

Massimo Filippini, Michael Kuenzle

**Analisi dell'efficienza di costo delle
compagnie di bus italiane e svizzere**

Quaderno N. 03-01

Decanato della Facoltà di Scienze economiche
Via G. Buffi, 13 CH-6900 Lugano

Analisi dell'efficienza di costo delle compagnie di bus italiane e svizzere^S

Massimo Filippini
Department of Economics - University of Lugano
Swiss Federal Institute of Technology

Michael Kuenzle
Swiss Federal Institute of Technology

Abstract

In this paper we have examined the scale and cost efficiency of Italian and Swiss regional bus companies. For this purpose, we have used the estimation of a frontier cost model using a fixed effect approach. Two translog cost frontier models were specified and estimated using panel data. The first model was estimated for a sample of 58 Italian bus companies, whereas the second model was estimated for a sample of 55 Swiss bus companies. The findings on efficiency were discussed in the political and regulatory setting under which the Swiss and the Italian regional bus companies are operating.

S

Questo documento di lavoro presenta la parte econometrica di un più ampio progetto di ricerca commissionato dalla Banca d'Italia e svolto in collaborazione con Roberto Fazioli. Si desidera ringraziare Roberto Fazioli, Barbara Antonioli e Maria Luisa Santella per la preziosa collaborazione e Nomisma per la messa a disposizione della banca dati necessaria per lo svolgimento del lavoro. Si desidera inoltre ringraziare la Banca d'Italia per il finanziamento del progetto, Fabrizio Balassone della Banca d'Italia e un referee anonimo per i preziosi commenti. Le responsabilità di quanto scritto rimangono comunque degli autori.

1. Introduzione

Il presente lavoro è dedicato all'analisi comparativa dell'efficienza di costo e di scala di un campione di compagnie italiane di trasporto pubblico locale. Si tratta di un lavoro econometrico e sperimentale, che vuole fornire nuovi elementi di discussione al dibattito politico-economico riguardante la riforma dei trasporti pubblici locali. La metodologia adottata è quella della stima econometrica di una funzione frontiera di costo con dati panel, vale a dire attraverso l'uso di una banca dati che contiene informazioni economico-finanziarie concernenti un certo numero di compagnie per più anni.

La nostra analisi viene sviluppata attraverso 6 sezioni. Dopo questa breve introduzione la seconda sezione illustrerà il concetto di funzione frontiera di costo, mentre nella terza sezione si presenta il modello di costo utilizzato nell'analisi empirica. La quarta sezione discute i dati utilizzati nell'analisi e i risultati econometrici. Nella quinta sezione vengono discussi i risultati dell'analisi dell'efficienza di costo e di scala. Infine, nell'ultima sezione si presentano le conclusioni.

2 Funzioni frontiera di costo

In questo lavoro, come abbiamo già avuto modo di precisare, abbiamo stimato una funzione frontiera dei costi totali per un campione di compagnie di bus italiane ed un campione di compagnie di bus svizzere attraverso la metodologia della frontiera parametrica:

Il metodo della stima di frontiere di costo si è sviluppato approfondendo il contributo di Farrell (1957) teso a definire degli indicatori d'efficienza attraverso comparazione delle osservazioni statistiche dei dati riguardanti i costi di produzione di una singola unità produttiva con quelli ottenuti da una frontiera di costo efficiente.

La frontiera di costo efficiente è costituita dall'insieme dei punti che identificano il costo minimo di produzione per ogni livello di output, dati i prezzi dei fattori produttivi e le caratteristiche qualitative e quantitative della tecnologia esistente. È ovviamente improbabile che tutti i soggetti considerati operino sulla frontiera. Il mancato raggiungimento della frontiera identifica situazioni d'inefficienza di costo.

Il grado d'inefficienza di costo di un'unità produttiva che produce l'output y con costi CT è misurata attraverso la relazione CT^*/CT , dove CT^* rappresenta il costo minimo del livello di produzione y . Questo rapporto rappresenta dunque una misura relativa della distanza che separa ciascun'osservazione dalla funzione frontiera di costo.

Per la stima di una funzione frontiera di costo parametrica con dati panel, vale a dire che ognuna delle i unità produttive del campione è osservata durante un periodo di t anni, si possono adottare diversi metodi:

Visto che in quasi tutte le applicazioni econometriche la forma funzionale del modello da stimare è, dopo le trasformazioni, lineare nei logaritmi dell'output e di un insieme di variabili indipendenti, la funzione frontiera di costo totale può essere scritta nel seguente modo:

¹ Per una discussione sul tema si veda Fabbri, Fazioli e Filippini (1996).

² Per una presentazione del concetto di frontiera si veda Kumbhakar e Lovell (2000), Coelli et. al. (1998) e Fabbri et. al. (1996).

³ Per una presentazione del concetto di frontiera e dei relativi metodi di stima si veda Schmidt e Sickles (1984), Simar (1992) e Kumbhakar e Lowell (2000).

$$\ln CT_{it} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_y \ln y_{it} + \sum_n \mathbf{b}_n \ln p_{int} + v_{it} + u_i \quad u_i \geq 0 \quad (1)$$

dove CT è il costo osservato presso l'unità produttiva i -esima al tempo t , y è l'output, p è il prezzo del n -esimo input, u è un termine positivo e caratterizza l'inefficienza della unità produttiva i , considerata in questa specificazione costante nel tempo, mentre v rappresenta il disturbo *two-sided* che assume la tradizionale distribuzione normale.

Gli indicatori d'inefficienza di costo individuali possono essere calcolati impiegando la seguente espressione:

$$IN_i = \exp(-u_i) \quad (2)$$

Per la specificazione della componente u il ricercatore può seguire i seguenti tre approcci: *fixed-effects*, *random-effects*, *maximum-likelihood*. L'applicazione dei primi due approcci non richiede una specificazione particolare della distribuzione della componente u , mentre nell'applicazione del terzo approccio è necessario fare delle assunzioni specifiche sulla distribuzione di u .

Nel modello *fixed-effects* gli u sono considerati come parametri fissi non noti che devono, pertanto, essere stimati. Per ogni i -esimo soggetto il modello ad effetti fissi propone d'introdurre nel modello (1) delle variabili *dummy* individuali. Nell'approccio *fixed-effects* il modello (1) diventa:

$$\ln CT_{it} = \mathbf{b}_{0i} + \mathbf{b}_y \ln y_{it} + \sum_n \mathbf{b}_n \ln p_{int} + v_{it} \quad (3)$$

dove $\mathbf{b}_{0i} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_i$ sono le intercette individuali.

Per ottenere gli indicatori di efficienza di costo bisogna dapprima calcolare l'intercetta della frontiera di costo $\hat{\mathbf{b}}_0 = \min \{\mathbf{b}_{0i}\}$, dopodichè le componenti \mathbf{b}_i sono ottenute impiegando la seguente espressione $\hat{\mathbf{m}}_i = \hat{\mathbf{b}}_{0i} - \hat{\mathbf{b}}_0 \geq 0$. Da ultimo, gli indicatori di efficienza di costo possono essere calcolati utilizzando l'espressione (2).

Nel modello *random-effects* le componenti u sono considerate dei termini casuali, non noti che devono, pertanto, essere stimati. Nell'approccio *random-effects* il modello (1) è stimato impiegando generalmente la tecnica econometria GLS. Dai risultati econometrici è possibile stimare gli effetti individuali \mathbf{b}_i e quindi, tramite l'espressione (2) calcolare gli indicatori di efficienza.

Nel modello *maximum-likelihoods* le componenti u sono considerate, come nel modello *random-effects*, termini casuali che devono essere stimati. A differenza del modello *random-effects*, nel modello *maximum-likelihoods* vengono fatte delle ipotesi sulla distribuzione della componente u . Le distribuzioni maggiormente impiegate nella letteratura sono: la normale tronca, la "half normal" e l'esponenziale. Dai risultati econometrici è possibile ottenere, attraverso la scomposizione del termine di errore composto e seguendo l'approccio suggerito da Jondrow et. Al. (1982) gli effetti individuali \mathbf{b}_i e quindi, con l'espressione (2) calcolare gli indicatori di efficienza.

⁴ Questa classificazione è stata ripresa da Kumbhakar e Lowell (2000). L'approccio *fixed-effects* considera gli effetti specifici come fissi, mentre gli approcci *random-effects*, *maximum-likelihood* considera questi effetti come casuali. Gli approcci *random-effects*, *maximum-likelihood* sono quindi dei metodi di stima di un modello a effetti casuali.

In questo lavoro abbiamo voluto stimare il livello d'efficienza di costo raggiunto dalle imprese di trasporto pubblico locale impiegando, per ragioni econometriche, uno dei tre approcci appena presentati, vale a dire il modello *fixed-effects*.

Vista la generale eterogeneità delle realtà produttive delle compagnie di bus, il modello *fixed-effects* presenta dei vantaggi interessanti, poiché permette di evitare il pericolo di ottenere stime distorte dei parametri dovute alla correlazione tra gli effetti individuali e i regressori osservati. Mundlak (1978) a questo proposito, ha mostrato come sia possibile stimare un modello che elimini questo problema trattando gli effetti individuali come fissi invece che come realizzazioni di una variabile casuale. Lo svantaggio del modello a *fixed-effects* è che tutti i regressori invariati rispetto al tempo sono eliminati dalla specificazione del modello ed il loro effetto è catturato dalle variabili *dummy* individuali. Questo fatto impedisce d'introdurre nel modello di costo variabile che non variano nel tempo. Inoltre, un altro svantaggio è dato dal fatto che i coefficienti delle variabili *dummy* individuali potrebbero rappresentare non solo il livello d'efficienza raggiunto dalle compagnie di bus, ma anche l'effetto di variabili omesse dal modello. Si pensi ad esempio a variabili ambientali che possono condizionare fortemente i costi di produzione delle compagnie di bus. In questo senso, gli indicatori d'efficienza calcolati sulla base dei risultati di un modello *fixed-effects* dovrebbero essere interpretati in un senso più ampio rispetto a quelli calcolati con il *random-effects* e il *maximum-likelihood*. Da ultimo, va ricordato che da un punto di vista econometrico esiste la possibilità, utilizzando il test di Hausman, di sottoporre a verifica l'ipotesi di non correlazione tra effetti individuali e regressori.

3 Modello di costo per le compagnie di bus

Il campione considerato in questa analisi è composto da tre tipi di compagnie: quelle urbane, quelle extra-urbane e quelle miste, vale a dire quelle compagnie che operano sia a livello urbano, sia a livello extra-urbano. Inoltre, tutte le imprese considerate nell'analisi offrono solamente dei servizi di trasporto su strada e non su rotaia. Abbiamo quindi escluso dalla nostra analisi le imprese di trasporto urbano che fanno uso di tram.

Sulla base di un'analisi della letteratura, del processo produttivo osservato e dei dati statistici a nostra disposizione si è formulato il seguente modello di costo totale:

$$CT = h(Y, R, P_K, P_L) \quad (4)$$

dove

CT = costo totale;
Y = output misurato in bus-km;

⁵ In un'industria a rete i maggiori effetti individuali sono legati alla struttura della rete e a variabili "ambientali" come ad esempio, la morfologia del territorio, l'articolazione della rete di trasporto. Per una presentazione dell'applicazione di questo test nella stima con dati panel si veda Greene (1993).

⁷ In questo lavoro si ipotizza quindi che l'azienda di trasporto minimizzi il costo totale e che sia "price-taker" sul mercato dei fattori produttivi e che, essendo regolata, non abbia autonomia nella scelta delle quantità di output da produrre. Un'altra possibilità potrebbe essere quella di stimare una funzione di costo variabile che non presuppone l'ottimizzazione dell'uso del fattore capitale. L'evidenza empirica ha mostrato che l'uso di indicatori fisici del capitale, nel nostro caso il numero di bus, nella stima di funzioni di costo variabile crea generalmente dei gravi problemi di multicollinearità. Per questa ragione, vista l'impossibilità di costruire un indicatore del capitale basato sul metodo dell'inventario permanente, si è deciso d'adottare una funzione di costo di lungo periodo. Si veda a questo proposito Filippini (1991, 1996, 1997) e Fabbri (1996).

R = dimensione della rete di trasporto;
 PK = prezzo del fattore capitale;
 PL = prezzo del fattore lavoro;

Il costo totale risulta quindi essere una funzione di più variabili: dell'output, misurato dai chilometri percorsi nell'arco di un anno dai bus dell'impresa, dalla lunghezza della rete di trasporto, dei prezzi dei due fattori produttivi considerati nel modello, lavoro e capitale, e da una serie di variabili *dummy* individuali che caratterizzano il modello *fixed-effects*. Da notare, che impiegando il modello *fixed-effects* non è possibile stimare i coefficienti riferiti a variabili che non variano nel tempo. Inoltre, tutti gli effetti di queste variabili che non variano nel tempo, compresi gli eventuali effetti dovuti alla categoria d'appartenenza delle compagnie (urbane, extra-urbane e miste), sono catturati dalla componente individuali *u*.

Esistono diverse unità di misura che permettono di rappresentare l'output di una compagnia di bus, ciascuna con una sua logica e una sua utilità. Quali interessanti misure dell'offerta si può distinguere: i bus-km e i posti-km offerti. Nella nostra analisi abbiamo formulato un modello di costo monoprodotto e scelto quale indicatore della produzione il totale di bus-km percorsi durante un anno.

E' bene osservare, che in diversi studi riguardanti la struttura dei costi delle compagnie di bus, vengono specificati dei modelli di costo, che utilizzano quali misure dell'output degli indici fortemente influenzati dalla domanda, quali i viaggiatori-km e il numero di persone trasportate. Siamo dell'opinione che queste unità di misura non siano completamente idonee all'analisi dell'offerta delle imprese di trasporto locale. A questo proposito basti ricordare, che il costo di percorrenza di un bus è in larga misura indipendente dal numero di passeggeri trasportati. Nel modello di costo (4), si parte quindi dall'idea che i costi d'esercizio di una compagnia di bus siano principalmente determinati dal numero di chilometri percorsi dai bus. Questa scelta viene motivata anche dal fatto che le compagnie in questione sono tenute ad offrire dei servizi di trasporto anche in periodi della giornata durante i quali la domanda risulta essere molto bassa; l'utilizzazione di un indicatore dell'output molto influenzato dalla domanda potrebbe portare ad una sottovalutazione dell'output effettivamente offerto.

Nella tabella 1 abbiamo voluto presentare, a titolo comparativo, alcune informazioni riguardanti la specificazione di modelli di costo adottati in studi recenti sulla struttura di costo delle compagnie italiane di trasporto pubblico locale.

Tabella 1: Rassegna di alcuni studi riguardanti la stima di funzioni di costo

Autori	Funzione di costo	Inputs	Outputs	Dati	Campione
Fazioli, Filippini,	costo totale	n. lavoratori n. veicoli	posti-km rete in km	panel 1986-1990	40 aziende di trasporto

⁸ La mancanza di informazioni riguardanti le spese per l'energia e la quantità di energia consumata non ci ha permesso d'introdurre nel modello di costo il prezzo dell'energia.

⁹ Per una rassegna in materia, rimandiamo il lettore ai lavori di Fabbri (1996) e Fraquelli, Piacenza e Abrate (2001).

Prioni (1993)			(caratteristiche a dell'output)		extraurbano regione Emilia-Romagna
Levaggi (1994)	costo variabile	n. lavoratori n. veicoli	passengeri-km rete in km	cross-section 1989	55 aziende urbane italiane
Fabbri (1998)	costo variabile	n. lavoratori n. veicoli	bus-km	panel 1986-1994	9 aziende urbane Emilia-Romagna
Fraquelli, Piacenza, Abrate (2001)	costo variabile	n. lavoratori n. veicoli litri carburante	posti offerti moltiplicati per bus-km velocità commerciale	panel 1996-1998	45 aziende italiane urbane ed extraurbane

I dati riportati in questa tabella confermano come nella maggior parte degli studi sia stata privilegiata la scelta di un indicatore dell'output collegato all'offerta e non alla domanda. Inoltre, in generale la specificazione dei modelli è abbastanza simile. Da notare, che l'introduzione nel modello di costo formulato da Fazioli et al (1993) di una variabile esplicativa riferita alla dimensione della rete di trasporto ha permesso, come avremo modo di precisare più avanti, di scomporre il concetto di economie di scala in economie di scala spaziali ed economie di densità.

Per la stima della funzione di costo (4) abbiamo scelto di adottare la forma funzionale translogaritmica. Questa forma funzionale flessibile presenta il vantaggio di permettere al valore delle economie di scala di variare al variare dell'output. Adottando la forma funzionale translogaritmica la (4) diventa:

$$\ln\left(\frac{CT}{P_K}\right) = a_0 + a_y \ln y + a_N \ln N + a_L \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right) + \frac{1}{2} a_{yy} (\ln y)^2 + \frac{1}{2} a_{NN} (\ln N)^2 + \frac{1}{2} a_{LL} \left(\ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)\right)^2 + a_{yN} \ln y \ln N + a_{yL} \ln y \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right) + a_{NL} \ln N \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right) + t_T T + v_{it} + u_i \quad u_i \geq 0 \quad (5)$$

Da notare, che la variabile T è stata introdotta nella funzione di costo totale translog quale indicatore del livello di tecnologia. In questo modo, il progresso tecnico nel modello è

* Per un'altra applicazione nel campo dei trasporti pubblici locali dove l'output viene misurato grazie ad un indicatore di offerta si veda Filippini e Prioni, (1994).

* Per una discussione sulle forme funzionali da impiegare nella stima di funzioni di costo si veda Filippini (1997).

* La forma funzionale translogaritmica rappresenta un'approssimazione del secondo ordine ad una funzione di costo ignota ottenuta mediante un'espansione di Taylor della trasformazione logaritmica attorno ad un vettore 0. Come conseguenza si ha che le variabili indipendenti della funzione di costo devono essere espresse come deviazione dal vettore 0 di espansione.

neutrale. Da osservare che la normalizzazione dei costi totali e dei prezzi dei fattori produttivi rispetto ad un prezzo dei fattori produttivi, in questo caso il prezzo del capitale, consente di imporre la condizione teorica dell'omogeneità lineare nei prezzi.¹⁴

4 I dati ed i risultati econometrici

Il campione italiano utilizzato nella stima dei modelli di costo totale è formato da 58 compagnie di bus delle quali 17 urbane, 11 extraurbane e 30 miste, vale a dire con attività di tipo urbano ed extraurbano. Il campione svizzero è formato da 55 compagnie di bus delle quali 11 urbane, 34 extraurbane e 10 miste. Per la stima delle funzioni di costo totale, è stata utilizzata una serie di dati composta di una combinazione d'osservazioni spaziali e temporali riferita agli anni 1991-1997. Tutte le variabili riguardanti le compagnie italiane sono state calcolate sulla base dei documenti statistici di Federtrasporti e sulla base dei rapporti d'attività e bilanci pubblicati dalle singole compagnie e raccolti da Nomisma. Le variabili concernenti le compagnie svizzere sono state calcolate in base alle pubblicazioni annuali dell'Ufficio federale dei trasporti e delle telecomunicazioni.

- *Il costo totale*: il costo totale è stato ottenuto sommando il costo per il personale, i costi diretti, gli ammortamenti e l'acquisto di beni.
- *Il prezzo del fattore lavoro*: questa variabile esplicativa è stata ottenuta dividendo il totale delle spese per il personale con il numero del personale.¹⁵
- *Il prezzo d'uso del capitale*: seguendo l'approccio di Filippini e Maggi (1993), il prezzo del capitale è stato ottenuto dividendo la spesa per il capitale per il numero di veicoli utilizzati dall'azienda. Questo procedimento permette di stimare, anche se in modo approssimativo, un indicatore del livello del prezzo del capitale. Le spese per il capitale sono definite in senso ampio e con un approccio residuale.¹⁶ Dal valore dei costi totali contenuto nel conto economico delle compagnie vengono dedotte le spese per il personale, ottenendo così il valore delle altre spese, che oltre a comprendere gli ammortamenti ed i costi finanziari, considerano anche le spese di manutenzione, di materiale e di energia. Secondo questo approccio, l'ammontare delle altre spese rappresenta un buon indicatore delle spese di capitale. E' chiaro che questo approccio impiega una definizione più ampia di prezzo del capitale rispetto alla definizione più precisa suggerita da Christensen e Jorgenson (1969). Purtroppo, i dati a disposizione non ci hanno permesso di stimare lo stock di capitale, le spese per il capitale e quindi il prezzo del capitale seguendo l'approccio dell'inventario permanente.¹⁷
- *L'indicatore della rete di trasporto*: l'indicatore scelto è la lunghezza delle linee servite in km. E' chiaro, che nella scelta di quest'indicatore bisognerebbe tener presente che le diverse caratteristiche di una rete di trasporto locale possono avere un impatto differente sul livello dei costi operativi. Quali caratteristiche principali di una rete di trasporto si può menzionare la lunghezza, il numero di fermate e la configurazione nello spazio della rete. In diversi studi riguardanti la struttura dei costi del settore dei trasporti è stato scelto come indicatore della rete di trasporto la lunghezza del tracciato misurata in chilometri. Questo indicatore ha il vantaggio di essere facilmente misurato, ma ha lo svantaggio di rappresentare parzialmente la dimensione e le caratteristiche di una rete di trasporto,

¹⁴ Si veda Chambers (1988).

¹⁵ Un'altra possibilità per rappresentare il prezzo del fattore lavoro potrebbe essere quella di calcolare il prezzo per ora di lavoro. Purtroppo i dati statistici a nostra disposizione non ci permettono questo calcolo.

¹⁶ Per un'applicazione di questo metodo si veda A.F.Friedlander e S.J:Chiang (1983), Filippini (1997, 1995).

¹⁷ Si veda L.R.Christensen e D.W.Jorgenson (1969), pp.293-320.

poiché il numero e la posizione delle fermate e quindi la struttura dei collegamenti non vengono considerati. Introducendo in una funzione di costo solamente la lunghezza della linea quale indicatore di rete, equivale a considerare neutrale l'effetto del numero delle fermate sull'andamento dei costi. Purtroppo, per mancanza di informazioni non abbiamo potuto sperimentare l'impiego di indicatori di rete più complessi.

Nella tabella 2 abbiamo voluto presentare alcune caratteristiche dei dati del campione di compagnie di bus considerate nell'analisi. I dati riportati in questa tabella indicano che le compagnie italiane, in termini di dimensione, sono notevolmente più grandi rispetto a quelle svizzere. Inoltre, i livelli dei salari e dei costi del capitale sono inferiori presso le compagnie italiane rispetto a quelle svizzere. Questo dato, giacché il costo della vita in Svizzera risulta più alto rispetto all'Italia, non ci sorprende.

Tabella 2 Descrizione statistica dei dati utilizzati nell'analisi

<i>Variabile</i>	<i>Unità di misura</i>	<i>Primo quartile I</i>	<i>Mediana I</i>	<i>Terzo quartile I</i>	<i>Primo quartile CH</i>	<i>Mediana CH</i>	<i>Terzo quartile CH</i>
<i>Costi totali</i>	Euro	800000 0	1505000 0	3104000 0	616400	1634000	7842000
<i>Costo medio</i>	Euro per Bus km	2.3	2.7	3.5	3.1	4	5.3
<i>Prezzo del lavoro</i>	Euro per persona	29800	32000	34500	47300	54300	58700
<i>Prezzo del capitale</i>	Euro per unità di capitale	38600	50000	68200	49500	68640	88245
<i>Output</i>	Bus km	2921550	665036 0	1068470 0	198000	527000	1651000
<i>Rete</i>	Km linee	239	899	2143	22.1	40.8	69.8

In un primo momento, il modello di costo (4) è stato stimato seguendo gli approcci: *fixed-effects*, *random-effects* e *maximum-likelihood*. Utilizzando il test di Hausman, abbiamo quindi proceduto a sottoporre a verifica l'ipotesi di non correlazione tra effetti individuali e regressori. Ricordiamo, che in presenza di correlazione tra gli effetti casuali e i regressori le

¹⁷ Si veda ad esempio Filippini (1991) e Filippini e Maggi (1992) per un'applicazione della teoria dei grafi nella definizione degli indicatori di rete.

¹⁸ Il modello *Maximum-Likelihood* è stato stimato con il programma Frontier, scegliendo la variante che prevede una distribuzione della componente η_i normale troncata e costante nel tempo. I modelli *fixed-effects* e *random-effects* sono stati stimati con il programma STATA.

stime ottenute con gli approcci , *random-effects* e *maximum-likelihood* risultano distorte. I risultati del test di Hausmann indicano una chiara preferenza statistica per il modello *fixed-effects* rispetto al modello , *random-effects*. Da un punto di vista statistico il modello *fixed-effects* è superiore agli altri due modelli e per questa ragione abbiamo deciso di continuare il nostro lavoro basandosi sui risultati econometrici ottenuti con il modello *fixed-effects*. Questo procedere implica, come abbiamo già avuto modo di precisare, un problema d'interpretazione dei valori dell'indicatore d'efficienza di costo calcolato sulla base delle dummy individuali. Molto probabilmente, data l'eterogeneità del processo produttivo delle compagnie di bus, parte dell'inefficienza di costo misurata con il modello *fixed-effects* è da imputare a fattori costanti nel tempo e non controllabili da parte del management come ad esempio le caratteristiche ambientali della produzione.

Ricordiamo, che il modello di costo (4) è stato stimato in modo separato per il campione di compagnie italiane e per il campione di compagnie svizzere.

Nella prima colonna della tabella 6 presentiamo i risultati della stima econometrica del modello di costo (4) ottenuti con il campione di compagnie di bus italiane, mentre nella seconda colonna sono riportati i risultati concernenti il campione di compagnie svizzere.

Visto che nel nostro studio tutte le variabili sono espresse in forma logaritmica e sono state normalizzate rispetto al valore mediano, i coefficienti di primo ordine della funzione di costo translogaritmica sono da interpretare come elasticità di costo al punto mediano del campione considerato nell'analisi.

Per il punto di approssimazione sono state verificate le condizioni di regolarità che ci permettono di applicare la teoria del duale e quindi derivare direttamente dai risultati delle stime dei modelli di costo informazioni concernenti la tecnologia. Queste condizioni comprendono: la monotonicità nei prezzi e nell'output, quote dei fattori di produzione positivi ed una matrice Hessiana negativa semidefinita.

I risultati riportati nella tabella 6 sono soddisfacenti. In termini di significatività dei coefficienti è interessante osservare che in ambedue i modelli stimati buona parte dei parametri risultano essere significativamente diversi da zero al 95%. Inoltre, i segni dei coefficienti sono quelli attesi e sono coerenti con la teoria economica della produzione e dei costi. Per quanto concerne la qualità delle regressioni possiamo constatare che in tutte e due le stime il valore aggiustato del coefficiente di determinazione R^2 risulta essere, come del resto normale in modelli *fixed-effects*, elevato, comportando così un ottimo adattamento delle funzioni di costo totale al campione di valori osservati.

Tabella 3 : Risultati della stima della funzione di costo totale

Coefficienti	Compagnie italiane		Compagnie svizzere	
	Valori coefficienti	Valore <i>t</i>	Valori coefficienti	Valore <i>t</i>
?	0.392***	8.723	0.229***	2.931
?	0.612***	33.296	0.395***	15.27
?	0.095**	2.691	0.284***	3.97
?	0.193**	2.772	0.104*	1.707
?	-0.155***	-9.031	-0.315***	-6.912
?	-0.014	-0.333	0.133	1.019
?	0.0307	0.709	-0.141**	-1.988

?	0.028	1.212	0.022	-0.076
?	-0.029	-1.515	-0.046	-1.158
?	0.007***	4.085	0.002	0.646
R	0.994		0.992	

***, **, *: livello di significatività rispettivamente dell'1, del 5 o del 10%.

Dal confronto tra i risultati della stima dei due modelli si può rilevare che i parametri riferiti all'output non sono molto diversi. Un aumento del 10% dell'output determina un aumento del 3.9% di costo nel modello riferito alle compagnie italiane e del 2.3% per il modello riferito alle compagnie svizzere. Per quanto concerne i coefficienti riguardanti il prezzo del lavoro e la rete di trasporto, è interessante osservare come la differenza risulti più accentuata. Mentre nel modello riferito alle imprese italiane un aumento dell'indicatore di rete del 10% determina un aumento di costo dello 0.9% , nel modello riferito alle compagnie svizzere questo aumento risulta essere del 2.8%. Questa differenza potrebbe essere dovuta al fatto che le imprese svizzere sono principalmente attive in zone rurali e montagnose e quindi un espansione della rete comporta un aumento dei costi proporzionalmente superiore a quello che si verifica nella realtà produttiva italiana.

Nel punto mediano le elasticità di costo rispetto ai prezzi dei fattori produttivi sono equivalenti alle quote di costo.¹⁹ La quota di costo del fattore lavoro ammonta quindi a circa il 62% per le compagnie italiane e a circa il 44% per le compagnie svizzere, mentre la quota di costo per il capitale ammonta a circa il 38% per le compagnie italiane e a circa il 56% per le compagnie svizzere. Questa differenza mostra la presenza di una quota di costo del lavoro maggiore nelle compagnie italiane rispetto a quelle svizzere.

Per quanto concerne il parametro riferito alla variabile del trend temporale, bisogna notare che per le compagnie italiane il coefficiente è positivo e significativamente differente da zero, mentre per le compagnie svizzere non risulta essere significativamente diverso da zero. Il segno positivo ottenuto nel caso italiano indica la presenza di un regresso tecnologico e non di un progresso tecnologico. Bisogna comunque osservare che questo trend temporale positivo dei costi potrebbe essere stato provocato da alcune modifiche introdotte nelle procedure contabili a partire dal 1995.²⁰

Da ultimo, notiamo che nei due modelli tutti i parametri concernenti le variabili *dummies* individuali, che costituiscono la base per il calcolo del livello di efficienza di costo, sono risultati significativamente diversa da zero.²¹

5 Efficienza di scala e di costo

Nell'analisi della struttura di costo del settore dei trasporti pubblici locali è bene tener presente che si tratta di un settore a rete. La produzione di questo settore, a differenza del settore manifatturiero non avviene in un singolo punto dello spazio, ma ha luogo lungo una rete di trasporto. A questo proposito è interessante osservare come nella letteratura

¹⁹ Ricordiamo che :

$$\frac{\delta \ln CT}{\ln P_i} = \frac{\delta CT}{\delta P_i} \frac{P_i}{CT} \quad \text{con} \quad \frac{\delta CT}{\delta P_i} = \text{domanda ottimale del fattore } i \quad i = L, E, K.$$

²⁰ Per verificare la presenza di un cambiamento strutturale abbiamo proceduto alla stima di una versione del modello 5 che comprendeva tra le variabili esplicative una variabile qualitative per differenziare i dati riferiti agli anni dopo il 1995. Il coefficiente di questa variabile qualitativa non è comunque risultato significativamente diverso da zero al 95%.

²¹ Per motivi di spazio il valore di questi parametri sono presentati in appendice.

tradizionale riguardante l'analisi della struttura di costo di diverse industrie, il livello dell'output è stato sempre considerato un valido indicatore della dimensione di un'impresa. In un'industria a rete, che produce i propri servizi in più punti nello spazio, la dimensione di una impresa non viene misurata correttamente solo dal livello dell'output. Per definire la dimensione di un'impresa a rete è necessario considerare oltre al livello di produzione anche l'estensione e la configurazione spaziale della rete di trasporto che caratterizza il processo produttivo. Questa puntualizzazione è molto importante per poter comprendere l'andamento dei costi di una compagnia di bus e quindi i concetti di economie di scala e di densità che stiamo per proporre.

Il concetto teorico di economie di densità, descrive la relazione tra i costi di produzione di una compagnia di bus e l'output prodotto, con la dimensione della rete di trasporto ed i prezzi degli input mantenuti costanti. Questo concetto, ci permette di accertare se il costo totale aumenta in misura meno o più proporzionale all'aumento dell'output. Graficamente, le economie di densità sono rappresentate da una curva di costo medio che decresce all'aumentare dell'output.

L'espressione matematica che esprime il concetto di economie di densità è uguale al reciproco dell'elasticità della funzione di costo rispetto all'output:

$$ED = \frac{1}{\frac{\partial CT}{\partial Y} \frac{Y}{CT}} \quad (6)$$

Grazie alla formula (6) possiamo stabilire il grado di reattività dei costi a variazioni dell'output. Si parla di economie di densità allorché si ottengono dei valori di ED superiori all'unità; diremo che la produzione è caratterizzata da diseconomie di densità e dall'inesistenza di economie di densità per valori rispettivamente inferiori e uguali a uno.

Le economie di scala riflettono la relazione tra i costi di produzione e l'output, quando la dimensione della rete di trasporto aumenta in maniera proporzionale rispetto all'output. Il concetto d'economie di scala è di grande aiuto nell'analisi della struttura di costo delle compagnie di bus, poichè permette di stabilire se il costo totale aumenta in misura più o meno proporzionale all'aumento proporzionale dell'output e della dimensione della rete. Questa situazione potrebbe verificarsi allorché due compagnie di bus decidano d'effettuare una fusione estremo-estremo. Graficamente le economie di scala sono rappresentate da una funzione di costo medio che decresce all'aumentare dell'output e della dimensione della rete.

Matematicamente il concetto di economie di scala è uguale al reciproco della somma dell'elasticità della funzione di costo rispetto all'output e alla dimensione della rete:

²² D.W.Caves, L.R.Christensen, e M.W.Tretheway (1984) sono stati i primi studiosi a riconoscere l'imprecisione derivante dall'utilizzazione del livello dell'output quale indicatore della dimensione di un'industria a rete.

²³ Si veda D.W.Caves, L.R.Christensen, M.W.Tretheway (1984), p. 474.

²⁴ Per fusione estremo-estremo intendiamo la fusione di due compagnie di bus le cui reti di trasporto sono disposte nello spazio in modo sequenziale. Per una descrizione approfondita si rimanda il lettore al capitolo sesto di questo lavoro.

²⁵ Si veda D.W.Caves, L.R.Christensen, M.W.Tretheway (1984), p. 474.

$$ES = \frac{1}{\frac{\partial CT}{\partial Y} \frac{Y}{CT} + \frac{\partial CT}{\partial R} \frac{R}{CT}} \quad (7)$$

Le economie di scala risultano essere un indicatore del grado di reattività dei costi a variazioni proporzionali dell'output e della dimensione della rete. Si parla di economie di scala allorquando si ottengono dei valori di ES superiori all'unità, mentre per valori inferiori o uguali a uno diremo che la produzione è caratterizzata rispettivamente da diseconomie di scala e dall'inesistenza di economie di scala.

Nella tabella 4 sono contenuti i valori delle economie di scala e di quelle di densità calcolati sulla base della stima dei tre modelli di costo.

Tabella 4: Economie di scala e di densità²⁶

	Compagnie italiane		Compagnie svizzere	
	Economie di densità	Economie di scala	Economie di densità	Economie di scala
piccole	4.59	3.24	7.52	1.80
medie	2.56	2.09	4.35	1.96
grandi	2.09	1.74	2.91	1.62

Considerando i valori ottenuti si può osservare sia per compagnie italiane che per le compagnie svizzere la marcata presenza di economie di densità e di scala per tutte le classi dimensionali prese in considerazione. Ciò significa che la maggioranza delle compagnie italiane e svizzere produce ad un livello di scala e di densità troppo basso. Inoltre i potenziali risparmi nei costi di produzione sarebbero più alti nel caso di un aumento della densità che non nel caso di un aumento della scala.

I valori riguardanti le economie di densità risultano essere assai elevati sia per le piccole che per le grandi compagnie di bus. I risultati delle stime indicano che un aumento della produzione su di una rete di trasporto esistente permette di ridurre fortemente i costi medi. A questo proposito bisogna notare, che per la maggior parte delle compagnie di bus prese in esame, un aumento dell'output è limitato dal basso livello della domanda. Di conseguenza, la possibilità di sfruttare questi potenziali risparmi sembra essere ridotta.

In generale, i valori delle economie di scala sono assai elevati per tutti i tipi di compagnie.

²⁶ Il calcolo delle economie di scala e di densità è stato effettuato mantenendo i prezzi dei fattori produttivi costanti ai valori del secondo quartile (mediana).

²⁷ Ricordiamo che un valore superiore all'unità rileva la presenza di economie di scala o di densità mentre un valore inferiore indica diseconomie di scala o di densità.

L'inefficienza di scala potrebbe essere migliorata grazie ad una strategia di fusioni di compagnie di bus con rete adiacente. Questo tipo di strategia potrebbe permettere alle compagnie di bus di sfruttare al meglio le economie di scala. Da notare, che i valori delle economie di scala e di densità riportati nella tabella 7 sono in parte superiori a quelli ottenuti negli studi di Fazioli et. al (1993), Levaggi (1996), Fabbri (1998) e Fraquelli et al. (2001). Siamo dell'opinione, che l'impiego del modello a effetti fissi abbia permesso di stimare con più precisione i valori delle economie di scala e di densità, poiché si escludono potenziali problemi di stima dovuti alla correlazione di effetti specifici individuali con le variabili introdotte nel modello. A titolo di esempio, stimando il modello 5 impiegando l'approccio random-effects si ottiene un valore del coefficiente dell'output pari a 0.88, e quindi un valore delle economie di densità per la compagnia mediana di 1.13, valore nettamente inferiore a quanto riportato nella tabella 7. -

Ora ci occuperemo di analizzare un altro insieme di indicazioni derivabili dalla stima di una funzione frontiera di costo: l'efficienza di costo delle singole compagnie di bus. Per il calcolo dell'indicatore di efficienza (IN) di costo abbiamo impiegato l'espressione (2) ottenendo così degli indicatori con valori uguali o inferiori ad 1:

$$IN_i = \exp(-u_i) \quad (8)$$

La compagnia di bus contraddistinta da un valore di IN pari a 1 risulta essere la più efficiente del campione. Valori di IN inferiori all'unità indicano la presenza di inefficienza di costo. Da notare, che una compagnia di bus può presentare inefficienza di costo ma essere efficiente da un punto di vista della scala di produzione (efficienza di scala) o rispettivamente essere efficiente da un punto di vista dei costi (efficienza di costo) ma inefficiente da un punto di vista della scala di produzione.

Nella tabella 5 sono illustrate alcune caratteristiche statistiche degli indicatori di efficienza di costo calcolati per i due modelli. Ricordiamo, che il grado massimo d'efficienza di costo è raggiunto con un valore dell'indicatore pari a 1.

Tabella 5: valori statistici dell'indicatore IN

	Indicatore di inefficienza IN <i>Compagnie italiane</i>	Indicatore di inefficienza IN <i>Compagnie svizzere</i>
<i>Primo quartile</i>	0.19	0.10
<i>Media</i>	0.32	0.31
<i>Mediana</i>	0.28	0.28
<i>Terzo quartile</i>	0.38	0.43

Dai valori riportati nella tabella 4 possiamo fare tre considerazioni. Primo, confrontando i valori del primo quartile, della mediana, della media e del terzo quartile delle due distribuzioni d'inefficienza, si può osservare una forte affinità. Il fenomeno d'inefficienza

²⁸ L'introduzione nella specificazione del modello di costo per le compagnie italiane di alcune variabili ambientali generali (localizzazione geografica della compagnia: nord,sud,centro; "Ambiente operativo": urbano, misto, regionale) non modifica di molto il problema. Il coefficiente rispetto all'output rimane di molto superiore rispetto a quello ottenuto con il *fixed effects model*.

di costo sembra quindi essere presente con la stessa distribuzione sia presso il campione di compagnie di bus italiane, sia presso il campione di compagnie di bus svizzere.

Secondo, i bassi valori del terzo quartile, 0.38 nel campione italiano e 0.43 nel campione svizzero, ci indicano la presenza di un limitato gruppo di compagnie molto efficienti e di un grande numero di compagnie che presentano bassi livelli d'efficienza. Va comunque precisato, che data l'eterogeneità del processo produttivo delle compagnie di bus, parte dell'inefficienza di costo misurata con il modello *fixed-effects* è da imputare a fattori costanti nel tempo e non controllabili da parte del management come ad esempio le caratteristiche ambientali della produzione. I modesti risultati ottenuti sia dalle compagnie svizzere che da quelle italiane non possono quindi essere imputate solamente a carenze manageriali.

A questo punto, può essere interessante analizzare i risultati dell'analisi dell'efficienza classificando le compagnie di bus secondo il tipo di compagnia (urbana, extra-urbana e mista) e secondo la regione dove opera una compagnia (nord, centro e sud Italia). In particolare, seguendo l'approccio suggerito da Singh e Coelli (2001), abbiamo voluto verificare tramite il test nonparametrico di Kruskal-Wallis l'ipotesi di uguaglianza delle distribuzioni dei risultati di efficienza relative ai tre tipi di compagnie. Siamo quindi interessati a verificare tramite questo test se le tre popolazioni sono identiche in termini di risultati di efficienza.

Nella tabella 6 e 7 sono illustrati i risultati di questo test

Tabella 6: Kruskal-Wallis test relativo ai risultati di efficienza ottenuti dalle compagnie del Nord, Sud e Centro

Ipotesi H_0	Valore statistica Kruskal-Wallis	Valore critico livello di significatività 10%	Decisione
uguaglianza delle popolazioni	4.204	4.605	Accettata H_0

Dai valori dei risultati dei test riportati nelle tabelle 9 e 10 possiamo accettare l'ipotesi che non vi siano differenze statisticamente significative tra le tre distribuzioni (livello di significatività del 10%).

Non sembrano quindi esistere differenze sistematiche nei risultati di efficienza delle differenti tipologie di compagnie.

Tabella 7: Kruskal-Wallis test relativo ai risultati di efficienza ottenuti dalle compagnie Urbane, Extra-urbane e miste

* Ricordiamo, che i test nonparametrici sono indicati in situazioni dove i campioni non abbiano una distribuzione tendente a quella normale o la numerosità campionaria è particolarmente ridotta. Il test di Kruskal-Wallis è un test nonparametrico usato per confrontare una molteplicità di popolazioni campionarie. L'ipotesi nulla è che le performance delle diverse compagnie appartengano alla stessa funzione di distribuzione. E' analogo al test F usato nell'analisi della varianza, ma a differenza di quest'ultimo non richiede che le popolazione oggetto di comparazione siano normalmente distribuite. Il test Kruskal-Wallis è indicato in situazioni con dati ordinali e in situazioni dove non si può assumere la distribuzione normale dei dati considerati. Per una presentazione di questo test si veda Anderson, et. a. (2002).

Ipotesi H_0	Valore statistica Kruskal-Wallis	Valore critico livello di significatività 10%	Decisione
uguaglianza delle popolazioni	0.741	4.605	Accettata H_0

6. Conclusioni

In questo lavoro si è cercato di affrontare in via sperimentale un problema di valutazione econometrica dell'efficienza di scala e di costo delle aziende italiane di trasporto pubblico locale. Inoltre, a titolo di paragone si è voluto valutare l'efficienza di scala e di costo di un campione di aziende di trasporto svizzere.

Sul piano metodologico, questo lavoro ha mostrato come l'approccio econometrico ben si adatti alla predisposizione di un sistema informativo, in grado di rispondere alle esigenze di controllo o monitoraggio esterno dei soggetti operanti nel settore dei trasporti locali con sussidi pubblici.

Per la valutazione dell'efficienza abbiamo formulato e stimato un modello di costo translogaritmico utilizzando un panel di dati per gli anni 1991-1997 riguardante 58 compagnie italiane e 55 compagnie svizzere. Inoltre, in questo modello di costo è stata inserita una variabile riferita alla rete di trasporto, vale a dire la lunghezza della rete, che ha permesso di distinguere il concetto di economie di scala in economie di densità e di scala spaziali.

Da un punto di vista econometrico è stato utilizzato un modello di stima *fixed-effects*. Questo modello, in presenza di correlazione tra gli effetti casuali e i repressori, risulta più indicato rispetto ai modelli di stima *random-effects* e *stochastic maximum-likelihood*. L'adozione del modello *fixed-effects* implica comunque un problema d'interpretazione dei valori dell'indicatore d'efficienza di costo calcolato sulla base delle variabili dummy individuali. In questo lavoro si quindi voluto privilegiare l'ottenimento di stime non distorte delle economie di scala e di densità rispetto alla stima di precisi indicatori d'inefficienza di costo individuali.

I risultati principali ai quali si è giunti possono essere così riassunti:

- la struttura produttiva delle compagnie di bus italiane considerate nell'analisi è caratterizzata dalla presenza di economie di scala spaziali e di densità. La maggior parte di queste case opera ad una scala di produzione inferiore alla scala di produzione ottimale. I risultati empirici concernenti il campione di compagnie svizzere confermano la presenza di economie di scala in questo settore;
- per favorire un migliore sfruttamento delle economie di scala ed una migliore efficienza produttiva delle aziende di trasporto locale è necessario: 1. promuovere una politica di fusioni tra compagnie con rete di trasporto adiacente; 2. definire delle gare per l'affidamento dei servizi di trasporto pubblico locale che considerino reti di trasporto assai grandi. I risultati di questo studio sembrano sconsigliare l'apertura di gare per l'affidamento di singole linee di trasporto;
- l'evidenza empirica riguardante l'analisi dell'efficienza di costo permette di sostenere l'ipotesi di presenza di inefficienza di costo nel settore delle compagnie di bus italiane e svizzere. Inoltre, nel caso italiano i risultati econometrici non mostrano differenze sistematiche nei risultati di efficienza di costo tra le differenti tipologie di compagnie di bus.

Riferimenti bibliografici

- Anderson D.W., Sweeney D.J. e Williams T.A., (2002), *Statistics for Business and Economics* (8e), Cincinnati: South-Western.
- Antonioli B., Biagi F., Fazioli R., 2001, Le aste e i servizi pubblici locali, *Economia Pubblica*, 1
- Caves, W.C., Christensen, L.R. and Tretheway, M.W. (1984), *Economies of Density Versus Economies of Scale: Why trunk and Local Service Airline Costs Differ*, *Rand Journal of Economics*, 15, 471-489.
- Chambers R.G., (1988) *Applied Production Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Christensen, L. R. and Jorgenson, D. (1969), *The Measurement of US Real Capital Input, 1929-1967*, *Review Income and Wealth Series*, 16, 293-320.
- Coelli T. (1996), *A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*, CEPA Working Paper 96/07.
- Coelli T., prasada Rao D.S and Battese G.E. (1998), *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Boston: Kluwer Academic Publisher.
- Confservizi, *Conpendio statistico 2000*, Roma.
- Delors J., (1994) *Crescita, competitività, educazione. Le sfide per entrare nel XXI secolo*, Libro bianco dell'Unione Europea, Roma: Il Saggiatore.
- Fabbri, D., Fazioli, R., Filippini, M., (1996) *L'intervento pubblico e l'efficienza possibile*, Il Mulino, Bologna.
- Fabbri, D. (1998), *La stima di frontiere di costo nel trasporto pubblico locale: una rassegna ed un'applicazione*, *Economia pubblica*, 3, 55-94.
- Farrell, M.J. (1957), *The Measures of Productive Efficiency*, in "Journal of the Royal Statistical Society", 120, 253-281.
- Fazioli, R., Filippini, M. and Prioni, P. (1993), *Cost Structure and Efficiency of Local Public Transport: The Case of Emilia Romagna Bus Companies*, *International Journal of Transport Economics*, 3, 305-324.
- Filippini, M., 1991, *La struttura dei costi delle ferrovie private svizzere secondo la teoria del duale: implicazioni per una politica delle fusioni*. Zürich: Zentralstelle der Studentenschaft (PhD. Dissertation).
- Filippini, M. and Maggi, R., 1992, *The Cost Structure of the Swiss Private Railways*, *International Journal of Transport Economics*, 3, 307-327.
- Filippini, M. and Maggi, R. (1993), *Efficiency and Regulation in the case of the Swiss Private Railways*, in "Journal of regulatory Economics", 5, 199-216.
- Filippini, M., Prioni, P. (1994) *Is Scale and Cost Inefficiency in the Swiss Bus Industry a Regulatory Problem? Evidence from a Frontier Cost Approach*, *Journal of the Economics of Business*, 1, 219-31.
- Filippini, M. (1996), *Economies of Scale and Utilization in the Swiss Electric Power Distribution Industry*, *Applied Economics*, 28, 543-550.
- Filippini, M., (1997), *Elements of the Swiss Electricity Market*, Physica-Verlag, Berlin.
- Friedlaender, A.F. and Shaw-Er Wang Chiang, J. (1983). "Productivity Growth in the Regulated Trucking Industry." *Research in Transportation and Economics* 1, 149-184.
- Fraquelli G., Piacenza M. and Abrate G., (2001), *Costs and Technology of Public Transit Systems in Italy: some Insights to face Inefficiency*, Working Paper CERIS-CNR, 12.
- Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis*. New York: MacMillan Publishing Company.
- Jondrow, J., Lowell, 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.
- Kumbhakar S.C. Lowell, C.A. (2000), *Stochastic frontier analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.

- Levaggi, R. (1994), *Parametric and Non-parametric Approach to Efficiency: The case of Urban Transport in Italy*, Studi Economici, 49: 67-88.
- Mundlak, Y. (1978), *On the Pooling of Times-Series and Cross-Section Data*, Econometrica 46: 69-85.
- Schmidt, P. and Lowell, C.A. (1979) *Estimating Technical and Allocative Inefficiency relative to stochastic production and Cost Frontiers*, in "Journal of Econometrics", 9, 343-366.
- Schmidt, P. and Sickles R.C. (1984), *Production Frontiers and panel data*, "Journal of Business and Economic Statistics", 2, 367-374.
- Simar, L. (1992) *Estimating Efficiencies from Frontier Models with Panel Data: A Comparison of Parametric, Non-parametric and Semi-parametric Methods with Bootstrapping*, The Journal of Productivity Analysis, 3, 171-203.

Allegato

Compagnia	Valore del parametro della variabile dummy individuale per le compagnie italiane	Valore del parametro della variabile dummy individuale per le compagnie svizzere
1	24.7466	17.2137
2	24.3535	15.9305
3	24.5373	15.8409
4	24.2898	16.393
5	24.1509	16.284
6	25.2779	16.1256
7	24.2406	16.4382
8	23.198	16.2721
9	23.3758	16.4347
10	24.0554	16.0369
11	22.97	16.2025
12	25.2215	13.5819
13	24.6058	13.5214
14	25.1054	14.7311
15	24.7019	13.911
16	23.4146	13.5596
17	24.3471	14.4841
18	23.4205	14.1553
19	24.2861	14.4506
20	24.4546	14.1049
21	24.4991	14.8474
22	24.4676	16.1456
23	24.8242	14.6019
24	23.7304	14.1695
25	24.1214	14.7068
26	23.4289	13.8435
27	24.259	14.2813
28	24.7561	15.0126
29	25.1308	15.3922
30	24.084	14.3781
31	24.058	13.9939
32	23.8891	14.4238
33	24.6674	14.5955
34	24.1387	15.4432
35	24.6296	14.4689
36	23.7077	14.9264
37	24.569	14.0106
38	23.6319	14.4405
39	23.9528	14.3455

40	24.0134	14.4275
41	24.237	15.0858
42	24.0185	15.5145
43	23.8445	15.4169
44	24.0972	14.4648
45	22.8723	15.3166
46	23.3487	14.7638
47	24.2698	16.0089
48	23.3968	15.263
49	23.8349	15.8217
50	24.1847	13.8828
51	24.1188	14.2164
52	24.3231	15.3115
53	23.8208	15.1672
54	23.8222	15.3262
55	24.6078	14.5897
56	23.9342	
57	24.1266	
58	24.2589	

Tabella A2: valori statistici dell'indicatore *IN* per diversi gruppi di compagnie

	Compagnie Nord N=32	Compagnie Sud N=13	Compagnie Centro N=13	Compagnie Urbane N=17	Compagnie Extra-urbane N= 11	Compagnie Miste N=30
<i>Primo quartile</i>	0.2311	0.1562	0.2010	0.1570	0.2344	0.2014
<i>Media</i>	0.3638	0.2481	0.2965	0.3026	0.3306	0.3314
<i>Mediana</i>	0.3059	0.2288	0.2499	0.2784	0.2853	0.2687
<i>Terzo quartile</i>	0.3872	0.2915	0.3849	0.4011	0.3873	0.3831

QUADERNI DELLA FACOLTÀ

*I quaderni sono richiedibili (nell'edizione a stampa) alla Biblioteca universitaria di Lugano
via Ospedale 13 CH 6900 Lugano
tel. +41 91 9124675 ; fax +41 91 9124647 ; e-mail: biblioteca@lu.unisi.ch
La versione elettronica (file PDF) è disponibile all'URL:
http://www.lu.unisi.ch/biblioteca/Pubblicazioni/f_pubblicazioni.htm*

*The working papers (printed version) may be obtained by contacting the Biblioteca universitaria di
Lugano
via Ospedale 13 CH 6900 Lugano
tel. +41 91 9124675 ; fax +41 91 9124647 ; e-mail: biblioteca@lu.unisi.ch
The electronic version (PDF files) is available at URL:
http://www.lu.unisi.ch/biblioteca/Pubblicazioni/f_pubblicazioni.htm*

Quaderno n. 98-01

P. Balestra, *Efficient (and parsimonious) estimation of structural dynamic error component models*

Quaderno n. 99-01

M. Filippini, *Cost and scale efficiency in the nursing home sector : evidence from Switzerland*

Quaderno n. 99-02

L. Bernardi, *I sistemi tributari di oggi : da dove vengono e dove vanno*

Quaderno n. 99-03

L.L. Pasinetti, *Economic theory and technical progress*

Quaderno n. 99-04

G. Barone -Adesi, K. Giannopoulos, L. Vosper, *VaR without correlations for portfolios of derivative securities*

Quaderno n. 99-05

G. Barone -Adesi, Y. Kim, *Incomplete information and the closed-end fund discount*

Quaderno n. 99-06

G. Barone -Adesi, W. Allegretto, E. Dinenis, G. Sorwar, *Valuation of derivatives based on CKLS interest rate models*

Quaderno n. 99-07

M. Filippini, R. Maggi, J. Mägerle, *Skalenerträge und optimale Betriebsgrösse bei den schweizerische Privatbahnen*

Quaderno n. 99-08

E. Ronchetti, F. Trojani, *Robust inference with GMM estimators*

Quaderno n. 99-09

G.P. Torricelli, *I cambiamenti strutturali dello sviluppo urbano e regionale in Svizzera e nel Ticino sulla base dei dati dei censimenti federali delle aziende 1985, 1991 e 1995*

Quaderno n. 00-01

E. Barone, G. Barone-Adesi, R. Masera, *Requisiti patrimoniali, adeguatezza del capitale e gestione del rischio*

Quaderno n. 00-02

G. Barone-Adesi, *Does volatility pay?*

Quaderno n. 00-03

G. Barone-Adesi, Y. Kim, *Incomplete information and the closed-end fund discount*

Quaderno n. 00-04

R. Ineichen, *Dadi, astragali e gli inizi del calcolo delle probabilità*

Quaderno n. 00-05

W. Allegretto, G. Barone-Adesi, E. Dinenis, Y. Lin, G. Sorwar, *A new approach to check the free boundary of single factor interest rate put option*

Quaderno n. 00-06

G.D. Marangoni, *The Leontief Model and Economic Theory*

Quaderno n. 00-07

B. Antonioli, R. Fazioli, M. Filippini, *Il servizio di igiene urbana italiano tra concorrenza e monopolio*

Quaderno n. 00-08

L. Crivelli, M. Filippini, D. Lunati, *Dimensione ottima degli ospedali in uno Stato federale*

Quaderno n. 00-09

L. Buchli, M. Filippini, *Estimating the benefits of low flow alleviation in rivers: the case of the Ticino River*

Quaderno n. 00-10

L. Bernardi, *Fiscalità pubblica centralizzata e federale: aspetti generali e il caso italiano attuale*

Quaderno n. 00-11

M. Alderighi, R. Maggi, *Adoption and use of new information technology*

Quaderno n. 00-12

F. Rossera, *The use of log-linear models in transport economics: the problem of commuters' choice of mode*

Quaderno n. 01-01

M. Filippini, P. Prioni, *The influence of ownership on the cost of bus service provision in Switzerland. An empirical illustration*

Quaderno n. 01-02

B. Antonioli, M. Filippini, *Optimal size in the waste collection sector*

Quaderno n. 01-03

B. Schmitt, *La double charge du service de la dette extérieure*

Quaderno n. 01-04

L. Crivelli, M. Filippini, D. Lunati, *Regulation, ownership and efficiency in the Swiss nursing home industry*

Quaderno n. 01-05

S. Banfi, L. Buchli, M. Filippini, *Il valore ricreativo del fiume Ticino per i pescatori*

Quaderno n. 01-06

L. Crivelli, M. Filippini, D. Lunati, *Effizienz der Pflegeheime in der Schweiz*

Quaderno n. 02-01

B. Antonioli, M. Filippini, *The use of a variable cost function in the regulation of the Italian water industry*

Quaderno n. 02-02

B. Antonioli, S. Banfi, M. Filippini, *La deregolamentazione del mercato elettrico svizzero e implicazioni a breve termine per l'industria idroelettrica*

Quaderno n. 02-03

M. Filippini, J. Wild, M. Kuenzle, *Using stochastic frontier analysis for the access price regulation of electricity networks*

Quaderno n. 02-04

G. Cassese, *On the structure of finitely additive martingales*

Quaderno n. 03-01

M. Filippini, M. Kuenzle, *Analisi dell'efficienza di costo delle compagnie di bus italiane e svizzere*