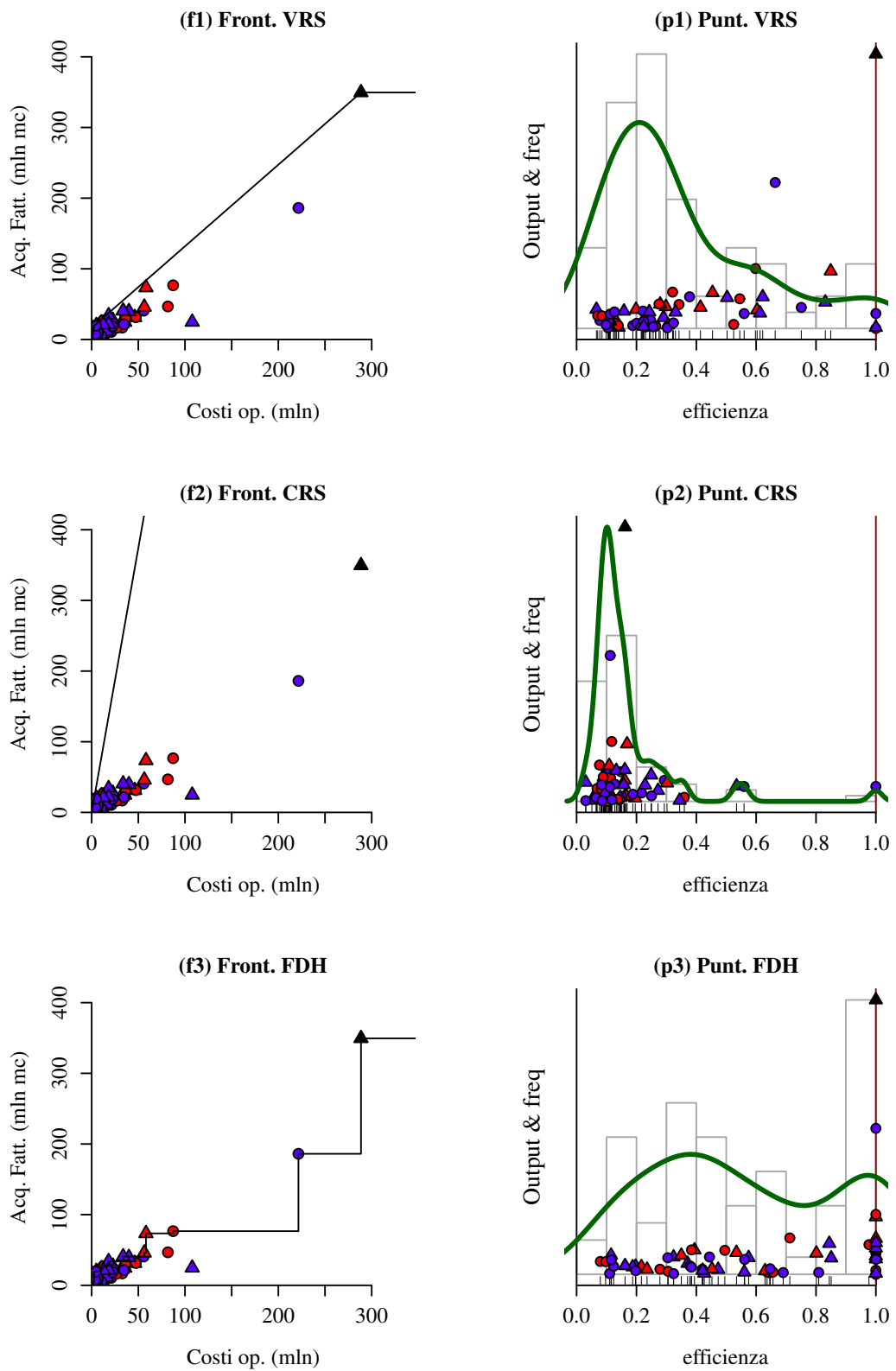


figura 10: Frontiere DEA - 62 DMUs - fonte BI

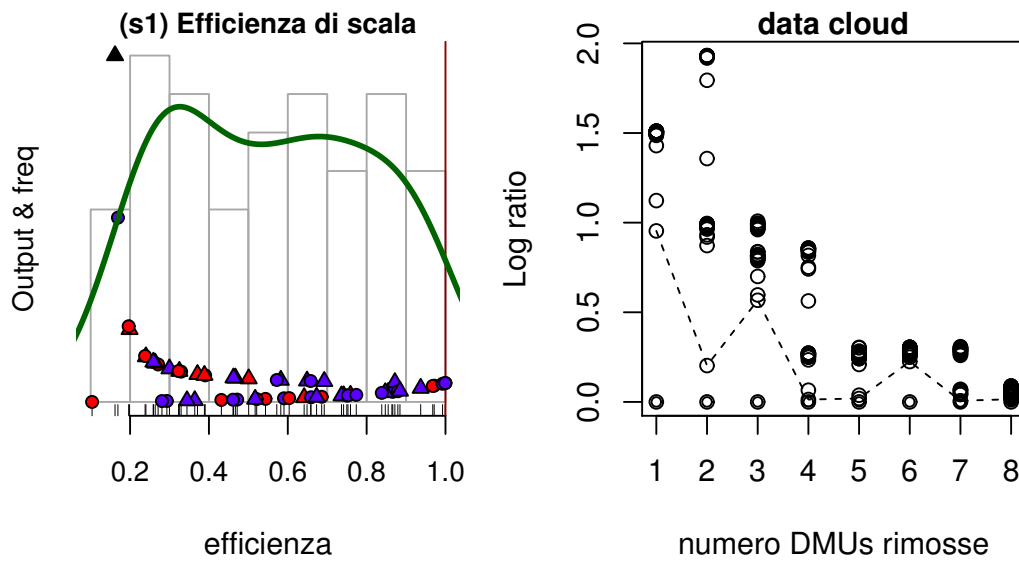


figura 11: Eff. di scala e rimozione outliers - 62 DMUs - fonte BI

tabella 23: Rimozione outliers - data cloud

r	1	2	3	4	5	6	7	8	$\min\{R_{(r)}\}$
1	18								0.21605
2	40	18							0.07764
3	40	31	18						0.03298
4	12	40	31	18					0.02358
5	12	26	40	31	18				0.01676
6	12	26	42	40	31	18			0.01156
7	5	12	26	42	40	31	18		0.00988
8	5	32	12	26	42	40	31	18	0.00850

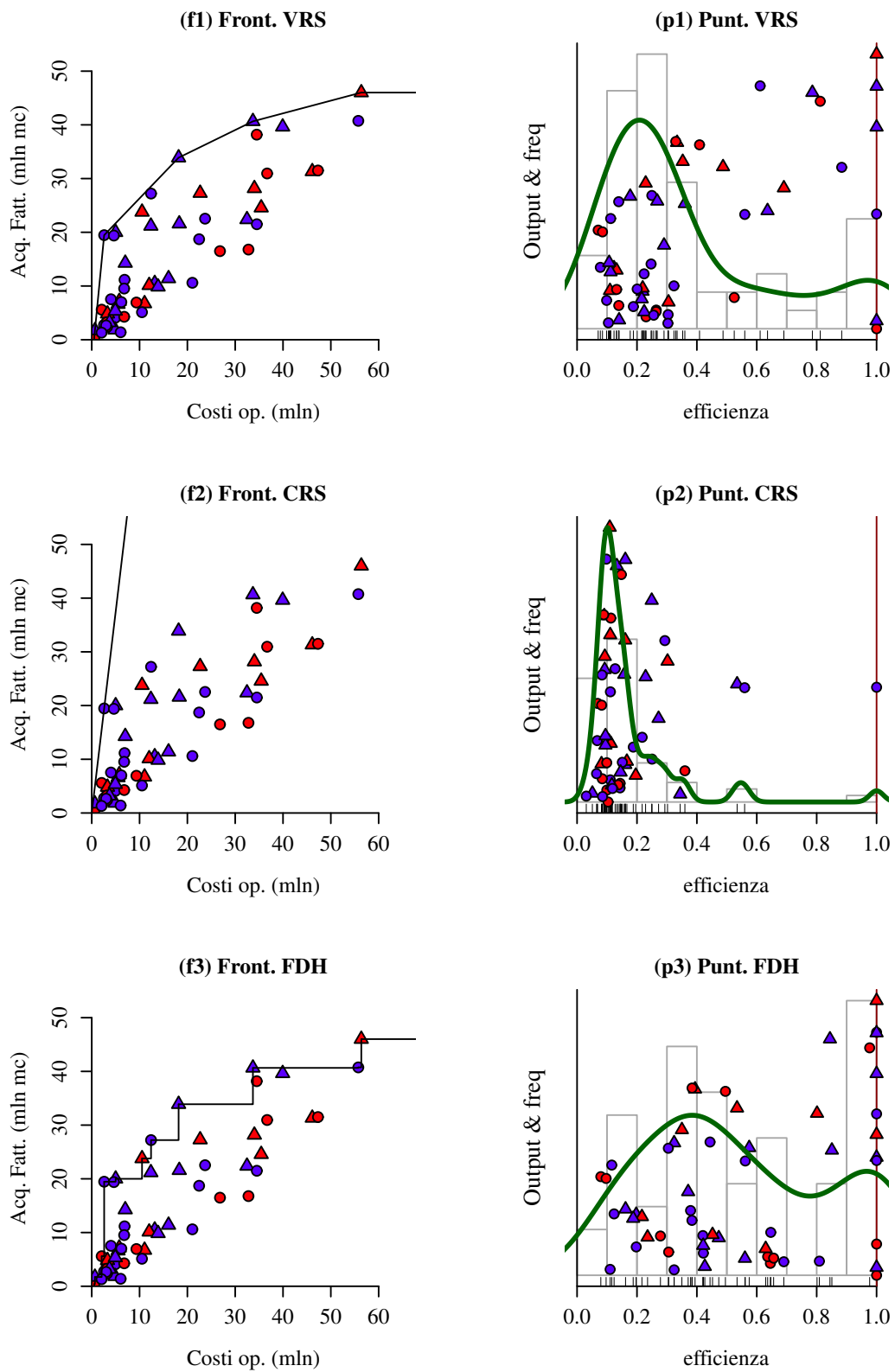


figura 12: Frontiere DEA - 56 DMUs - fonte BI

tabella 24: Variabili (in mln) e punteggi di efficienza (1 di 2)

Out*	DMUs	Costi op.	Mc Acq. Fatt	COLS	sfa	fdh	vrs	crs	se	
	1	13.172	10.510	0.111	0.711	0.197	0.123	0.107	0.864	
	2	4.923	4.089	0.124	0.739	0.422	0.188	0.111	0.590	
	3	12.402	27.209	0.286	0.871	1.000	0.751	0.293	0.390	
	4	32.469	22.391	0.091	0.654	0.324	0.158	0.092	0.582	
	5	55.747	40.741	0.093	0.657	1.000	0.377	0.098	0.259	
	6	10.520	23.785	0.298	0.875	1.000	0.603	0.302	0.501	
o	7	4.866	1.860	0.060	0.532	0.426	0.140	0.051	0.364	
	8	34.012	28.171	0.108	0.700	0.534	0.298	0.111	0.371	
	9	22.675	27.294	0.157	0.787	0.801	0.414	0.161	0.389	
	10	7.010	14.276	0.278	0.868	0.371	0.290	0.272	0.937	
o	11	6.045	1.388	0.037	0.396	0.110	0.105	0.031	0.293	
◁	12	58.180	73.478	0.154	0.782	1.000	0.849	0.169	0.199	
	13	12.009	10.129	0.118	0.726	0.217	0.132	0.113	0.855	
	14	21.048	10.601	0.070	0.576	0.124	0.078	0.067	0.866	
	15	11.047	6.739	0.088	0.645	0.235	0.110	0.081	0.742	
	16	35.440	24.575	0.091	0.653	0.350	0.198	0.093	0.467	
	17	46.122	31.328	0.088	0.642	0.394	0.279	0.091	0.325	
o	◁	18	288.553	349.500	0.132	0.747	1.000	1.000	0.162	0.162
	19	34.504	38.175	0.141	0.765	0.977	0.545	0.148	0.271	
	20	36.680	30.950	0.109	0.703	0.495	0.342	0.113	0.329	
	21	3.215	2.392	0.115	0.722	0.645	0.230	0.099	0.432	
o	22	0.529	0.410	0.136	0.763	1.000	1.000	0.104	0.104	
	23	9.341	6.930	0.107	0.700	0.278	0.132	0.099	0.750	
	24	3.261	3.506	0.162	0.796	0.636	0.264	0.144	0.543	
o	25	2.075	5.593	0.393		1.000	0.525	0.360	0.686	
◁	26	87.269	76.646	0.107	0.695	1.000	0.598	0.117	0.196	
	27	6.788	4.269	0.093	0.664	0.306	0.139	0.084	0.604	
	28	56.370	46.010	0.103	0.686	1.000	0.454	0.109	0.240	
	29	3.296	4.832	0.216	0.840	0.630	0.305	0.196	0.641	
o	30	5.000	20.000	0.533		1.000	0.613	0.534	0.872	
o	◁	31	107.710	24.700	0.030	0.345	0.115	0.066	0.031	0.462
	32	18.167	33.888	0.240	0.852	1.000	0.831	0.249	0.300	
	33	5.495	6.620	0.174	0.807	0.473	0.219	0.161	0.736	
	34	5.749	7.156	0.178	0.812	0.452	0.219	0.166	0.759	
	35	6.190	7.000	0.162	0.795	0.420	0.201	0.151	0.753	
	36	23.698	22.535	0.126	0.740	0.444	0.222	0.127	0.572	
o	37	0.667	1.720	0.408		1.000	1.000	0.344	0.344	
	38	2.565	2.753	0.164	0.799	0.809	0.304	0.143	0.472	
	39	13.885	9.849	0.099	0.680	0.187	0.112	0.095	0.847	
o	◁	40	221.531	186.098	0.096	0.664	1.000	0.663	0.112	0.169
	41	6.861	11.158	0.226	0.845	0.379	0.247	0.217	0.879	
◁	42	81.667	46.696	0.072	0.580	0.712	0.321	0.076	0.238	
	43	32.778	16.782	0.069	0.570	0.079	0.070	0.068	0.971	
	44	47.318	31.500	0.086	0.635	0.384	0.275	0.089	0.323	
	45	26.820	16.488	0.083	0.626	0.097	0.085	0.082	0.968	
	46	16.064	11.400	0.098	0.677	0.162	0.107	0.095	0.885	

*Rimossi nel secondo calcolo dei punteggi: o COLS, ◁ DEA.

tabella 25: Variabili (in mln) e punteggi di efficienza (2 di 2)

Out*	DMUs	Costi op.	Mc Acq. Fatt	COLS	sfa	fdh	vrs	crs	se
○ →	47	2.600	19.463	1.000		1.000	1.000	1.000	1.000
	48	10.507	5.116	0.071	0.582	0.198	0.099	0.065	0.659
	49	22.458	18.708	0.112	0.710	0.116	0.112	0.111	0.993
	50	18.305	21.594	0.156	0.787	0.575	0.243	0.158	0.649
	51	39.926	39.635	0.126	0.740	0.844	0.503	0.133	0.264
	52	12.366	21.177	0.227	0.846	0.851	0.330	0.229	0.692
	53	4.928	5.359	0.159	0.792	0.421	0.216	0.145	0.673
	54	3.162	3.256	0.156	0.789	0.656	0.264	0.138	0.521
	55	33.708	40.655	0.153	0.782	1.000	0.622	0.161	0.259
	56	34.527	21.500	0.083	0.624	0.305	0.126	0.083	0.658
○	57	6.779	9.524	0.197	0.827	0.384	0.224	0.188	0.838
	58	3.703	3.213	0.131	0.753	0.560	0.224	0.116	0.517
	59	3.007	2.654	0.136	0.760	0.690	0.256	0.118	0.461
	60	2.058	1.312	0.103	0.693	0.324	0.303	0.085	0.281
	61	4.020	7.530	0.267	0.865	0.647	0.323	0.250	0.774
	62	4.629	19.388	0.560		0.562	0.560	0.559	0.999

*Rimossi nel secondo calcolo dei punteggi: ○ COLS, ◁ DEA.

tabella 26: Statistiche di riepilogo dei punteggi di efficienza

Stat.*	Costi op.	Mc Acq. Fatt	COLS	sfa	fdh	vrs	crs	se
min	0.529	0.410	0.030	0.345	0.079	0.066	0.031	0.104
max	288.553	349.500	1.000	0.875	1.000	1.000	1.000	1.000
mediana	12.188	15.382	0.126	0.726	0.515	0.264	0.117	0.558
media	28.200	26.197	0.170	0.717	0.570	0.348	0.165	0.560
dev.st.	47.807	49.622	0.149	0.108	0.316	0.259	0.148	0.258

*Tutte le osservazioni (elaborazione su dati della Banca d'Italia).

L'incidenza dell'assetto proprietario (esclusivamente pubblico oppure no) del gestore, sui punteggi di efficienza che questi è in grado di conseguire, può essere sottoposto al *test di Kolmogorov-Smirnov*.⁵⁴ L'applicazione del test (la cui statistica calcola la distanza in modulo massima tra le funzioni di ripartizione empiriche dei punteggi dei due gruppi di DMUs, *figura 15*) ci induce ad accettare l'ipotesi che i punteggi di efficienza dei gestori di proprietà integralmente pubblica (in numero di 36) abbiano la stessa distribuzione dei punteggi di efficienza dei gestori che non sono di proprietà completamente pubblica (25 DMUs). I punteggi utilizzati nel calcolo della statistica di *Kolmogorov-Smirnov* sono quelli relativi alla comune frontiera VRS dei due gruppi.

Lo stesso procedimento è stato adottato per discriminare i punteggi di efficienza in base alla bipartizione del campione secondo la caratteristica del gestore di essere

⁵⁴Per le applicazioni all'analisi DEA di questo test v. [Bogetoft and Otto \(2011\)](#), pp. 158 e ss.), per un riferimento teorico invece v. [Piccolo \(1998\)](#), pp. 705 e ss). Bisogna dire che il *test di Kolmogorov-Smirnov* è un test non parametrico che, quindi, non necessita di ipotesi sulle distribuzioni delle v. c. messe a confronto, per contro, purtroppo, non è molto *potente*. In condizioni simili emerge il vantaggio di un approccio che fa uso di diverse metodologie di stima: parametriche e non parametriche.

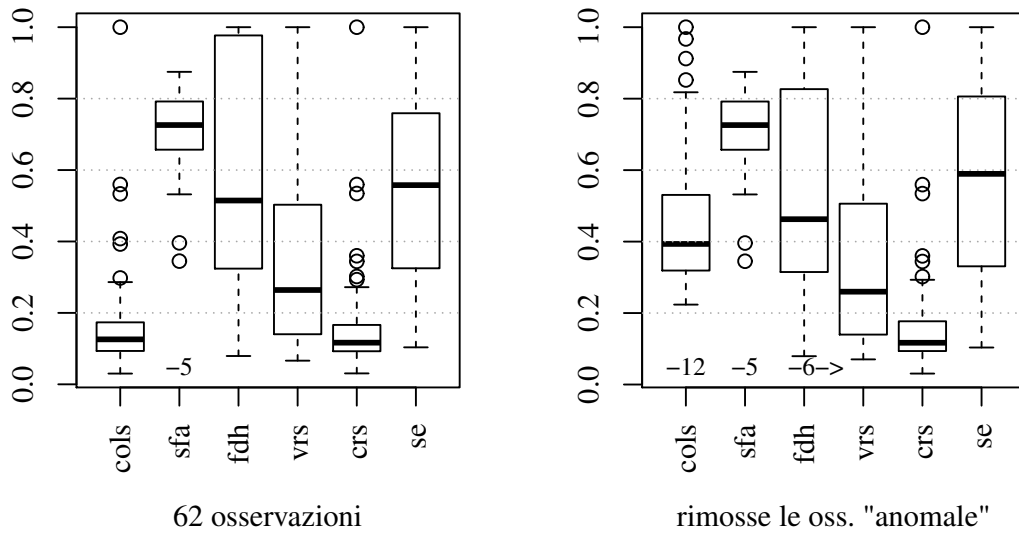


figura 13: Distribuzioni dei punteggi di efficienza

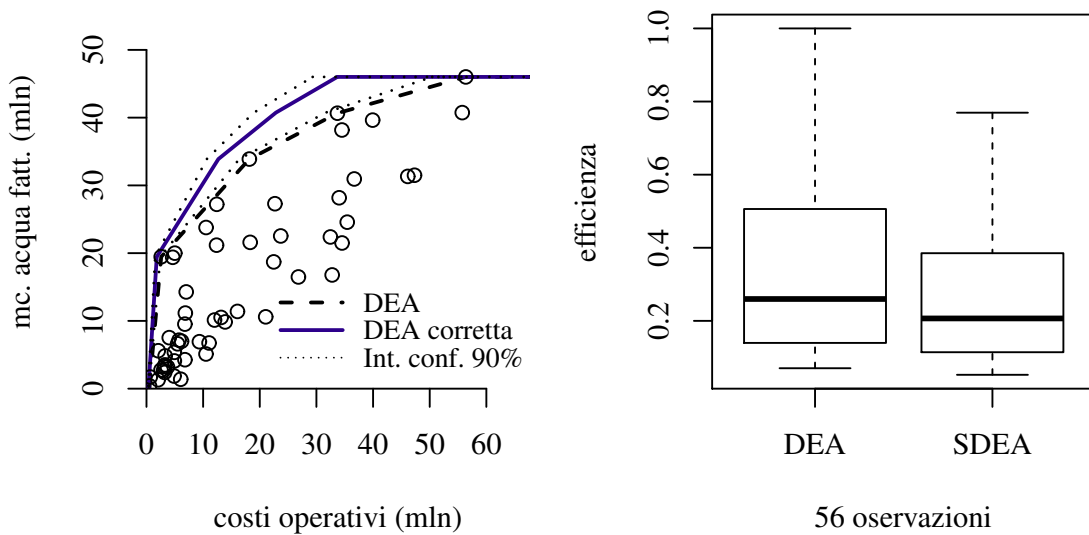


figura 14: Frontiera SDEA-VRS e distribuzione dei punteggi DEA/SDEA-VRS

tabella 27: Correlazioni* tra punteggi di efficienza e variabili di input e output

	Co	Fa	COLS	sfa	fdh	vrs	crs	se
Costi op.	1	***				*		***
mc Acq.Fatt.	0.8798	1			**	***		**
COLS	-0.5035	-0.0973	1	***	***	***	***	**
sfa	-0.4223	-0.0854	0.9994	1	***	**	***	
fdh	-0.0442	0.3159	0.5768	0.5174	1	***	***	***
vrs	-0.0098	0.3772	0.6092	0.5255	0.929	1	***	***
crs	-0.3202	0.0984	0.9701	0.9575	0.6374	0.678	1	*
se	-0.3457	-0.3326	0.211	0.1092	-0.5401	-0.5129	0.1423	1

*Tutte le osservazioni (elaborazione su dati della Banca d'Italia).

Spearman corr. P-value: ' ' > 0.05 > * > 0.01 > ** > 0.001 > ***.

un fornitore monoutility (33 DMUs) o multiutility (29 DMUs). Anche in questo caso non è stato possibile rifiutare l'ipotesi che i punteggi di efficienza rispetto alla frontiera VRS provengano dalla stessa distribuzione (ipotesi H_0). Tali risultati sono riepilogati nella tabella 28 e sono confermati anche dopo la rimozione degli outliers.

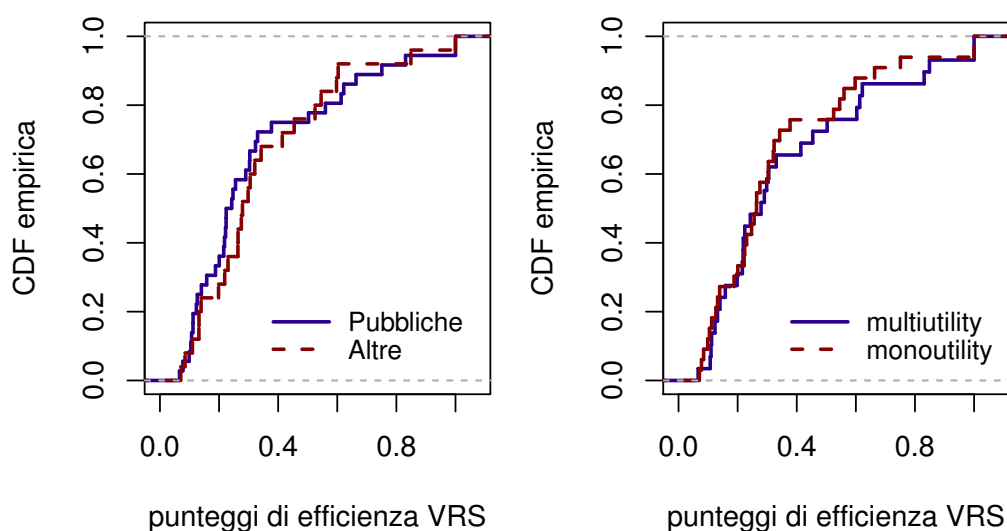


figura 15: Funzioni di ripartizione empiriche dei punteggi di efficienza

tabella 28: Test di Kolmogorov-Smirnov, frontiera DEA-VRS

Fattore discriminante	$n = n_1 + n_2$	Statistica <i>D-KS</i>	p-value
Solo pubb. / non solo pubb.*	61 = 36 + 25	0.2233	0.4535
Mono / multiutility	62 = 33 + 29	0.1202	0.9790

*Per un gestore non è disponibile la percentuale di partecipazione pubblica.

Cap. 4

La legge Galli e le reti idriche, un tentativo di valutazione

4.1 Le fonti informative sullo stato delle reti idriche

Per valutare l'impatto legge Galli sarebbero necessari molti più dati di quanti se ne possano attualmente reperire. Le indagini quantitative, condotte con un certo grado di sistematicità, sul settore idrico italiano si devono principalmente dall'Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT), nell'ambito del *Sistema di indagini sulle acque* (SIA). Le unità di rilevazione del SIA sono in alcuni casi i comuni, in altri gli ATO o le Regioni, gli anni di rilevazione più recenti sono il 1999, il 2005 e il 2008. La prima edizione del 1999, si è basata sulla modalità censuaria, utilizzando la tecnica del questionario cartaceo autocompilato dagli enti responsabili dei servizi idrici; nell'edizione del 2005, realizzata in modalità campionaria, sono stati utilizzati, tra l'altro, i questionari elettronici e la tecnica mista CATI (Computer Assisted Telephone Interviewing) e CAPI (Computer Assisted Personal Interviewing). La rilevazione riferita al 2008 è stata realizzata in modalità censuaria, utilizzando per l'acquisizione dei dati la metodologia Web-Based Survey.⁵⁵ Nella presente ricerca, altri dati sugli ATO sono stati raccolti

⁵⁵V. ISTAT, (10 dic. 2009), *Censimento delle risorse idriche a uso civile Anno 2008*, Ambiente e Territorio. Le fonti proposte inizialmente dall'ISTAT per il reperimento da parte degli interessati dei dati del SIA sono le seguenti:

- per il 1999
(<http://acqua.istat.it>)
- per il 2005
(www.istat.it/ambiente/)
- per il 2008
(www.istat.it/salastampa/comunicati/non_calendario/20080721_01/) (a maggio 2009 sono disponibili solo i dati sugli "Enti gestori dei servizi idrici" rilevati al 31/12/2007)

Vedi ISTAT-SIA, (2007), *Indicatori Degli Obiettivi di Servizio: Servizio Idrico Integrato*, http://www.dps.tesoro.it/documentazione/docs/obiettivi/metadati_S10_S11.pdf. I primi due siti internet non sono più raggiungibili, è necessario fare riferimento al sito <http://dati.istat.it/>. I risultati

dai documenti ufficiali del COVIRI/CONVIRI. Dal sito dell'ISTAT è possibile reperire una tabella sotto forma di foglio elettronico denominata dall'ISTAT "Comuni, ATO di appartenenza e popolazione residente per regione" (fonte originaria: Comitato per la vigilanza sull'uso delle risorse idriche, 2003) che permette di associare ogni comune all'ATO al quale appartiene. Tali dati possono essere integrati con L'"Atlante dei comuni" dell'ISTAT (tramite la corrispondenza con il codice ISTAT dei comuni).⁵⁶ In tal modo si è ottenuto un database per le perdite delle reti idriche dei comuni (circa 8050) e degli ATO (in numero di 93) completo di ulteriori informazioni riguardanti il territorio. Su questa base dati è stato costruito il test proposto nel prossimo paragrafo.

4.2 L'andamento degli investimenti nel SII: l'approccio DID

Tra gli obiettivi primari dichiarati della riforma del SII italiano vi è quello del rilancio degli investimenti, nella prospettiva di invertirne il trend decrescente in atto ormai da molti anni. Ciò sarebbe dovuto avvenire però riducendo, e in prospettiva annullando, il peso del finanziamento degli investimenti sulla fiscalità generale: le tariffe idriche avrebbero dovuto coprire integralmente anche i costi legati agli investimenti. D'altra parte, si è potuto constatare che, negli anni, le previsioni programmatiche dei Piani d'Ambito per gli investimenti da realizzare e per la loro tempistica, sono risultate ampiamente disattese: il tasso di realizzazione degli investimenti, al lordo dei contributi a fondo perduto, è risultato in media pari al 55% di quanto programmato.⁵⁷

Com'è noto, gran parte degli investimenti sono legati allo stato delle reti idriche (in particolare alla loro grave senescenza) e, quindi, all'intensità delle perdite di rete: in Italia circa il 30% dell'acqua immessa nelle reti non raggiunge gli utenti (non viene propriamente erogata). Anche se le perdite di rete non possono essere completamente eliminate, esse non dovrebbero superare 15 – 20% dell'acqua immessa (secondo quanto rilevato mediamente negli altri Paesi Occidentali).

Queste evidenze consentono di utilizzare l'evoluzione nel tempo delle perdite di rete come una proxy dell'andamento degli investimenti e della loro adeguatezza rispetto allo stato di vetustà delle reti.⁵⁸ Quindi, per misurare l'efficienza delle reti

delle indagini sulle acque dell'ISTAT sono per buona parte raccolti nel database disponibile on line all'indirizzo <http://dati.istat.it/>. In particolare, per quanto riguarda la distribuzione di acqua potabile, il dato è disponibile a livello comunale: vi si trovano l'acqua immessa (ACQ_IMM) nella rete di distribuzione e l'acqua erogata (ACQ_EROG) dalla rete. Il consumo d'acqua fatturata per uso domestico è disponibile per capoluogo di provincia nella stessa sezione del database ISTAT: *Ambiente ed energia, Acque*.

⁵⁶ È anche necessario tradurre le vecchie codifiche nelle nuove utilizzate dall'ISTAT sia per l'atlante che per gli altri database.

⁵⁷ V. CONVIRI (2009, p. 97).

⁵⁸ Naturalmente, le perdite idriche non sono solo causate dalla senescenza della rete (dallo stato delle condotte), ma originano anche dall'esistenza di quantità di acqua che vengono destinate ad usi pubblici ma che non sono misurate e, quindi, contabilizzate nell'acqua erogata, dagli sfiori dai serbatoi che si verificano laddove l'acqua disponibile ne supera la capacità di contenimento in particolari periodi dell'anno o in particolari momenti della giornata e dalla realizzazione di furti e prelievi abusivi

idriche può essere utilizzato un indicatore costituito dal rapporto tra *acqua erogata* ed *acqua immessa* nella rete. Si tratta di una misura che varia tra 0 (nel caso che tutta l'acqua immessa in rete si traducesse in perdite) e 1 (quando tutta l'acqua immessa in rete fosse stata erogata).⁵⁹

La *figura 16* mostra, per 8057 comuni italiani, la relazione tra acqua immessa (in ascissa) e acqua erogata (in ordinata) in riferimento agli anni 1999 (grafico a sinistra) e 2008 (grafico a destra). In ogni grafico la linea inclinata positivamente indica la situazione di massima efficienza (l'erogazione di tutta l'acqua immessa). Nel grafico della *figura 17* sono sovrapposte le distribuzioni dell'indice di efficienza delle reti idriche italiane: la linea tratteggiata è relativa all'anno 1999 e la linea continua riguarda l'anno 2008. Tra le due distribuzioni, dal 1999 al 2008, vi è un piccolo incremento dell'efficienza media (pari a $0.0052 = 0.7021(\text{media}_{2008}) - 0.697(\text{media}_{1999})$) associato ad una piccolissima riduzione della dispersione (l'errore standard si riduce di $-0.00041 = 0.159596(\text{es}_{2008}) - 0.159187(\text{es}_{1999})$).⁶⁰

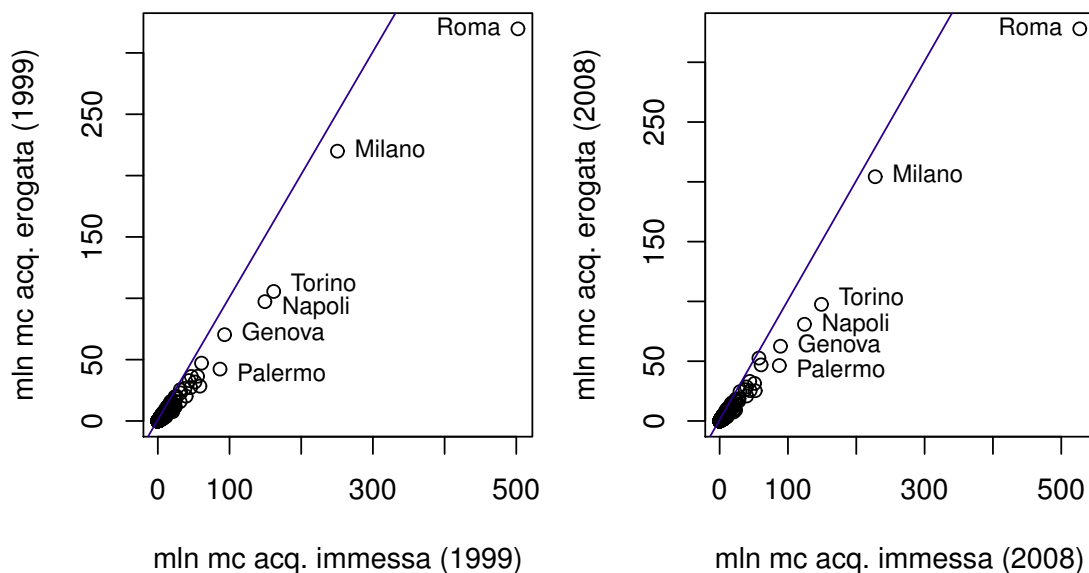


figura 16: Acqua immessa ed erogata dalle reti - elab. su fonte ISTAT

Come si è detto nel primo paragrafo di questo capitolo, tra il 1999 e il 2008 vi è stato un incremento di circa il 24% della popolazione servita dalle gestioni non comunali (*tabella 29*). Risulta, quindi, abbastanza scontato chiedersi se, a fronte di

dalla rete. ISTAT (2005, p. 6).

⁵⁹Pertanto, nel seguito il termine efficienza è declinato nel senso della riduzione degli sprechi nella distribuzione dell'acqua.

⁶⁰La scelta dei due periodi è motivata dal fatto che le indagini ISTAT del 1999 e del 2008 sono entrambe censuarie e coprono un arco di tempo abbastanza lungo, dando la possibilità alle trasformazioni indotte dalle riforme di influire sull'efficienza delle reti. L'indagine ISTAT relativa al 2005, invece, è stata condotta su base campionaria ed è, per questo motivo, meno facilmente confrontabile con le altre due.

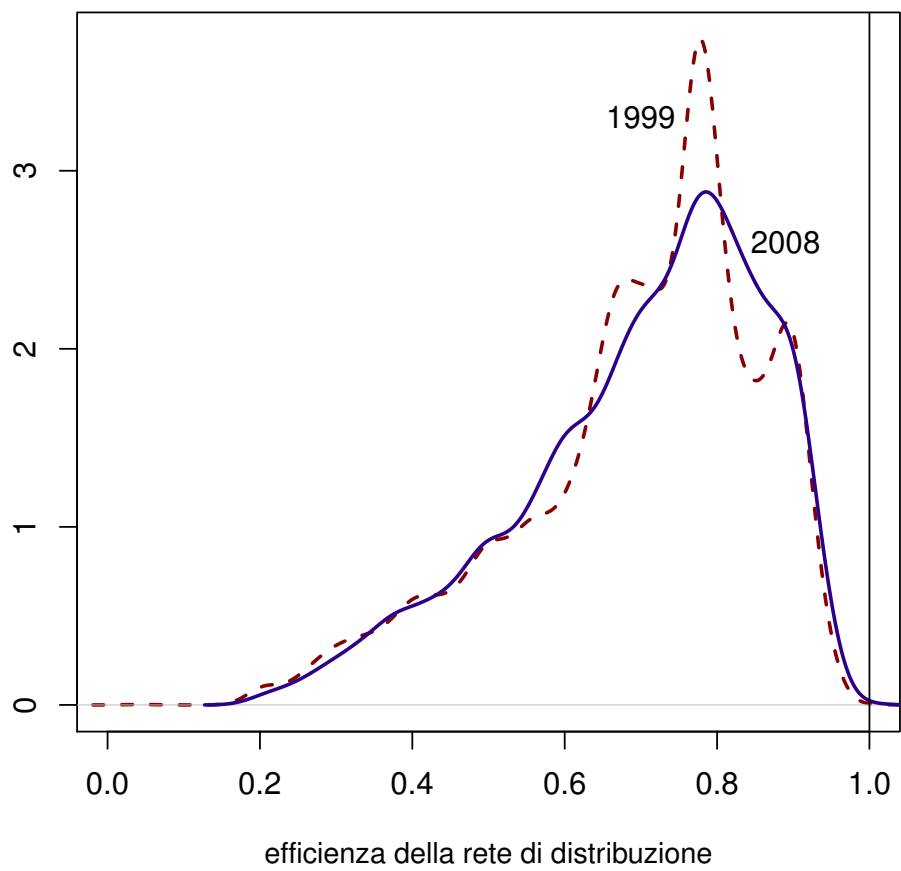


figura 17: Distribuzioni dell'efficienza delle reti idriche - elab. su fonte ISTAT

questa espansione, vi sia stato un miglioramento delle condizioni di efficienza delle reti di distribuzione dell'acqua.

tabella 29: Espansione della gestione non comunale - elab. su Fonte ISTAT

Anni	Pop. residente negli'ATO	Pop. gestione non comunale	Percentuale
1999	56.756.908	35.161.468	62%
2008*	59.823.562	51.306.466	86%
Incrementi	3.066.654	16.144.998	24%

*I due valori di questa riga sono stati calcolati mediante il prodotto delle percentuali della popolazione a gestione non comunale per ogni ATO del 2007 e la popolazione residente in ogni ATO nel 2008.

Una risposta a questo interrogativo può essere fornita mediante una semplice applicazione del metodo *difference in differences (DID)*.⁶¹ I calcoli sono riportati nella *tabella 30*. Nella *tabella 31* vi sono i risultati della stima dell'equazione di regressione (30) nella quale l'efficienza della rete (la *variabile risposta* indicata con *eff*) è determinata dalla presenza o dall'assenza del "trattamento" $D \in \{0, 1\}$ nei due *periodi* $T \in \{0, 1\}$:

$$eff = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 D + \beta_3 TD + \epsilon \quad (30)$$

Nell'equazione (30): ϵ è il termine di errore e $\beta_{i=0,1,2,3}$ sono i quattro parametri da stimare. Dal confronto delle tabelle 30 e 31 si può verificare che (per costruzione) il parametro β_3 relativo al termine di interazione tra le variabili D e T è uguale allo stimatore *DID* della *tabella 30*. Inoltre dalla *tabella 31* si può notare che il risultato della stima non è significativo.

tabella 30: Differenze di efficienza delle reti idriche - elab. su Fonte ISTAT

Anni	Gest. comunale	Gest. non comunale	Differenze
1999	0.6743	0.6867	0.0124
2008	0.6877	0.6915	0.0039
Differenze	0.0133	0.0048	-0.0085

Il *setup* e i risultati del test *DID* possono essere illustrati con l'ausilio del grafico della *figura 18*: la linea con intercetta più bassa indica l'evoluzione osservata dell'efficienza della rete idrica per gli ATO (28 su 93) nei quali la diffusione della gestione non comunale, come percentuale della popolazione servita nell'ATO, ha avuto un peso nullo o scarso (al massimo il 15% in più nel 2008 rispetto al '99) e che, comunque, nel

⁶¹V. Greene (2012, p. 195 e ss.).

tabella 31: Stima DID - Efficienza della rete - elab. su Fonte ISTAT

Regressori	parametri	Stime	Errore Standard	t value	Pr(> t)
Intercetta	β_0	0.6743	0.0169	39.83	0.0000
T	β_1	0.0133	0.0239	0.56	0.5785
D	β_2	0.0124	0.0203	0.61	0.5412
$T:D$	β_3	-0.0085	0.0286	-0.30	0.7664

Errore standard dei residui: 0.08971 su 182 gradi di libertà
 R^2 : 0.003974, R^2 corretto: -0.01244
F-calcolata: 0.242 su 3 e 182 GDL, p-value: 0.8669

'99 avevano una quota di gestione comunale non inferiore al 10%, oppure inferiore ma in aumento tra il 1999 e il 2008. Per questo primo gruppo di osservazioni la *dummy* del trattamento D assume valore 0. L'altra linea, continua, meno inclinata e posta più in alto, indica l'evoluzione osservata dell'efficienza della rete idrica per gli ATO (65 su 93) che hanno avuto un incremento consistente (maggiore del 15%) della gestione non comunale del servizio, tra il 1999 e il 2008, oppure che nel '99 avevano una quota di gestione non comunale maggiore del 90% (che non ha subito riduzioni sino al 2008). Per questo secondo gruppo la *dummy* del trattamento D assume valore 1.

I due anni (1999 e 2008) sono rappresentati dalla variabile dicotomica T che assume i valori 0 (per il 1999) e 1 (per il 2008).

La linea tratteggiata, nel grafico della *figura 18*, indica l'*ipotesi contro-fattuale*: l'ipotetica evoluzione dell'efficienza della rete per gli ATO, che, nella realtà, hanno incrementato considerevolmente la gestione non comunale del servizio, simulando, invece, uno scenario (ipotetico, appunto) dal quale è completamente assente quest'incremento.

In questo scenario ipotetico il gruppo che ha subito il trattamento (gli ATO dove è cresciuta considerevolmente la percentuale di popolazione soggetta alla gestione non comunale del servizio) viene "costretto" a comportarsi virtualmente come il gruppo di controllo (gli ATO dove questo incremento non c'è stato o è risultato più debole) e a seguirne il *trend*. Questa *ipotesi di parallelismo* costituisce il nodo cruciale dell'approccio *DID* perché fattori diversi possono intervenire nel tempo ad alterare la dinamica del gruppo che ha subito il trattamento e del gruppo di controllo. In pratica, non è mai possibile asserire con certezza che se non vi fosse stato il trattamento, il gruppo trattato avrebbe avuto la stessa evoluzione del gruppo di controllo. Semmai, questa affermazione potrebbe tendere ad esser vera con certezza solo in un contesto squisitamente sperimentale.

Vale la pena di fare un'altra breve digressione sulla tempistica della rilevazione ISTAT dei dati utilizzati e della loro rilevanza ai fine del test *DID* qui elaborato. Posto il 1999 come anno base del confronto, se è vero che l'anno di riferimento per la percentuale della popolazione che, all'interno di ogni ATO, è stata interessata dalla

gestione non comunale è l'anno 2007, è anche vero che l'espansione di questa tipologia di gestione ha bisogno di almeno un anno per produrre effetti sulle perdite di rete. Quindi, non è insensato il confronto con i punteggi di efficienza relativi all'anno successivo: il 2008. Ciò risulta lecito, al di là della reperibilità del dato che, per altro, non è altrimenti disponibile.

Ritornando al grafico della *figura 18*, la freccia in alto a destra, volta verso il basso, indica l'effetto del trattamento (dove il trattamento è la riforma del SII): se la stima *DID* fosse stata significativa, si sarebbe potuto qualificare questo *gap* (il peggioramento rispetto all'ipotesi di parallelismo) come il mancato incremento di efficienza dovuto alla diffusione della gestione non comunale. D'altra parte, però, non è neppure possibile affermare che l'abbandono delle gestioni comunali abbia prodotto, attraverso maggiori investimenti, una maggiore efficienza della rete, riducendone le perdite.

Il modello *DID* utilizzato in questa stima potrebbe essere modificato introducendo ulteriori variabili esplicative nell'equazione (30).

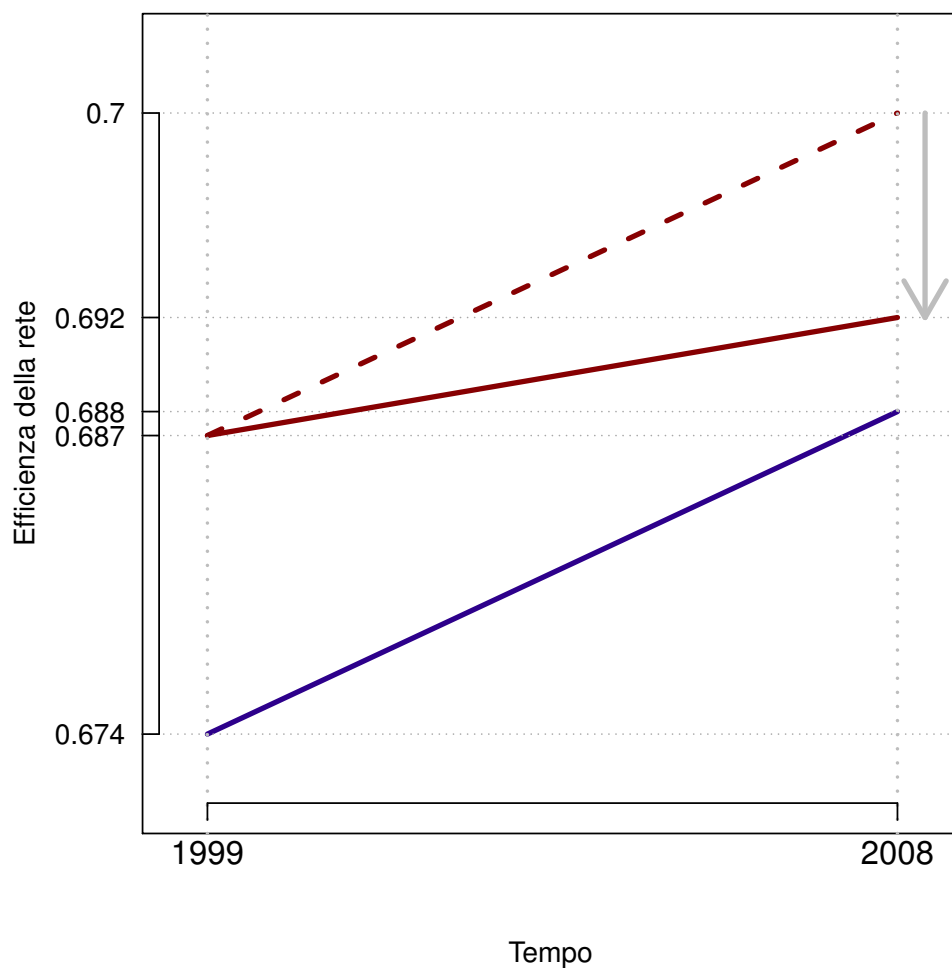


figura 18: Stima *DID*. - Efficienza della rete - elab. su Fonte ISTAT

4.3 Note conclusive

Pur nella consapevolezza che una valutazione complessiva sui servizi idrici e sullo stato della rete idrica non può scaturire da una qualunque analisi quantitativa, l'intenzione che ha ispirato questo lavoro è stata quella di fornire alcuni elementi di conoscenza. Innanzitutto, nei test condotti nel secondo capitolo, si è visto che caratteristiche "ambientali" come la proprietà esclusivamentepubblica o meno, la collocazione geografica o la condizione di mono/multiutility, stando ai dati raccolti dalla Banca D'Italia nel 2007, non sembrano influire sui costi operativi di gestione. Si è visto, però, che le condizioni della rete (le perdite per chilometro di rete) possono incidere negativamente sull'efficienza della gestione dei costi di produzione. Nel capitolo terzo, si è potuto notare che dal 1999 al 2008 non vi sono stati grossi miglioramenti da questo punto di vista, in definitiva non si può dire che l'impatto delle riforme sia stato quello di migliorare lo stato delle reti idriche.

I gestori, dal canto loro, possono giudicare più vantaggioso aumentare la quantità di acqua immessa in rete piuttosto che intervenire per il miglioramento delle reti. Probabilmente, sarebbe richiesto un intervento pubblico più diretto in un settore vitale come quello idrico. Sin dai primordi le civiltà umane hanno investito in questo settore.

Elenco delle figure

1	Frontiera di produzione osservata e non osservata	11
2	Distribuzioni delle v. c. u , v e ϵ con $\lambda > 1$	21
3	Distribuzioni delle v. c. u , v e ϵ con $\lambda < 1$	22
4	Corrispondenza tra funzione di produzione e funzione di costo	30
5	Frontiera COLS sui dati della Banca d'Italia (70 osservazioni)	48
6	Frontiera COLS limitata a 60 osservazioni	49
7	Frontiera stocastica su 57 osservazioni - elab. su fonte BI	51
8	Stima Error Components Frontier MC3	60
9	Stima Efficiency Effects Frontier MT4	61
10	Frontiere DEA - 62 DMUs - fonte BI	64
11	Eff. di scala e rimozione outliers - 62 DMUs - fonte BI	65
12	Frontiere DEA - 56 DMUs - fonte BI	66
13	Distribuzioni dei punteggi di efficienza	69
14	Frontiera SDEA-VRS e distribuzione dei punteggi DEA/SDEA-VRS	69
15	Funzioni di ripartizione empiriche dei punteggi di efficienza	70
16	Acqua immessa ed erogata dalle reti - elab. su fonte ISTAT	74
17	Distribuzioni dell'efficienza delle reti idriche - elab. su fonte ISTAT	75
18	Stima <i>DID</i> . - Efficienza della rete - elab. su Fonte ISTAT	78

Elenco delle tabelle

1	Modelli di frontiera	13
2	Classificazione dei modelli DEA in base alle caratteristiche di T	25
3	Stime dell'efficienza nel SII italiano	36
4	Variabili - Banca d'Italia, Survey 2007	40
5	Riepilogo dati - Banca d'Italia, Survey 2007	41
6	Multiutility / monouility- Banca d'Italia, Survey 2007	42
7	Distribuzione territoriale Multiutility - Banca d'Italia, Survey 2007	42
8	Percentuale di partecipazione pubblica - Banca d'Italia, Survey 2007	42
9	Matrice delle correlazioni, B.I. Survey 2007	43
10	Gestori SII - Riepilogo Survey Banca d'Italia (2007)	44
11	Gestori SII - Indici dei ricavi e dei costi - Banca d'Italia (2007)	45
12	Stima della "frontiera" OLS	46
13	Test di Chow, "frontiera" OLS	47
14	Stima della frontiera Socastica (BC)	50
15	Stima della frontiera Socastica (ALS)	51
16	Test del rapporto di verosimiglianza	52
17	Modelli SFA Cobb-Douglas	53
18	Modelli SFA translog	55
19	Modelli SFA Cobb-Douglas (imputazione RBI)	56
20	Modelli SFA Cobb-Douglas (imputazione kNN)	57
21	Modelli SFA translog (imputazione RBI)	58
22	Modelli SFA translog (imputazione kNN)	59
23	Rimozione outliers - data cloud	65
24	Variabili (in mln) e punteggi di efficienza (1 di 2)	67
25	Variabili (in mln) e punteggi di efficienza (2 di 2)	68
26	Statistiche di riepilogo dei punteggi di efficienza	68
27	Correlazioni tra punteggi di efficienza e variabili di input e output	70
28	Test di Kolmogorov-Smirnov, frontiera DEA-VRS	71
29	Espansione della gestione non comunale - elab. su Fonte ISTAT	76
30	Differenze di efficienza delle reti idriche - elab. su Fonte ISTAT	76
31	Stima DID - Efficienza della rete - elab. su Fonte ISTAT	77

Riferimenti bibliografici

- Abbott, M. and Cohen, B. (2009), 'Productivity and efficiency in the water industry', *Utilities Policy* **17**, 233–234.
- Abbott, M., Cohen, B. and Wang, W. C. (2012), 'The performance of the urban water and wastewater sectors in Australia', *Utilities Policy* **20**, 52–63.
- Abrate, G., Erbetta, F. and Fraquelli, G. (2011), 'Public Utility planning and cost efficiency in a decentralized regulation context: the case of the Italian integrated water service', *J. Prod Anal* **35**, 227–242.
- AEEG (2012), 'Consultazione pubblica per l'adozione di provvedimenti tariffari in materia di servizi idrici', *Documento per la consultazione 204/2012/R/IDR*.
- Aigner, D. J. and Chu, S. F. (1968), 'On Estimating the Industry Production Function', *The American Economic Review* **58(4)**, 826–839.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K. and Schmidt, P. (1977), 'Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models', *Journal of Econometrics* **6**, 21–37.
- Antonioli, B. and Filippini, M. (2001), 'The use of variable cost function in the regulation of the Italian water industry', *Utility Policy* **10(3)**, 181–187.
- Aubert, C. and Reynaud, A. (2005), 'The Impact of Regulation on Cost Efficiency: An Empirical Analysis of Wisconsin Water Utilities', *Journal of Productivity Analysis* **23**, 383–409.
- Averch, H. and Johnson, L. L. (1962), 'Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint', *The American Economic Review* **52(5)**, 1052–1069.
- Banker (1993), 'Maximum likelihood, consistency and data envelopment analysis: A statistical foundation', *Management Science* **17(1)**, 35–54.
- Banker (1996), 'Hypothesis Tests Using Data Envelopment Analysis', *The Journal of Productivity Analysis*, **7**, 139–159.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1988), 'Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data', *Journal of Econometrics* **38**, 397–399.
- Battese, G. E. and Coelli, T. J. (1993), 'A stochastic frontier production function incorporating a model for technical inefficiency effects', *Working Paper in Econometrics and Applied Statistics* **69**. Department of Econometrics, University of New England, Armidale.
- Battese, G. E. and 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. and Corra, G. S. (1977), 'Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia', *AustraZian Journal of Agricultural Economics* **21(3)**.

- Belsey, D. A., Kuh, E. and Welsch, R. E. (1980), *Regression diagnostics*, Wiley.
- Benvenuti, M. and Gennari, E. (2008), 'Il servizio idrico in Italia: stato di attuazione della legge Galli ed efficienza delle gestioni', *Banca d'Italia - Questioni di Economia e Finanza (Occasional papers)* **23**.
- Bernstein, J. I. and Sappington, D. E. M. (1998), 'Setting X-Factor in Price-Cap Regulation Plans', *NBER Working Paper* **6622**.
- Birkhoff, G. and Mac Lane, S. (1977), *A survey of modern algebra*, Macmillan.
- Bogetoft, P. (2000), 'DEA and Activity Planning under Asymmetric Information', *Journal of Productivity Analysis* **13**, 7–48.
- Bogetoft, P. and Otto, L. (2011), *Benchmarking with DEA, SFA, and R*, Springer.
- Boscheck, R., Clifton, J.-C., Diaz-Fuentes, D., Oelmann, M., Czichy, C., Alessi, M., Treyer, S., Wright, J. and Cave, M. (2013), 'The Regulation of Water Services in the EU', *Intereconomics* **48**(3).
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005), *Microeconometrics, Methods and Applications*, Cambridge University Press, New York.
- Carvalho, P., Marques, R. C. and Berg, S. (2012), 'A meta-regression analysis of benchmarking studies on water utilities market structure', *Utilities Policy* **xxx**, 1–10.
- Charnes, A., Cooper, W. W. and Rhodes, E. (1978), 'Measuring the efficiency of decision making units', *European Journal of Operational Research* **2**, 429–444.
- Chong, E., Huet, F., Saussier, S. and Steiner, F. (2006), 'Public-Private Partnerships and Prices: Evidence from Water Distribution in France', *Review of Industrial Organization* **29**, 149–169.
- Coelli, T. J. (1996), 'A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation', *CEPA W.P. - Dep. of Econometrics UNE* **7**.
- Coelli, T. J. and Henningsen, A. (2013), 'frontier: Stochastic Frontier Analysis. R package version 1.0', <http://CRAN.R-Project.org/package=frontier> .
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P. and Battese, G. E. (1998), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer, New York.
- Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J. and Battese, G. E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis (second edition)*, Springer, New York.
- CONVIRI (2009), *Rapporto sullo stato dei servizi idrici*, Roma.
- CONVIRI (2010), *Relazione annuale al Parlamento*, Roma.
- Corton, M. L. (2003), 'Benchmarking in the Latin American water sector: the case of Peru', *Utilities Policy* **11**, 133–142.
- COVIRI (2000), *Relazione al Parlamento sullo stato dei servizi idrici*, Roma.

- Daraio, C. and Simar, L. (2007), *Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis, Methodology and Application*, Springer, New York.
- Davidson, R. and MacKinnon, J. G. (2003), *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, New York.
- Debreu, G. (1951), 'The Coefficient of Resource Utilization', *Econometrica* **19**, 273–292.
- Deprins, D., Simar, L. and Tulkens, H. (1984), 'Measuring labor-efficiency in post offices, in Marchand, M., Pestieau, P. and Tulkens, H. (eds.) *The Performance of public enterprises - Concepts and Measurement*', North-Holland, Amsterdam pp. 243–267.
- Efron, B. and Tibshirani, R. J. (1993), *An introduction to the bootstrap*, Chapman & Hall.
- Fabbri, P. and Fraquelli, G. (2000), 'Costs and Structure of Technology in the Italian Water Industry', *Empirica* **27**, 65–82.
- Färe, R. and Grosskopf, S. (1985), 'A Nonparametric Cost Approach to Scale Efficiency', *The Scandinavian Journal of Economics* **87**(4), 594–604.
- Färe, R., Grosskopf, S. and Lovell, C. A. K. (1994), *Production Frontier*, Cambridge University Press.
- Farrell, M. J. (1957), 'The measurement of productive efficiency', *Journal of the Royal Statistical Society* **120**, 252–290.
- Figenbaum, S. and Teeples, R. (1983), 'Public versus private water delivery: a hedonic cost approach', *The Review of Economics and Statistics* **LXV**(4).
- Fox, K. J. (1999), 'Efficiency at different levels of aggregation: public vs. private sector firms', *Economics Letters* **65**, 173–176.
- Fraquelli, G. and Moiso, V. (2004), 'La formazione degli Ambiti territoriali nel servizio idrico e il problema della dimensione "ottimale"', *HERMES Working Paper 4*.
- Fraquelli, G. and Moiso, V. (2005), 'The management of cost efficiency in the Italian Water Industry', *HERMES Working Paper 8*.
- Fried, H., Lovell, C. A. K. and Schmidt, S. S. (2008), *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*, Oxford University Press.
- Giolitti, A. (2010), 'Il servizio idrico in Italia: un'analisi empirica sull'efficienza dei gestori', *HERMES - Working Paper Ceris-Cnr 2*.
- Greene, W. H. (1980), 'Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions', *Journal of Econometrics* **13**, 27–56.
- Greene, W. H. (2012), *Econometric Analysis - 7/E*, Prentice Hall.
- H. C. Tupper, M. R. (2004), 'Efficiency and regulatory issues in the Brazilian water and sewage sector: an empirical study', *Utilities Policy* **12**, 29–40.
- ISTAT (2005), *Il Sistema di Indagini sulle Acque*, Roma.

- Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S. and Schmidt, P. (1982), 'On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model', *Journal of Econometrics* **19**, 233–238.
- Koopmans, T. C. (1951), 'Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities (Monography No. 13), in Koopmans T. C. (ed.), Activity Analysis of Production and Allocation', *Cowles Commission for Research in Economics*, Wiley, New York pp. 33–97.
- Kumbhakar, S. C. and Lovell, C. A. K. (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, UK.
- Laffont, J. J. (1994), 'The New Economics of Regulation Ten Years After', *Econometrica* **62**(3), 507–537.
- Laffont, J. J. and Tirole, J. (1993), *A theory of Incentives in Procurement and Regulation*, MIT Press.
- Leibenstein, H. (1966), 'Allocative Efficiency vs. 'X-Efficiency'', *The American Economic Review* **56**(3), 392–415.
- Maietta, O. W. (2007), *L'analisi dell'efficienza. Tecniche di base ed estensioni recenti*, ESI - Roma.
- Meeusen, W. and van Den Broeck, J. (1977), 'Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error', *International Economic Review* **18**(2), 435–444.
- Passerini, E., Danesi, L., Fioretti, D., Gambetti, S. and Simoni, A. (2008), 'Lo studio di benchmarking sui costi operativi condotto dall'ANEA', *ANEA Working paper* **1**.
- Piccolo, D. (1998), *Statistica*, Il Mulino, Bologna.
- Pollitt, M. G. and Steer, S. J. (2012), 'Economies of scale and scope in network industries: Lessons for the UK water and sewerage sectors', *Utilities Policy* **21**, 17–31.
- Quarteroni, A. and Saleri, F. (2006), *Introduzione al calcolo scientifico*, Springer Verlag.
- Richmond, J. (1974), 'Estimating the Efficiency of Production', *International Economic Review* **15**(2), 515–521.
- Ritter, C. and Simar, L. (1997), 'Pitfalls of Normal-Gamma Stochastic Frontier Models', *Journal of Productivity Analysis* **21**(8), 167–182.
- Romano, G. and Guerrini, A. (2011a), 'Measuring And Comparing The Efficiency Of Water Utility Companies: A Data Envelopment Analysis Approach', *Utilities Policy* **19**(3), 202–209.
- Romano, G. and Guerrini, A. (2011b), 'Measuring And Comparing The Efficiency Of Water Utility Companies: A Data Envelopment Analysis Approach', *International Journal of Public Sector Management* **24**(6), 543–566.
- Russell, R. R. (1985), 'Measures of Technical Efficiency', *Journal of Economic Theory* **35**(1), 109–126.

- Saal, D. S. and Parker, D. (1993), 'Production and price performance in the privatised water and sewerage companies of England and Wales', *Journal of Regulatory Economics* **20**(1), 61–90.
- Saal, D. S. and Parker, D. (2000), 'The impact of privatisation and regulation on the water and sewerage industry in England and Wales: a translog cost function approach', *Managerial and Decision Economics* **21**(6), 253–268.
- Saal, D. S. and Parker, D. (2004), 'The comparative impact of privatisation and regulation on productivity growth in the English and Welsh water and sewerage industry', *Journal of Productivity Analysis* **4**(2), 139–170.
- Saal, D. S., Parker, D. and Weyman-Jones, T. (2007), 'Determining the contribution of technical change, efficiency change and scale change to productivity growth in the privatized English and Welsh water and sewerage industry 1985-2000', *International Journal of Regulation and Governance* **28**(1), 127–139.
- Sappington, D. E. M. (2002), *Price Regulation, in Handbook of Telecommunications Economics by Cave E. M., Majumdar S. K., Vogelsang I., vol. 1, pp. 227-287*, North-Holland, Amsterdam.
- Schmidt, P. (1976), 'On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions', *The Review of Economics and Statistics* **58**(2), 238–239.
- Shephard, R. W. (1970), *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton University Press, Princeton.
- Shleifer, A. (1985), 'A theory of yardstick competition', *Rand journal of Economics* **16**, 319–327.
- Simar, L. and Wilson, P. W. (1998), 'Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models.', *Management Science* **44**(1), 49–61.
- Simar, L. and Wilson, P. W. (2000), 'A general methodology for bootstrapping in non-parametric frontier models', *Journal of Applied Statistics* **27**(6), 779–802.
- Stevenson, R. E. (1980), 'Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation', *Journal of Econometrics* **13**, 57–66.
- Strang, G. (2005), *Linear Algebra and Its Applications (4ed)*, Prentice Hall.
- Thanassoulis, E. (2000a), 'DEA and its use in the regulation of water companies', *European Journal of Operational Research* **127**, 1–13.
- Thanassoulis, E. (2000b), 'The use of data envelopment analysis in the regulation of UK water utilities: Water distribution', *European Journal of Operational Research* **126**, 436–453.
- Thanassoulis, E. (2002), 'Comparative Performance Measurement in Regulation: The Case of English and Welsh Sewerage Services', *The Journal of the Operational Research Society* **53**(3), 292–302.

- Troyanskaya, O., Cantor, M., Sherlock, G., Brown, P., Hastie, T., Tibshirani, R., Botstein, D. and Altman, R. (2001), 'Missing value estimation methods for DNA microarrays. Bioinformatics', *Journal of Applied Statistics* **17**(6), 520–525.
- Weinstein, M. A. (1964), 'The Sum of Values from a Normal and a Truncated Normal Distribution', *Technometrics* **6**, 104–105.
- Wilson, P. W. (1993), 'Detecting outliers in deterministic nonparametric frontier models with multiple outputs', *Journal of Business and Economic Statistics* **11**, 319–323.
- Wilson, P. W. (2008), 'FEAR 1.0: A Software Package for Frontier Efficiency Analysis with R', *Socio-Economic Planning Sciences* **42**, 247–254.