

## VALUTAZIONE DELL'EFFICIENZA DELLE COMPAGNIE DI BUS ITALIANE E SVIZZERE

*Roberto Fazioli\**, *Massimo Filippini\*\** e *Michael Künzle\*\*\**

### 1. Introduzione

Il sistema del trasporto pubblico locale rientra nell'alveo di quel sistema dei servizi pubblici da tempo avviato verso forme di più o meno accentuata liberalizzazione in Italia come in alcuni altri paesi europei. La spinta che ha avviato tale processo di liberalizzazione, da intendersi sia nel senso dell'apertura di mercati in precedenza chiusi alla concorrenza, sia come processo di costruzione *tout court* di mercati *ex novo*, ha lontane radici comunitarie. Fin dal Libro Bianco di Delors, infatti, si è impostato il processo di sviluppo economico dell'Unione Europea sull'aumento dell'efficienza dei mercati e della competitività delle imprese. Anche i cosiddetti "settori esclusi" delle *local network utilities* caratterizzati da strutturali elementi di fallimento del mercato, sovente in ragione della presenza di *input* non razionalmente duplicabili nella filiera produttiva di riferimento (come tipicamente sono le reti), sono stati fatti oggetto di profondi mutamenti organizzativi, volti proprio a favorire lo sviluppo della concorrenza e della conseguente efficienza.

Da segnalare la svolta normativa per i "settori esclusi" avviata dalla sentenza della Corte Europea di Strasburgo del 1985, frutto di una azione giudiziaria intrapresa dal Parlamento europeo nel 1983 contro la Commissione ed il Consiglio europei<sup>1</sup> per la mancata applicazione dei principi del Trattato europeo in materia di piena libertà di circolazione di merci, persone, servizi e capitali. La sentenza del 1985 costituisce un

---

\* Università di Ferrara.

\*\* Dipartimento di Economia – Università di Lugano e Swiss Federal Institute of Technology.

\*\*\* Swiss Federal Institute of Technology.

Si desidera ringraziare la Dott.ssa Barbara Antonioli, la Dott.ssa Maria Luisa Santella per la preziosa collaborazione e Nomisma per la messa a disposizione della banca dati necessaria per lo svolgimento del lavoro.

<sup>1</sup> In particolare, si valutarono le inadempienze della Commissione e del Consiglio europei riguardo all'art. 75. Secondo tale disposto normativo era necessario estendere i principi della libera concorrenza anche negli ex-settori esclusi. Così, nel 1983 il Parlamento europeo intraprese un'azione giudiziaria contro i suddetti organi comunitari.

primo fondamentale passo per la costruzione di un mercato europeo integrato anche nelle *National Network Utilities*. Essa ha indotto mutamenti degli assetti normativi nella direzione della separazione fra gli elementi strutturalmente monopolistici afferenti all'organizzazione della domanda sul territorio, come le reti, e quelli attinenti l'organizzazione dell'offerta dei servizi alla collettività. In Italia, il settore dei trasporti pubblici locali è al centro di un processo di radicale ristrutturazione volta a decretare l'affermazione della contendibilità periodica dell'offerta attraverso l'obbligatorietà delle gare per l'erogazione dei servizi di trasporto pubblico locale.

Il cosiddetto Decreto Burlando (Decreto Legislativo n. 422 del 19 novembre 1997) ha recepito la filosofia comunitaria dello scorporo degli *assets* infrastrutturali locali dall'offerta dei servizi di mobilità locale al fine di coniugare l'esigenza di governo della domanda (le reti e le infrastrutture necessarie sono trasformabili in *common carrier* per tutti gli aventi diritto, nella fattispecie per i "vincitori delle gare") dall'altrettanto legittima esigenza di sviluppare la concorrenza nella *supply-side*.

L'architettura industriale e istituzionale che si profila attraverso il progetto di ristrutturazione implicito nel Decreto Burlando è fondata sulla presunzione, peraltro scarsamente verificata in Italia, dell'esistenza di economie di rete e di scala limitabili al perimetro cittadino, oggetto di gara per l'affidamento dei servizi di trasporto pubblico locale. Non sono mancate importanti polemiche e particolari recepimenti in Leggi Regionali del sopracitato Decreto Burlando volte ad enfatizzare l'assenza di qualsivoglia economia dimensionale e di rete, dando, così, spazio a tesi, proposte e soluzioni istituzionali miranti a creare gare non più per agglomerati urbani ampi come le città, bensì per singole linee di servizio.

Come troppo spesso avviene, le riforme strutturali nei settori delle *local utilities* non sono rigorosamente precedute da analisi empiriche atte a verificare la validità delle supposizioni che animano i processi di riforma settoriali. La volontà di offrire un contributo al riguardo pervade questo lavoro.

Il presente lavoro è, infatti, dedicato all'analisi comparativa dell'efficienza di costo e di scala di un campione di compagnie di trasporto pubblico locale italiane. Inoltre, a titolo comparativo, si è voluto introdurre nel lavoro pure un'analisi dell'efficienza di costo e di scala per un campione di compagnie di bus svizzere.

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<sup>2</sup>.

La nostra analisi viene sviluppata in 9 sezioni. Dopo questa breve introduzione la seconda e la terza sezione illustrano l'organizzazione e la regolamentazione del settore. Nella quarta sezione si presenta il concetto di funzione frontiera di costo, mentre nella quinta sezione si illustra il modello di costo utilizzato nell'analisi empirica. La sesta sezione discute i dati utilizzati nell'analisi, mentre nella sezione 7 vengono illustrati i risultati conseguiti nella stima econometrica della funzione di costo. Nell'ottava sezione vengono discussi i risultati dell'analisi dell'efficienza di costo e di scala. Infine, nell'ultima sezione si presentano le conclusioni.

## **2. Aspetti quantitativi e organizzativi del settore dei trasporti pubblici locali**

In questa sezione si desidera presentare in modo succinto alcuni aspetti quantitativi ed organizzativi del settore dei trasporti pubblici italiani.

Le imprese operanti nel settore dei trasporti pubblici locali, specie quelli di matrice urbana, sono per lo più pubbliche. Nel 1999 le aziende pubbliche locali associate in Federtrasporto operanti nel settore del trasporto pubblico locale urbano ed extraurbano, sommavano a 142. Il numero delle associate è rimasto sostanzialmente invariato nel periodo 1995-99.

Nella tabella 1 vengono presentate alcune caratteristiche del settore dei trasporti pubblici. La percentuale di copertura del servizio di trasporto pubblico su gomma delle aziende pubbliche locali associate alla Confservizi raggiunge il 90-95 per cento nel trasporto urbano, mentre si attesta intorno al 55-60 per cento nel trasporto extraurbano. I restanti

<sup>2</sup> Per una discussione sul tema si veda Fabbri, Fazioli e Filippini (1996).

Tabella 1

## Struttura trasporto pubblico locale

Trasporto pubblico locale		
	gestioni	addetti
monoservizio	112	74.242
pluriservizio	30	2.382
<b>totale</b>	<b>142</b>	<b>76.624</b>
nord	75	33.094
centro	28	22.745
sud	39	20.785
<b>totale</b>	<b>142</b>	<b>76.624</b>
piccole (da 0 a 99 addetti)	49	8.382
medie (da 100 a 499 addetti)	62	11.354
grandi (oltre i 500 addetti)	31	56.888
<b>totale</b>	<b>142</b>	<b>76.624</b>

Fonte: Confservizi, 2000.

servizi di trasporto pubblico locale sono gestiti sia in forma pubblica che da imprese private associate all'Associazione Nazionale Autoservizi in Concessione (ANAC).

Da un'analisi di alcuni dati del settore emergono alcune considerazioni di carattere generale:

- la maggior parte delle aziende pubbliche operanti in questo settore gestisce soltanto il servizio di trasporto, vale a dire che si tratta di aziende monoservizio;
- la localizzazione geografica evidenzia una concentrazione delle aziende di trasporto pubblico locale nelle regioni del Centro Italia e Nord Italia;

- la struttura dimensionale in rapporto al numero di addetti, conferma il peso preponderante delle grandi aziende, numericamente inferiori, in termini di addetti e di fatturato.

Si tratta, come è noto, di un settore ad alta intensità di lavoro; in effetti è interessante precisare che gli addetti nel settore dei trasporti rappresentano la metà del complesso degli addetti che operano nell'intero sistema di imprese pubbliche locali.

Necessaria premessa all'analisi dei dati economici e finanziari è una breve parentesi sull'attuale struttura economica del settore, fortemente influenzata dalle scelte dei *policy maker* nazionali e locali che hanno riconosciuto un consistente "valore sociale" al servizio di trasporto pubblico. In questo settore, infatti, per motivazioni legate al carattere di universalità del servizio, per gli effetti di esternalità positiva della loro domanda e per ragioni redistributive, le entrate tariffarie non assicurano la copertura dei costi gestionali. Stato e Regioni quindi sussidiano le aziende del settore attraverso contributi in conto esercizio. I contributi pubblici perciò rappresentano una entrata essenziale per mantenere gli attuali livelli tariffari.

Prendendo in esame i dati economici riportati nella tabella 2 si osserva che il valore complessivo della produzione nel 1999 sfiora gli 8.500 miliardi di lire e proviene principalmente da aziende monoservizio di grandi dimensioni. I costi della produzione raggiungono quasi i 9.000 miliardi di lire e il costo del personale si conferma quale principale voce di costo.

Si ricorda che il rapporto tra i ricavi da traffico e i costi operativi con il ricavi da traffico è pari a 0,29, valore non molto inferiore allo 0,35 previsto dalla normativa per il 2000.

Gli investimenti totali sfiorano i 1400 miliardi di lire e il rapporto investimenti/valore della produzione presenta un valore medio del 16 per cento, con punte superiori al 18 per cento nel Centro.

**Tabella 2****Dati economici sul trasporto pubblico locale (1999)**

	<i>Monoservizio</i>	<i>Pluriservizio</i>	<i>Totale</i>
<b>Ricavi da biglietti</b>	1.255.172	48.497	1.303.669
<b>Ricavi da abbonamenti</b>	925.890	29.526	955.416
<b>Ricavi vendite e prestazioni (RV)</b>	2.373.199	81.279	2.454.478
<b>Ricavi da copertura costi sociali</b>	708.407	12.587	720.994
<b>Contributi in conto esercizio</b>	<b>4.585.579</b>	<b>129.746</b>	<b>4.715.325</b>
<b>Valore della produzione</b>	<b>8.246.694</b>	<b>234.596</b>	<b>8.481.290</b>
<b>Costo del personale</b>	5.536.097	162.657	5.698.754
<b>Costi operativi</b>	8.044.464	240.519	8.284.983
<b>Ammortamenti e svalutazioni</b>	658.948	26.147	685.095
<b>Costi della produzione</b>	8.703.412	266.666	8.970.078
<b>Valore aggiunto (VA)</b>	5.772.736	156.986	5.929.722
<b>Reddito operativo (RO)</b>	-456.718	-32.070	-488.788
<b>Utile / Perdita di esercizio</b>	-361.146	-17.320	-378.466
<b>Investimenti</b>	1.332.497	34.667	1.367.164
<b>Ricavi attività commerciali</b>	299.195	8.367	307.562
<b>Costi attività commerciali</b>	140.381	4.427	144.808

Fonte: Confservizi, 2000.

I dati tecnici riportati nella tabella 3 illustrano le caratteristiche generali del servizio di trasporto. I dati presentati in questa tabella confermano la marcata presenza nel settore italiano di aziende monoservizio, rispetto a quelle pluriservizio.

**Tabella 3****Dati tecnici del trasporto pubblico locale (1999)**

	<i>Monoservizio</i>	<i>Pluriservizio</i>	<i>Totale</i>
<b><i>Addetti</i></b>			
Totale addetti	74.242	2.382	76.624
Addetti al movimento	50.453	1.822	52.275
<b>DATI TECNICI DI PRODUZIONE</b>			
<b>Lunghezza rete di linea (Km)</b>			
Totale	144.704	3.557	148.261
<b>Mezzi disponibili (numero)</b>			
Totale	29.167	1.101	30.268
<b>Posti in dotazione (numero)</b>			
Totale	2.905.561	109.246	3.014.807
<b>Percorrenze in servizio di linea (000 Km)</b>			
Totale	1.199.306	41.580	1.240.886
<b>Passeggeri trasportati (numero)</b>			
Totale	4.334.286	140.024	4.474.310
<b>Posti per Km prodotti (numero)</b>			
Totale	129.396.008	3.944.112	133.340.120

Fonte: Confservizi 2000.

### **3. La regolamentazione del settore**

In questa sezione si desidera presentare in modo succinto alcuni aspetti della regolamentazione del settore dei trasporti pubblici italiani. Inizieremo a descrivere la normativa attuale, dopodiché presenteremo il nuovo ruolo assunto dalle Regioni e dagli enti locali in questo settore.

#### *3.1 La normativa nel settore del trasporto pubblico locale*

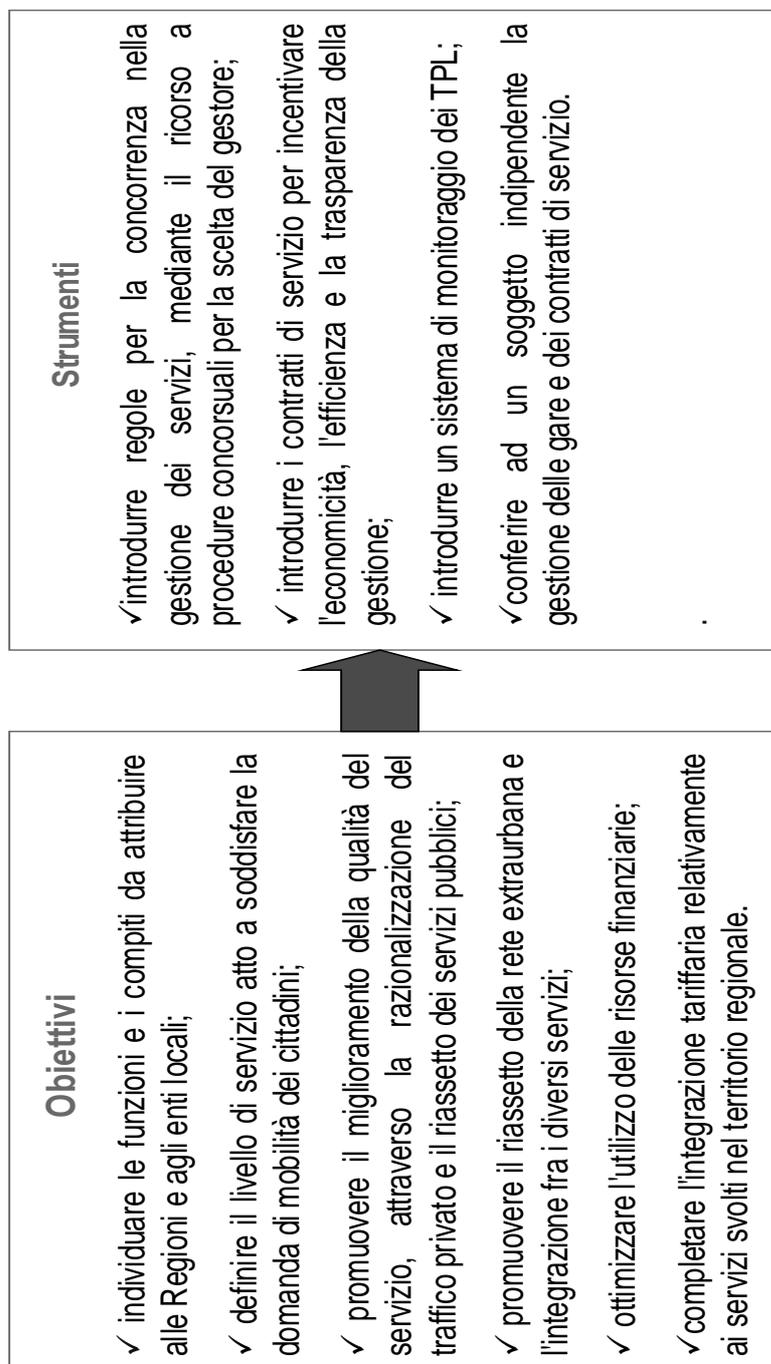
Il settore dei trasporti pubblici locali (TPL) è attualmente interessato da un processo di riforma regolato dal Decreto Legislativo n. 422 del 19 novembre 1997 (c.d. “Decreto Burlando”) e dal Decreto Legislativo n. 400 del novembre 1999. Dall’iter normativo è emersa una nuova definizione dei TPL:

*“Sono servizi pubblici di trasporto regionale e locale i servizi di trasporto di persone e merci che comprendono l’insieme dei sistemi di mobilità terrestri, marittimi, lagunari, lacuali, fluviali e aerei che operano in modo continuativo o periodico con itinerari, orari, frequenze e tariffe prestabilite, ad accesso generalizzato, nell’ambito di un territorio di dimensione normalmente regionale o infraregionale” (Art. 2 D. Lgs. n. 422/1997).*

La necessità di una riforma nasce dalla consapevolezza di rilevanti problemi riconducibili all’inquinamento, al traffico ed alla scarsa efficienza dell’offerta di TPL sul territorio, e persegue l’obiettivo di costituire amministrazioni locali capaci di programmare, amministrare e controllare il sistema.

Il punto cardine della riforma risiede nel trasferimento di competenze e poteri decisionali dagli organi centrali statali agli organi periferici, rappresentati da Regioni, Province e Comuni. Le innovazioni fondamentali che derivano da questo processo riguardano: la pianificazione e la programmazione dei servizi, la definizione dei servizi minimi, le modalità di affidamento del servizio e il contenuto dei contratti.

Gli obiettivi perseguiti dal legislatore e gli strumenti predisposti per conseguirli sono riassunti nello schema presentato di seguito.



### 3.2 *Il ruolo delle Regioni e degli enti locali*

Il legislatore, seguendo il principio comunitario della sussidiarietà e perseguendo logiche di economicità ed efficienza, ridefinisce le competenze ed i ruoli degli attori pubblici nel settore del trasporto pubblico locale: mentre l'art. 6 del D. Lgs. 422/1997 delega alle Regioni le funzioni di programmazione dei servizi di trasporto pubblico regionale e locale, il successivo art. 7 autorizza le Regioni a conferire alle Province e ai Comuni tutte le funzioni ed i compiti operativi che non richiedono l'unitario esercizio a livello regionale.

Il compito principale della Regione è individuato nella predisposizione dei piani di mobilità e sviluppo delle diverse tipologie di trasporto. Lo strumento fondamentale per raggiungere questo scopo è rappresentato dal Piano Regionale dei Trasporti che prevede, tramite una funzione di indirizzo e coordinamento, la distribuzione dei servizi sul territorio e un loro sviluppo socio-economico. (D. Lgs. 422/1997, art. 14, comma 2).

Accanto alla predisposizione dei piani di mobilità, le Regioni sono chiamate ad approvare, sentite le organizzazioni sindacali confederali e le associazioni dei consumatori, i programmi triennali dei servizi di trasporto pubblico locale nei quali sono definiti e garantiti i servizi minimi. L'art 16 definisce i servizi minimi quali “ quei servizi che per qualità e quantità rispondono alle esigenze di mobilità dei cittadini e i cui costi sono a carico delle Regioni e sono definiti tenendo conto dei fattori legati alla domanda di mobilità e alla necessità di superare i problemi relativi al traffico e all'inquinamento”.

I programmi triennali individuano:

- la rete e l'organizzazione dei servizi; l'integrazione modale e tariffaria;
- le risorse da destinare all'esercizio e agli investimenti;
- la modalità di attuazione e revisione dei contratti;
- il sistema di monitoraggio; la determinazione delle tariffe.

Nell'adeguarsi al disposto normativo, le Regioni hanno previsto elementi aggiuntivi inerenti la durata dei contratti, di norma più brevi rispetto a quanto previsto dai decreti, anche al fine di avviare il processo di liberalizzazione auspicato e gli incentivi al miglioramento dell'efficienza del sistema contributivo pubblico, in base ad un parametro che stima il rapporto ricavi/costi.

Inoltre, allo scopo di incentivare il superamento degli assetti monopolistici e di introdurre regole di concorrenzialità nella gestione dei servizi di trasporto regionale e locale, il legislatore ha previsto che venga stabilita una procedura concorsuale per individuare i soggetti idonei a prestare il servizio (si tratta, di fatto, di un meccanismo di concorrenza per il mercato). Alle Regioni è demandato il compito di scegliere la tipologia di procedimento da seguire, nell'ambito di quelle attualmente previste dalla normativa comunitaria.

Nell'articolo 18 sono chiaramente indicate le condizioni che devono essere rispettate dalle Regioni e dagli Enti Locali per l'affidamento del servizio. In particolare deve essere garantito "... il ricorso alle procedure concorsuali per la scelta del gestore del servizio sulla base degli elementi del contratto di servizio e in conformità alla normativa comunitaria e nazionale sugli appalti pubblici di servizio. Alle gare possono partecipare i soggetti in possesso dei requisiti di idoneità morale, finanziaria e professionale richiesti, ai sensi della normativa vigente, per il conseguimento della prescritta abilitazione all'autotrasporto di viaggiatori su strada, con esclusione delle società che, in Italia o all'estero, gestiscono servizi in affidamento diretto o attraverso procedure non ad evidenza pubblica, e delle società dalle stesse controllate. Tale esclusione non opera limitatamente alle gare che hanno ad oggetto i servizi già espletati dai soggetti stessi. La gara è aggiudicata sulla base delle migliori condizioni economiche e di prestazione del servizio, nonché dei piani di sviluppo e potenziamento delle reti e degli impianti, oltre che della fissazione di un coefficiente minimo di utilizzazione per la istituzione o il mantenimento delle singole linee esercite" (art. 18, comma 2).

### 3.3 *Il contratto di servizio*

L'esercizio dei servizi, con qualsiasi modalità effettuati, e in qualsiasi forma affidati, è regolato mediante contratti di servizio di durata non superiore a nove anni. "*I contratti di servizio assicurano la completa corrispondenza fra oneri per servizi e risorse disponibili, al netto dei proventi tariffari, e sono stipulati prima dell'inizio del loro periodo di validità*" (art. 19, comma 1).

I contratti di servizio definiscono:

- a) il periodo di validità;

- b) le caratteristiche dei servizi offerti ed il programma di esercizio;
- c) gli standard qualitativi minimi del servizio;
- d) la struttura tariffaria adottata;
- e) l'importo eventualmente dovuto dall'ente pubblico all'azienda di trasporto per le prestazioni oggetto del contratto e le modalità di pagamento, nonché eventuali adeguamenti conseguenti alla struttura tariffaria;
- f) le modalità di modificazione del contratto successivamente alla conclusione;
- g) le garanzie che devono essere prestate all'azienda di trasporto;
- h) le sanzioni in caso di mancata osservanza del contratto;
- i) la ridefinizione dei rapporti, con riferimento ai lavoratori dipendenti e al capitale investito, dal soggetto esercente il servizio di trasporto pubblico, in caso di forti discontinuità nella qualità di servizi richiesti nel periodo di validità del contratto di servizio;
- l) l'obbligo dell'applicazione, per le singole tipologie del contratto di trasporto, dei rispettivi contratti collettivi di lavoro, così come sottoscritti dalle organizzazioni sindacali nazionali maggiormente rappresentative e dalle associazioni datoriali di categoria.

Gli importi eventualmente dovuti dall'ente pubblico all'azienda di trasporto per le prestazioni oggetto del contratto di servizio possono essere soggetti a revisione annuale con modalità determinate nel contratto stesso al fine di incentivare miglioramenti di efficienza; l'incremento massimo ammesso è pari al tasso programmato di inflazione, salvo l'eventuale recupero delle differenze in caso di rilevante scostamento dal tasso effettivo di inflazione, a parità di offerta di trasporto.

I contratti di servizio devono avere caratteristiche di certezza finanziaria e copertura di bilancio e prevedere un progressivo incremento del rapporto tra ricavi da traffico e costi operativi, rapporto che, al netto dei costi di infrastruttura, dovrà essere pari almeno allo 0,35 a partire dal 1° gennaio 2000.

Accanto al contratto di servizio, i soggetti gestori di servizi pubblici devono adottare la Carta dei Servizi. Scopo specifico della Carta dei Servizi è quello di assicurare prestazioni in numero e qualità tali da soddisfare al meglio le esigenze dei cittadini-utenti. Attraverso la Carta dei

Servizi, è garantita agli utenti la piena informazione e viene valutata la percezione della qualità del servizio reso.

Alla fine del febbraio 2000, 13 delle 15 Regioni a statuto ordinario avevano emanato la legge di recepimento della riforma.

Il processo di riforma del sistema italiano del T.P.L. ha enfatizzato le necessità di introdurre nuovi stimoli all'efficienza gestionale degli operatori. Tali stimoli passano non solo attraverso la messa a punto di più o meno perfette e complete modalità di selezione ad evidenza pubblica (Antonioni, Biagi e Fazioli, 2002), ma, anche, attraverso una più efficace capacità valutativa e comparativa dei *policy makers* preposti all'applicazione del suddetto processo di riforma. A tal fine, si intende fornire un contributo di analisi economica alla valutazione dell'efficienza di costo degli operatori del settore. Come chiarirà la successiva sezione, si è optato per l'adozione di una metodologia econometrica volta a stimare una frontiera di costo efficiente costruita a partire dalle osservazioni sulle performance registrate presso gli operatori medesimi.

Si tratta di un approccio metodologico ampiamente utilizzato per introdurre anche elementi di Yardstick Competition nel sistema di regolazione di riferimento.

#### **4. Funzioni frontiera di costo**

In questo lavoro, come abbiamo già avuto modo di precisare, stimiamo 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<sup>3</sup>.

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.

<sup>3</sup> Per una presentazione del concetto di frontiera si veda Kumbhakar e Lovell (2000), Coelli e altri (1998) e Fabbri e altri (1996).

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*  $y^j$  con costi  $CT^j$  è misurata attraverso la relazione  $CT^*/CT^j$ , dove  $CT^*$  rappresenta il costo minimo del livello di produzione  $y^j$ . Questo rapporto rappresenta dunque una misura relativa della distanza che separa ciascuna 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<sup>4</sup>.

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:

$$\ln CT_{it} = \beta_0 + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln p_{int} + v_{it} + u_i \quad u_i \geq 0 \quad (1)$$

dove  $CT_{it}$  è il costo osservato presso l'unità produttiva  $i$ -esima al tempo  $t$ ,  $y_{it}$  è l'*output*,  $p_{int}$  è il prezzo del  $n$ -esimo *input*,  $u_i$  è un termine positivo e caratterizza l'inefficienza della unità produttiva  $i$ , considerata in questa specificazione costante nel tempo, mentre  $v_{it}$  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:

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

<sup>4</sup> 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).

Per la specificazione della componente  $u_i$  il ricercatore può seguire i seguenti tre approcci: *fixed-effects*, *random-effects*, *maximum-likelihood*<sup>5</sup>. L'applicazione dei primi due approcci non richiede una specificazione particolare della distribuzione della componente  $u_i$ , mentre nell'applicazione del terzo approccio è necessario fare delle assunzioni specifiche sulla distribuzione di  $u_i$ .

Nel modello *fixed-effects* gli  $u_i$  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:

$$\ln CT_{it} = \beta_{0i} + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln p_{int} + v_{it} \quad (3)$$

dove  $\beta_{0i} = \beta_0 + \mu_i$  sono le intercette individuali.

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

Nel modello *random-effects* le componenti  $u_i$  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 econometrica GLS. Dai risultati econometrici è possibile stimare gli effetti individuali  $\mu_i$  e quindi, tramite l'espressione (2) calcolare gli indicatori di efficienza.

Nel modello *maximum-likelihoods* le componenti  $u_i$  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  $u_i$ . Le distribuzioni maggiormente impiegate nella letteratura

<sup>5</sup> 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.

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 e altri (1982), gli effetti individuali  $\mu_i$  e quindi, con l'espressione (2), calcolare gli indicatori di efficienza.

In questo lavoro abbiamo voluto stimare il livello di efficienza di costo raggiunto dalle imprese di trasporto pubblico locale impiegando uno dei tre approcci appena presentati, vale a dire il modello *fixed-effects*. La motivazione di questa scelta, come avremo modo di sottolineare più avanti, è di tipo econometrico.

Infatti, 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<sup>6</sup>. 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 l'introduzione nel modello di costo di variabili 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.

<sup>6</sup> 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.

Il test di Hausman si basa sulla misura della differenza tra i risultati di due stimatori, di cui uno produce stime non distorte e relativamente efficienti sotto l'ipotesi nulla, ma distorte altrimenti, e l'altro produce stime non distorte e inefficienti sotto l'ipotesi nulla, e non distorte anche sotto l'ipotesi alternativa<sup>7</sup>. Intuitivamente, se l'ipotesi nulla è vera, i due stimatori produrranno stime tra loro simili. Al contrario, se l'ipotesi nulla è falsa, le stime tenderanno ad essere tra loro distanti, perché in questo caso uno solo dei due stimatori è non distorto.

## 5. Modello di costo per le compagnie di bus

Il campione considerato in questa analisi è composto da tre tipi di compagnie: quelle urbane, quelle extraurbane e quelle miste, vale a dire quelle compagnie che operano sia a livello urbano, sia a livello extraurbano. 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<sup>8</sup>:

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

dove:

- CT = costo totale;
- Y = *output* misurato in bus-km;
- R = dimensione della rete di trasporto;

<sup>7</sup> Per una presentazione dell'applicazione di questo test nella stima con dati *panel* si veda Greene (1993).

<sup>8</sup> 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 di adottare una funzione di costo di lungo periodo. Si veda a questo proposito Filippini (1991, 1996, 1997) e Fabbri (1996).

$P_K$  = prezzo del fattore capitale;

$P_L$  = 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*<sup>9</sup>. Va rilevato 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, extraurbane e miste), sono catturati dalla componente individuali  $u_i$ .

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.

È bene osservare che, in diversi studi riguardanti la struttura dei costi delle compagnie di bus<sup>10</sup>, 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

<sup>9</sup> 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.

<sup>10</sup> Per una rassegna in materia, rimandiamo il lettore ai lavori di Fabbri (1996) e Fraquelli, Piacenza e Abrate (2001).

domanda potrebbe portare ad una sottovalutazione dell'*output* effettivamente offerto.

Nella tabella 4 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.

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<sup>11</sup>. Inoltre, in generale la specificazione dei modelli è abbastanza simile. Va rilevato che l'introduzione nei modelli di costo di una variabile esplicativa riferita alla dimensione della rete di trasporto permette, 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<sup>12</sup>. Questa forma funzionale flessibile presenta il vantaggio di permettere al valore delle economie di scala di variare al variare dell'*output*<sup>13</sup>.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{CT}{P_K}\right) = & \alpha_0 + \alpha_y \ln y + \alpha_N \ln N + \alpha_L \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right) + \frac{1}{2}\alpha_{yy} (\ln y)^2 + \\ & + \frac{1}{2}\alpha_{NN} (\ln N)^2 + \frac{1}{2}\alpha_{LL} \left(\ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right)\right)^2 + \alpha_{yN} \ln y \ln N + \end{aligned} \quad (5)$$

$$+ \alpha_{yL} \ln y \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right) + \alpha_{NL} \ln N \ln\left(\frac{P_L}{P_K}\right) + \tau_T T + v_{it} + u_i$$

$$u_i \geq 0$$

<sup>11</sup> 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).

<sup>12</sup> Per una discussione sulle forme funzionali da impiegare nella stima di funzioni di costo si veda Filippini (1997).

<sup>13</sup> La forma funzionale translogaritmica rappresenta un'approssimazione del secondo ordine di 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.

Tabella 4

Rassegna di alcuni studi riguardanti la stima di funzioni di costo

<b>Autori</b>	<b>Funzione di costo</b>	<b>Inputs</b>	<b>Outputs</b>	<b>Dati</b>	<b>Campione</b>
Fazioli, Filippini e Prioni (1993)	costo totale	n. lavoratori n. veicoli	posti-km rete in km (caratteristica dell' <i>output</i> )	panel 1986-90	40 aziende di trasporto 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 1986-94	9 aziende urbane Emilia-Romagna
Fraquelli, Piacenza e Abrate (2001)	costo variabile	n. lavoratori n. veicoli litri carburante	posti offerti moltiplicati per bus-km  velocità commerciale	panel 1996-98	45 aziende italiane urbane ed extraurbane

T è stato introdotto nella funzione di costo totale translog quale indicatore del livello di tecnologia. In questo modo, il progresso tecnico nel modello è 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<sup>14</sup>.

## 6. I dati

Il campione italiano utilizzato nella stima dei modelli di costo totale è formato da 58 compagnie di bus di piccola e media dimensione, 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 da una combinazione d'osservazioni spaziali e temporali riferita agli anni 1991-97. 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 riguardanti 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 di lavoratori<sup>15</sup>.
- *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

<sup>14</sup> Si veda Chambers (1988).

<sup>15</sup> 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.

sono definite in senso ampio e con un approccio residuale<sup>16</sup>. 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. È 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<sup>17</sup>.

- *L'indicatore della rete di trasporto*: l'indicatore scelto è la lunghezza delle linee servite in km. È 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 lo svantaggio di rappresentare parzialmente la dimensione e le caratteristiche di una rete di trasporto, poiché il numero e la posizione delle fermate e quindi la struttura dei collegamenti non vengono considerati. Introdurre 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<sup>18</sup>.

Nella tabella 5 abbiamo voluto presentare alcune caratteristiche dei dati del campione di compagnie di bus considerate nell'analisi. I dati

<sup>16</sup> Per un'applicazione di questo metodo si vedano Friedlander e Chiang (1983) e Filippini (1997, 1995).

<sup>17</sup> Si veda Christensen e Jorgenson (1969), pp. 293-320.

<sup>18</sup> Si vedano, ad esempio, Filippini (1991) e Filippini e Maggi (1992) per un'applicazione della teoria dei grafi nella definizione degli indicatori di rete.

Tabella 5

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>	€	8.000.000	15.050.000	31.040.000	616.400	1.634.000	7.842.000
<i>Costo medio</i>	€ per Bus km	2,3	2,7	3,5	3,1	4	5,3
<i>Prezzo del lavoro</i>	Euro per persona	29.800	32.000	34.500	47.300	54.300	58.700
<i>Prezzo del capitale</i>	Euro per unità di capitale	38.600	50.000	68.200	49.500	68.640	88.245
<i>Output</i>	Bus km	2.921.550	6.650.360	10.684.700	198.000	527.000	1.651.000
<i>Rete</i>	Km linee	239	899	2.143	22,1	40,8	69,8

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.

## 7. Risultati della stima econometrica del modello di costo

In un primo momento, il modello di costo (4) è stato stimato seguendo gli approcci: *fixed-effects*, *random-effects* e *maximum-likelihood*<sup>19</sup>. 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 stime ottenute con gli approcci *random-effects* e *maximum-likelihood* risultano distorte. I risultati del test di Hausman 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 i due campioni di compagnie prese in esame, vale a dire il campione di compagnie italiane ed 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

<sup>19</sup> Il modello *maximum-likelihood* è stato stimato con il programma Frontier, scegliendo la variante che prevede una distribuzione della componente  $\mu_i$  normale tronca e costante nel tempo. I modelli *fixed-effects* e *random-effects* sono stati stimati con il programma STATA.

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

**Tabella 6**

**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>
$\alpha_Y$	0,392***	8,723	0,229***	2,931
$\alpha_{PL}$	0,612***	33,296	0,395***	15,27
$\alpha_R$	0,095**	2,691	0,284***	3,97
$\alpha_{YY}$	0,193**	2,772	0,104*	1,707
$\alpha_{PLPL}$	-0,155***	-9,031	-0,315***	-6,912
$\alpha_{RR}$	-0,014	-0,333	0,133	1,019
$\alpha_{YR}$	0,0307	0,709	-0,141**	-1,988
$\alpha_{YPL}$	0,028	1,212	0,022	-0,076
$\alpha_{RPL}$	-0,029	-1,515	-0,046	-1,158
$\alpha_{TE}$	0,007***	4,085	0,002	0,646
$R^2$	0,994		0,992	

\*\*\*, \*\*, \*: livello di significatività rispettivamente dell'1, del 5 o del 10 per cento.

significatività dei coefficienti è interessante osservare che in ambedue i modelli stimati buona parte dei parametri risultano essere significativamente diversi da zero al 95 per cento. 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 entrambe le stime il valore aggiustato del coefficiente di determinazione  $R^2$  risulta essere, come normalmente in modelli *fixed-effects*, elevato, comportando così un ottimo adattamento delle funzioni di costo totale al campione di valori osservati.

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 per cento dell'*output* determina un aumento del 3,9 per cento del costo nel modello riferito alle compagnie italiane e del 2,5 per cento 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 per cento determina un aumento del costo dello 0,9 per cento nel modello riferito alle compagnie svizzere questo aumento risulta essere del 2,6 per cento. 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<sup>20</sup>. Quindi, la quota di costo del fattore lavoro ammonta a circa il 62 per cento per le compagnie italiane e a circa il 44 per cento per le compagnie svizzere. Mentre la quota di costo per il capitale ammonta a circa il 38 per cento per le compagnie italiane e a circa il 56 per cento per le compagnie svizzere. Questa differenza mostra la presenza di una quota di costo del lavoro maggiore nelle compagnie italiane rispetto a quelle svizzere.

<sup>20</sup> Ricordiamo che:

$$\frac{\delta \ln CT}{\ln P_i} = \frac{\delta CT}{\ln P_i} \frac{P_i}{CT} \quad \text{con} \quad \frac{\delta CT}{\ln P_i} = \text{domanda ottimale del fattore } i$$

$i = L, E, K.$

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<sup>21</sup>.

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 diversi da zero<sup>22</sup>.

## 8. 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 tradizionale riguardante l'analisi della struttura di costo di diverse industrie il livello dell'*output* sia 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<sup>23</sup>. Questa puntualizzazione è molto importante per poter comprendere l'andamento

<sup>21</sup> 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 qualitativa 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 per cento.

<sup>22</sup> Per motivi di spazio il valore di questi parametri sono presentati in appendice.

<sup>23</sup> Caves, Christensen e 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.

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 in quale proporzione il costo totale aumenti 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*<sup>24</sup>:

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

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, poiché permette di stabilire in che misura il costo totale aumenti al crescere dell'*output* e della dimensione della rete. Questa situazione potrebbe verificarsi allorché due compagnie di bus decidano d'effettuare una fusione estremo-estremo<sup>25</sup>. Graficamente, le economie di scala sono rappresentate da una funzione di costo medio che decresce all'aumentare dell'*output* e della dimensione della rete.

<sup>24</sup> Si veda Caves, Christensen e Tretheway (1984), p. 474.

<sup>25</sup> 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.

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<sup>26</sup>:

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

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

**Tabella 7**

**Economie di scala e di densità<sup>27</sup>**

	Compagnie italiane		Compagnie svizzere	
	Economie di densità	Economie di scala	Economie di densità	Economie di scala
<b>piccole</b>	4,59	3,24	7,52	1,80
<b>medie</b>	2,56	2,09	4,35	1,96
<b>grandi</b>	2,09	1,74	2,91	1,62

<sup>26</sup> Si veda Caves, Christensen e Tretheway (1984), p. 474.

<sup>27</sup> 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).

Considerando i valori ottenuti si può osservare sia per le 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<sup>28</sup>. 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.

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. È da notare che i valori delle economie di scala e di densità riportati nella tabella 7 sono superiori a quelli ottenuti negli studi di Fazioli e altri (1993), Levaggi (1996), Fabbri (1998) e Fraquelli e altri (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 pari a 1,13, nettamente inferiore a quanto riportato nella tabella 7<sup>29</sup>.

<sup>28</sup> 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.

<sup>29</sup> L'introduzione nella specificazione del modello di costo per le compagnie italiane di alcune variabili ambientali generali (localizzazione geografica della compagnia: nord, sud, centro; (continua)

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 ( $IN_i$ ) 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  $IN_i$  pari a 1 risulta essere la più efficiente del campione. Valori di  $IN_i$  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 8 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 8**

**Valori statistici dell'indicatore  $IN_i$**

	Indicatore di inefficienza $IN_i$ <i>Compagnie italiane</i>	Indicatore di inefficienza $IN_i$ <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

“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 modello *fixed effects*.

Con riferimento ai valori riportati nella tabella 8 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 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.

Terzo, può essere interessante analizzare i risultati dell'analisi dell'efficienza classificando le compagnie di bus secondo il tipo di compagnia (urbana, extraurbana 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<sup>30</sup>. Siamo quindi interessati a verificare tramite questo test se le tre popolazioni sono identiche in termini di risultati di efficienza.

Nelle tabelle 9 e 10 sono illustrati i risultati di questo test.

<sup>30</sup> Ricordiamo che i test non parametrici sono indicati in situazioni dove i campioni non hanno 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. È 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 e altri (2002).

**Tabella 9****Test di Kruskal-Wallis 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 $H_0$

**Tabella 10****Test di Kruskal-Wallis relativo ai risultati di efficienza  
ottenuti dalle compagnie urbane, extraurbane e miste**

Ipotesi $H_0$	Valore statistica Kruskal-Wallis	Valore critico livello di significatività 10%	Decisione
uguaglianza delle popolazioni	0,741	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 per cento).

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

## 9. 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 1991-97 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.

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

- la struttura produttiva delle compagnie di bus italiane di piccola e media dimensione 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 promuovere una politica di fusioni tra compagnie con rete di trasporto adiacente;
- per favorire un migliore sfruttamento delle economie di scala spaziali è necessario 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.

**ALLEGATO**

Compagnia	Valore del parametro della variabile <i>dummy</i> individuale per le compagnie italiane	Valore del parametro della variabile <i>dummy</i> 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  $IN_i$  per diversi gruppi di compagnie**

	Compagnie Nord N = 32	Compagnie Sud N = 13	Compagnie Centro N = 13	Compagnie urbane N = 17	Compagnie extraurbane 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

**RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI**

- Anderson, D.W., D.J. Sweeney e T.A. Williams (2002), *Statistics for Business and Economics* (8e), Cincinnati, South-Western.
- Antonioli, B., F. Biagi e R. Fazioli (2002), *Le aste e i servizi pubblici locali*, in "Economia Pubblica", Vol. 32, n. 1, pp. 67-81.
- Caves, W.C., L.R. Christensen e M.W. Tretheway, (1984), *Economies of Density Versus Economies of Scale: Why Trunk and Local Service Airline Costs Differ*, in "Rand Journal of Economics", n. 15, pp. 471-89.
- Chambers, R.G. (1988), *Applied Production Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Christensen, L.R. e D. Jorgenson (1969), *The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1929-1967*, Review Income and Wealth Series, n. 16, pp. 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., D.S. Prasada Rao e G.E. Battese (1998), *An introduction to efficiency and productivity analysis*, Boston, Kluwer Academic Publisher.
- Confservizi (2000), *Compendio statistico*, Roma.
- Delors, J. (1994), *Crescita, competitività, educazione. Le sfide per entrare nel XXI secolo*, Libro bianco dell'Unione Europea, Roma, Il Saggiatore.
- Fabbri, D., R. Fazioli, M. Filippini (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*, in "Economia pubblica", n. 3, pp. 55-94.
- Farrell, M.J. (1957), *The Measures of Productive Efficiency*, in "Journal of the Royal Statistical Society", n. 120, pp. 253-81.
- Fazioli, R., M. Filippini e P. Prioni (1993), *Cost Structure and Efficiency of Local Public Transport: The Case of Emilia-Romagna Bus*

- Companies*, in "International Journal of Transport Economics", n. 3, pp. 305-24.
- 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 (Ph.D. Dissertation).
- (1996), *Economies of Scale and Utilization in the Swiss Electric Power Distribution Industry*, in "Applied Economics", n. 28, pp. 543-50.
- (1997), *Elements of the Swiss Electricity Market*, Berlin, Physica-Verlag.
- Filippini, M. e R. Maggi (1992), *The Cost Structure of the Swiss Private Railways*, in "International Journal of Transport Economics", n. 3, pp. 307-27.
- (1993), *Efficiency and Regulation in the case of the Swiss Private Railways*, in "Journal of Regulatory Economics", n. 5, pp. 199-216.
- Filippini, M., P. Prioni (1994), *Is Scale and Cost Inefficiency in the Swiss Bus Industry a Regulatory Problem? Evidence from a Frontier Cost Approach*, in "Journal of the Economics of Business", n. 1, pp. 219-31.
- Friedlaender, A.F. e J. Shaw-Er Wang Chiang (1983), *Productivity Growth in the Regulated Trucking Industry*, in "Research in Transportation and Economics", n. 1, pp. 149-84.
- Fraquelli, G., M. Piacenza e G. Abrate (2001), *Costs and Technology of Public Transit Systems in Italy: Some Insights to Face Inefficiency*, CERIS-CNR, Working Paper, n. 12.
- Greene, W.H. (1993), *Econometric Analysis*, New York, MacMillan Publishing Company.
- Jondrow, J., C.A.K. Lowell, I.S. Materov e P. Schmidt (1982), *On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model*, in "Journal of Econometrics", n. 19, pp. 233-38.

- Kumbhakar, S.C., C.A. Lowell (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*, in “Studi Economici”, n. 49, pp. 67-88.
- Mundlak, Y. (1978), *On the Pooling of Times-Series and Cross-Section Data*, in “Econometrica”, n. 46, pp. 69-85.
- Schmidt, P. e C.A. Lowell (1979), *Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers*, in “Journal of Econometrics”, n. 9, pp. 343-66.
- Schmidt, P. e R.C. Sickles (1984), *Production Frontiers and Panel Data*, in “Journal of Business and Economic Statistics”, n. 2, pp. 367-74.
- Simar, L. (1992), *Estimating Efficiencies from Frontier Models with Panel Data: A Comparison of Parametric, Non-Parametric and Semi-Parametric Methods with Bootstrapping*, in “The Journal of Productivity Analysis”, n. 3, pp. 171-203.

**CARATTERISTICHE DEL NETWORK, MECCANISMI DI  
SUSSIDIO ED EFFICIENZA NEL TRASPORTO PUBBLICO  
LOCALE: UN COMMENTO A  
“VALUTAZIONE DELL’EFFICIENZA DELLE COMPAGNIE DI  
BUS ITALIANE E SVIZZERE” DI ROBERTO FAZIOLI,  
MASSIMO FILIPPINI E MICHAEL KÜNZLE**

*Giovanni Fraquelli\* e Massimiliano Piacenza\*\**

## **1. Introduzione**

Lo studio condotto da Roberto Fazioli, Massimo Filippini e Michael Künzle (F-F-K) presenta la stima econometrica di un modello di frontiera di costo totale, al fine di valutare l’efficienza produttiva e di scala di un *panel* di imprese di trasporto pubblico locale (TPL) operanti in Italia negli anni dal 1991 al 1997. L’analisi si avvale altresì del confronto con un campione di imprese svizzere, adottando la stessa metodologia su gruppi distinti di dati.

In generale, merita sottolineare l’orientamento degli autori verso la presentazione di un’analisi robusta sotto il profilo metodologico. Tale impostazione avvalorata le successive indicazioni di *policy*, che parrebbero in controtendenza rispetto ad alcune operazioni di riorganizzazione del servizio attualmente in corso in Italia. Un altro elemento rilevante riguarda la chiarezza espositiva adottata nella presentazione della metodologia e nel richiamare il differente significato dei concetti e delle misure di efficienza. Quest’ultimo aspetto pare non secondario in un’ottica di trasferimento dei risultati della ricerca al *policy-maker*.

La discussione del paper, nella fase iniziale, si concentra sull’esame delle caratteristiche del modello interpretativo adottato e sui relativi

---

\* Facoltà di Economia - Università del Piemonte Orientale “A. Avogadro” e Ceris-CNR, HERMES; giovanni.fraquelli@eco.unipmn.it  
Ceris-CNR, Istituto di Ricerca sull’Impresa e lo Sviluppo, Consiglio Nazionale delle Ricerche, Via Avogadro 8, 10121 Torino.  
HERMES, Higher Education and Research on Mobility Regulation and the Economics of Local Service, Real Collegio Carlo Alberto, via Real Collegio 30, 10024 Moncalieri (TO).

\*\* Ceris-CNR, HERMES; M.Piacenza@ceris.to.cnr.it  
Gli autori desiderano ringraziare il centro di ricerca HERMES per il supporto finanziario al progetto congiunto Ceris-CNR / HERMES “I trasporti locali: dal sussidio all’incentivazione all’efficienza”, nell’ambito del quale sono stati ottenuti i risultati presentati in questo lavoro.

risultati; in un secondo momento, si avvale di un confronto con l'evidenza emersa da un diverso campione di imprese italiane, analizzato con un approccio metodologico per alcuni aspetti differente rispetto a quello utilizzato nell'articolo in discussione. In ultimo, vengono sintetizzate le implicazioni di *policy* delle due ricerche.

## **2. Il modello di funzione di costo, le variabili esplicative e la stima dell'efficienza**

Dopo una breve ma esaustiva analisi dell'organizzazione e dell'evoluzione della regolamentazione del settore del TPL in Italia, vengono esaminati i pregi e i difetti di metodologie alternative per la stima econometrica di una funzione di frontiera di costo e viene giustificata la scelta del modello successivamente applicato, separatamente, alle compagnie di bus italiane e a quelle svizzere.

L'analisi della tecnologia è stata condotta tramite un modello duale di funzione di costo totale. Gli autori sottolineano che l'utilizzo di una funzione di costo totale rispetto ad un modello di costo variabile consente di superare i problemi di collinearità esistenti tra l'*input* fisso, generalmente costituito dal parco veicoli, e la dimensione dell'*output*, di solito basato sul numero di vetture-chilometro o di posti-chilometro.

Il modello adottato presuppone l'obiettivo di minimizzazione del costo di tutti i fattori produttivi, compreso il capitale. Si tratta di una ipotesi "forte", considerato che, negli anni precedenti all'avvio della riforma in Italia, le imprese risultavano largamente sussidiate, attraverso contributi statali, anche per quanto concerne gli investimenti in conto capitale.

La ricerca propone un modello di analisi ove il costo totale è funzione dell'*output*, dei prezzi del lavoro e del capitale, e della dimensione della rete di trasporto.

Come variabile di *output* vengono scelte le vetture-km. Si tratta di una misura orientata all'offerta, ampiamente utilizzata e consolidata in letteratura, che consente peraltro di tenere conto del legame tra i costi operativi e la fornitura del servizio in ore della giornata e zone a domanda limitata (*servizio universale*). Occorre però evidenziare che il numero dei passeggeri (*output* orientato alla domanda finale), a parità di altre condizioni, incide sui costi indiretti di struttura. Le grandi imprese

presentano spesso rilevanti costi di struttura connessi alla gestione della domanda, compreso il controllo dell'evasione tariffaria.

In merito alle variabili esplicative, pare importante l'inserimento nella funzione di costo della lunghezza della rete di trasporto, quale caratteristica delle condizioni di fornitura dell'*output*. La scelta consente agli autori di studiare l'impatto della densità sui costi e di pervenire a importanti considerazioni di *policy*, delle quali si discuterà nel paragrafo seguente.

Il modello considera due soli fattori produttivi: il lavoro e il capitale. Ai fini della definizione del prezzo, la spesa relativa a quest'ultima variabile è stata ottenuta in modo residuale rispetto al costo del lavoro e pertanto comprende, oltre al costo del capitale vero e proprio rappresentato dagli ammortamenti e dagli oneri finanziari, anche le spese per l'energia e i consumi di materiali e servizi vari. Considerata la natura della base dati disponibile, la scelta pare condivisibile. Occorre tuttavia precisare che alcune voci di costo, quali i consumi di combustibile e di materiali per la manutenzione, dipendono in misura limitata dallo stock di capitale utilizzato e sono piuttosto in relazione diretta con i chilometri effettivamente percorsi.

Una riserva in merito alla consistenza delle spese afferenti il capitale riguarda proprio una componente tipica: i costi finanziari. Le imprese italiane di trasporto locale presentano un leverage finanziario disomogeneo e costi del debito che non rispondono ai canoni di un mercato competitivo. Sono infatti presenti contributi a fondo perduto e finanziamenti agevolati. Considerata l'eterogeneità della struttura delle risorse finanziarie e dei relativi costi, parrebbe quindi preferibile trascurare il costo del capitale finanziario.

Per quanto riguarda l'efficienza di costo di ogni unità produttiva, è stata stimata una frontiera stocastica con un modello *panel fixed-effects*. Come precisato dagli autori, la verifica tramite il test di Hausman dell'ipotesi di ortogonalità tra i regressori e i termini di inefficienza supporta l'utilizzo di questo modello, che risulta caratterizzato da una minore distorsione delle stime dei parametri rispetto ai modelli *random-effects* e *maximum-likelihood*. Tale scelta viene condotta nella consapevolezza che in tal modo gli indicatori di efficienza delle singole imprese incorporano anche l'effetto di variabili esogene al management. La metodologia *fixed-effects* non consente infatti di includere regressori che variano nel tempo, quali le caratteristiche ambientali della produzione

(es. tipo di comparto operativo, velocità commerciale della rete), i cui effetti vanno pertanto a confondersi con le stime dei livelli individuali di efficienza. In merito a questo aspetto, utilizzando un diverso campione di imprese, si avrà modo di evidenziare che la velocità commerciale incide in misura significativa sulle componenti di costo e sui livelli di efficienza medesimi.

### **3. I risultati e le indicazioni di *policy***

Le stime segnalano forti economie di scala e di densità, presenti nell'ambito di ogni classe dimensionale e con valori più elevati per le piccole imprese. Da questi risultati derivano considerazioni di *policy* rilevanti. Nel contesto attuale, si assiste alla predisposizione di gare per l'assegnazione del servizio che in alcuni casi prevedono lo smembramento della rete in sub-bacini o riguardano addirittura singole tratte della stessa. In realtà, come viene suggerito dalla ricerca, sarebbe utile incoraggiare fusioni tra imprese caratterizzate da reti di trasporto adiacenti. Tale orientamento consentirebbe la fornitura del servizio di TPL su bacini di dimensioni più elevate e un conseguente miglior sfruttamento delle economie di scala (aumento equiproportionale dell'offerta di vetture-km e della lunghezza della rete).

Le economie di densità (aumento dell'*output* a parità di rete) hanno un impatto sui costi ancor più marcato rispetto alle componenti di "scala". Si conviene con gli autori sulla ridotta possibilità di sfruttare i vantaggi potenziali di costo legati ad una maggiore densità del servizio offerto per il fatto che l'*output* è determinato dalla domanda. Tuttavia, da parte nostra pare utile sottolineare che il risultato costituisce un punto di riferimento utile per la gestione delle infrastrutture di rete e per la definizione dei sussidi. Una più attenta regolamentazione della viabilità locale, attraverso la riallocazione dello spazio stradale in favore del trasporto pubblico e/o appropriati incentivi all'utilizzo dei mezzi pubblici, quali l'integrazione modale e tariffaria, potrebbe infatti avere effetti positivi sulla domanda (e di conseguenza sull'offerta) di TPL. Sotto altro profilo, la consapevolezza dell'impatto riduttivo della densità del network sul livello dei costi medi di esercizio costituisce un supporto a disposizione del regolatore per discriminare i sussidi tra imprese caratterizzate da differenti densità del

network, nell'ambito di contratti di servizio che incorporino meccanismi di incentivazione all'efficienza (es. schemi *fixed-price*)<sup>1</sup>.

Per quanto riguarda i livelli di efficienza, gli autori rilevano la presenza diffusa di inefficienza su tutto il campione, a prescindere dalla dimensione produttiva, dall'area geografica e dal comparto operativo di riferimento (urbano, interurbano, misto). Il riscontro dimostra che il traguardo del 35 per cento nel rapporto tra ricavi e costi richiesto dalla normativa vigente è ampiamente conseguibile agendo sul denominatore. Politiche di incentivazione all'efficienza produttiva possono pertanto consentire di raggiungere l'obiettivo. Per operare in tale direzione occorrerebbe però qualche approfondimento sui fattori all'origine di tali inefficienze.

#### **4. Confronto con un diverso campione di imprese italiane di trasporto pubblico locale**

In questa sezione viene presentato un diverso approccio per analizzare empiricamente la struttura dei costi e l'efficienza produttiva delle compagnie di TPL in Italia, sulla base di un differente campione di imprese.

L'analisi permette, innanzitutto, un confronto con l'evidenza emersa nello studio di F-F-K, circa la presenza diffusa di economie di scala e inefficienza di costo, e una valutazione della robustezza dei risultati. In secondo luogo, l'inclusione nel modello di frontiera di costo stocastica di variabili aggiuntive riguardanti le caratteristiche della rete e i contratti di sussidio tra Autorità Locali e compagnie di TPL consente di approfondire l'analisi dell'inefficienza indagando sulle sue cause.

Nel paragrafo conclusivo viene evidenziata la complementarità dello studio rispetto al lavoro condotto da F-F-K, anche in termini di estensione delle indicazioni di *policy* che ne derivano.

---

<sup>1</sup> Riguardo alle diverse tipologie contrattuali adottate in Italia per l'assegnazione dei sussidi, e ai relativi effetti sull'efficienza di costo delle imprese di TPL, si veda la discussione che segue nel paragrafo 4.2.

#### 4.1 La base dati e il modello di funzione costo

Il campione utilizzato è costituito da 45 compagnie italiane di TPL, 18 delle quali operano in prevalenza nel comparto urbano, 15 in quello extraurbano, e le rimanenti 12 offrono un servizio di tipo misto. Con riferimento all'area geografica, 25 imprese sono ubicate nel nord Italia e 20 nel centro-sud. Come in F-F-K, la base dati è una combinazione di osservazioni spaziali e temporali riferita agli anni 1993-99. Viene utilizzato un *panel* non bilanciato: dal 1993 al 1995 e per l'anno 1999 si dispone di dati per 31 aziende, mentre nel periodo 1996-98 le informazioni riguardano tutte le 45 unità produttive.

La fonte principale è rappresentata dagli annuari statistici di Fedetrasporti (ASSTRA), integrati attraverso appositi questionari elaborati e inviati alle aziende con la collaborazione del Ceris-CNR e del centro di ricerca HERMES. Le informazioni raccolte riguardano voci di costo, dati tecnici (quantità e qualità degli *input*, dati di offerta, caratteristiche del network) e il tipo di contratto che regola il trasferimento dei sussidi all'impresa da parte dell'ente locale.

Per le ragioni accennate sopra, in linea con l'approccio seguito in precedenti studi sul TPL in Italia (Levaggi, 1994; Fabbri, 1998), si è preferito utilizzare un modello di funzione di costo di breve periodo, nel quale l'*input* capitale compare come fattore produttivo fisso e la minimizzazione dei costi si riferisce esclusivamente agli *input* variabili. Vi è la consapevolezza che l'adozione di un modello di costo variabile, pur consentendo di superare l'ipotesi poco realistica di ottimizzazione dell'uso del fattore capitale, tuttavia, come sottolineato da F-F-K, può dare luogo a problemi di multicollinearità e conseguente inefficienza delle stime. Si vedrà più avanti come la misura dello stock di capitale adottata sia in grado, almeno in parte, di limitare questo inconveniente. Il modello di costo variabile risulta così specificato:

$$CV = h(Y, K, P_L, P_F, P_{MS}, \tau, SP, DINTC, DMIX) \quad (1)$$

dove:

- CV = costo operativo (variabile);  
 Y = *output* misurato in vetture-km  $\times$  posti totali offerti;  
 K = stock di capitale (parco veicoli), *input* fisso;

$P_L$	=	prezzo del fattore lavoro;	
$P_F$	=	prezzo del carburante;	
$P_{MS}$	=	prezzo di materiali e servizi;	
$\tau$	=	time-trend (indicatore di progresso tecnico Hicks-neutrale);	
$SP$	=	velocità commerciale del network	} caratteristiche della rete
$DINTC$	=	<i>dummy</i> per le imprese extraurbane	
$DMIX$	=	<i>dummy</i> per le imprese miste	

Per quanto riguarda le variabili monetarie, il costo operativo è stato ottenuto sommando le spese per il personale, il carburante e i consumi di materiali e servizi. Il prezzo del fattore lavoro è rappresentato come in F-F-K dal costo medio per addetto. Le informazioni disponibili hanno consentito di separare la parte dei costi relativa all'energia dal resto delle spese per consumi e di definire quindi un prezzo medio del carburante. Il residuo del costo variabile riguardante materiali e servizi vari è stato poi diviso per il numero dei posti-km offerti, al fine di ricavare un prezzo per questo *input* composito.

Un aspetto che caratterizza il modello risiede nella scelta degli indicatori per l'*output* e l'*input* fisso. La misura adottata per il livello di produzione, introdotta da Gagnepain e Ivaldi (2002a e 2002b) in un recente lavoro sul trasporto pubblico urbano in Francia, si differenzia dal tradizionale indicatore basato semplicemente sul numero delle vetture-km. Essa ha il pregio di considerare anche la capacità di carico offerta e costituisce una sintesi di tre componenti distinte: la *frequenza del servizio*, l'*estensione della rete* e la *dimensione complessiva del parco veicoli*. Per quanto riguarda l'indicatore del capitale, si è deciso di utilizzare lo stock di vetture disponibili corretto attraverso un indice di *età media del parco veicoli*, in modo da tenere conto dell'effettivo utilizzo e del diverso grado di logoramento dei mezzi; in una qualche misura, questa definizione dell'*input* fisso dovrebbe anche attenuare i problemi di multicollinearità tra le variabili tecniche (*output*, capitale) evidenziati dalla letteratura empirica sulle industrie a rete.

L'inclusione nel modello (1) del set di variabili denominate "caratteristiche della rete" permette di estendere l'analisi della struttura di

costo delle imprese di TPL in modo da considerare anche l'influenza di alcuni fattori ambientali rilevanti ai fini della produzione del servizio. Essa riguarda: (i) gli effetti associati alla *regolamentazione della viabilità locale* e alla specifica *morfologia del territorio servito*, esaminati attraverso la velocità commerciale del network; (ii) l'esistenza di eventuali vantaggi tecnologici e/o organizzativi derivanti dall'operare in un particolare comparto (*dummy* per gli operatori extraurbani) o dalla *diversificazione del servizio* (*dummy* per le imprese miste). L'importanza della velocità commerciale della rete è già stata evidenziata in alcuni lavori precedenti, sia a livello internazionale (Windle, 1988; Gagnepain, 1998) sia con riferimento al settore italiano (Levaggi, 1994). Per quel che riguarda invece gli effetti specifici di comparto, l'indagine mira soprattutto a verificare la robustezza di alcuni risultati preliminari emersi in Fraquelli e altri (2001) circa i possibili risparmi di costo (*scope economies*) associati alla fornitura congiunta del servizio di trasporto urbano ed extraurbano.

Anche in questa analisi viene adottata la forma funzionale flessibile translog utilizzata in F-F-K. Si ha quindi il seguente modello econometrico di *frontiera di costo variabile*:

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{CV_{ft}}{P_{Fft}}\right) &= \beta_0 + \beta_y \ln Y_{ft} + \beta_k \ln K_{ft} + \sum_i \beta_i \ln\left(\frac{P_{ift}}{P_{Fft}}\right) + \beta_{SP} \ln SP_{ft} + \sum_i \beta_{iy} \ln\left(\frac{P_{ift}}{P_{Fft}}\right) \ln Y_{ft} \\
&+ \sum_i \beta_{ik} \ln\left(\frac{P_{ift}}{P_{Fft}}\right) \ln K_{ft} + \sum_i \beta_{iSP} \ln\left(\frac{P_{ift}}{P_{Fft}}\right) \ln SP_{ft} + \beta_{yk} \ln Y_{ft} * \ln K_{ft} \\
&+ \beta_{ySP} \ln Y_{ft} * \ln SP_{ft} + \beta_{kSP} \ln K_{ft} * \ln SP_{ft} + \frac{1}{2} \beta_{yy} (\ln Y_{ft})^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} (\ln K_{ft})^2 \\
&+ \frac{1}{2} \beta_{SPSP} (\ln SP_{ft})^2 + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln\left(\frac{P_{ift}}{P_{Fft}}\right) \ln\left(\frac{P_{jft}}{P_{Fft}}\right) \\
&+ \beta_{INTC} DINTC_{ft} + \beta_{MIX} DMIX_{ft} + \beta_\tau \tau_{ft} + v_{ft} + u_{ft}
\end{aligned} \tag{2}$$

$i, j \in \{L, MS\}$

dove il pedice  $f$  indicizza l'impresa (1, ..., 45) e  $t$  l'osservazione temporale (1, ..., 7).  $v_{ft}$  è il *white-noise* standard con distribuzione  $N(0, \sigma_v^2)$ , mentre

$u_{ft}$  è un termine di segno *non-negativo* che cattura la presenza di inefficienza di costo (X-inefficienza). A differenza di F-F-K, l'approccio di stima seguito consente al termine di inefficienza di variare tra le imprese e nel tempo.

#### 4.2 Il modello per l'inefficienza

Per la misurazione della componente  $u_{ft}$  è stata adottata la metodologia *maximum-likelihood* (ML) proposta da Battese e Coelli (1995), che, oltre a fornire una stima dei livelli individuali di inefficienza delle imprese di TPL, permette anche di indagare sulle cause all'origine delle deviazioni dalla frontiera di minimo costo. Ciò è possibile grazie alla specificazione di un sotto-modello per il termine di inefficienza, che nell'analisi (Piacenza, 2002) è definito nel modo seguente:

$$u_{ft} = \delta_0 + \delta_R R_{ft} + \delta_{SP} \ln SP_{ft} + \delta_\tau \tau_{ft} + \delta_{RSP} (R_{ft} \times \ln SP_{ft}) + w_{ft} \quad (3)$$

dove:

$R_{ft}$  è una *dummy* per il tipo di contratto che regola i sussidi. Essa assume valore 0 qualora l'impresa sia sottoposta a regolamentazione *cost-plus* e 1 nel caso venga utilizzato uno schema *fixed-price*. A differenza del contratto *cost-plus*, che assicura all'impresa la totale copertura del deficit di bilancio a fine esercizio, la regolamentazione *fixed-price* definisce il livello dei sussidi da erogare all'impresa *ex-ante*, sulla base delle perdite (contratti *net cost*) o dei costi (contratti *gross cost*) attesi;

$\tau_{ft}$  è una variabile di tempo che evidenzia eventuali trend dell'inefficienza nel corso degli anni osservati;

$(R_{ft} \times \ln SP_{ft})$  è una variabile di interazione tra il tipo di schema adottato per assegnare i sussidi e le condizioni operative ambientali, considerate più o meno favorevoli allo svolgimento del servizio di TPL a seconda del livello di velocità commerciale del network. Più avanti verrà chiarito il motivo per cui si è deciso di introdurre questo effetto nel modello di inefficienza.

$w_{ft}$  è un disturbo casuale, distribuito come una  $N(0, \sigma_v^2)$  troncata, tale per cui il punto (variabile) di troncamento è  $-\delta^* z_{ft}$ , ovvero  $w_{ft} \geq -\delta^* z_{ft}$ , dove

$z_{ft}$  indica il vettore delle determinanti dell'inefficienza incluse nel modello (3) e  $\delta$  il vettore dei relativi coefficienti da stimare<sup>2</sup>.

Utilizzando il programma FRONTIER Versione 4.1 (Coelli, 1996), si ottiene una *stima simultanea* di massima verosimiglianza dei parametri  $\beta$  della frontiera di costo (2) e dei parametri  $\delta$  del modello di inefficienza (3). L'inefficienza di costo per ciascuna unità del campione,  $IC_{jt} = \exp\{u_{jt}\}$ , viene quindi calcolata attraverso una procedura basata su valori attesi condizionali che generalizza gli stimatori di Jondrow e altri (1982) e Battese e Coelli (1988).

Dal punto di vista metodologico, l'utilizzo di un approccio ML, pur introducendo il rischio di distorsione delle stime (dovuto alla probabile correlazione tra termini individuali di inefficienza e regressori) sottolineato da F-F-K, consente di affinare ed estendere l'analisi dell'inefficienza rispetto ad un modello *fixed-effects*. Innanzitutto, è possibile includere nella frontiera tecnologica di costo fattori che non variano nel tempo (in questo caso le caratteristiche del network), ottenendo così una stima dei livelli individuali di inefficienza depurata degli effetti dovuti a disomogeneità ambientali. In secondo luogo, la metodologia ML elaborata da Battese e Coelli (1995) permette di stimare l'impatto sull'inefficienza di alcune variabili esplicative ritenute importanti. In particolare, considerate le predizioni teoriche della *new regulatory economics* (Laffont e Tirole, 1993) circa il maggiore potere di incentivazione ad un elevato impegno manageriale dei meccanismi di sussidio *fixed-price* rispetto alla tradizionale regolamentazione *cost-plus*, si è cercato di valutare gli effetti sull'efficienza di costo delle due diverse forme contrattuali utilizzate nel contesto regolatorio italiano per definire il livello dei trasferimenti alle imprese di TPL.

Dalle informazioni raccolte presso gli operatori, risulta che fino al 1995, anno che precede l'avvio della riforma legislativa del settore (Legge 549/95), tutte le imprese ad eccezione di una erano sussidiate attraverso meccanismi di tipo *cost-plus*. A partire dal 1996, con l'abolizione del Fondo Nazionale Trasporti e l'obiettivo di una maggiore responsabilizzazione finanziaria sia delle Autorità Locali regolatrici che dei gestori del servizio di TPL, si osserva un progressivo passaggio a contratti

<sup>2</sup> Sui concetti di distribuzione semi-normale e normale troncata si veda Kumbhakar e Lowell (2000), pagine 74-86.

di sussidio orientati al *fixed-price*: 16 casi nel 1996, 17 nel periodo 1997-98, 18 nel 1999.

Parallelamente all'analisi dell'impatto della regolamentazione dei sussidi, nel modello esplicativo dell'inefficienza si è tenuto conto degli effetti legati alle caratteristiche ambientali della produzione. Nella fattispecie si tratta di fattori quali le condizioni del traffico e le peculiarità storico-geografiche dell'area servita che, influenzando la struttura e l'operabilità del network, contribuiscono a determinare la cosiddetta "inefficienza tecnica esogena" (Gagnepain e Ivaldi, 2002a e 2002b). Quest'ultima, seppure non controllabile da parte del management dell'impresa, in una qualche misura è suscettibile di intervento attraverso adeguate politiche pubbliche per la mobilità locale. Come proxy per le caratteristiche ambientali della produzione viene utilizzata la velocità commerciale della rete ( $\ln SP_{fi}$ )<sup>3</sup>, assumendo che valori più elevati di questa variabile riflettano migliori condizioni operative, le quali, a parità di altri fattori, dovrebbero tradursi in una minore inefficienza di costo per il sistema di TPL. L'interazione tra schemi di sussidio e caratteristiche del network, ( $R_{fi} \times \ln SP_{fi}$ ), viene introdotta per verificare se il potere dei contratti *fixed-price* di correggere le distorsioni dalla frontiera di minimo costo varia a seconda del grado di inefficienza tecnica esogena. È infatti plausibile ipotizzare che il maggiore impegno profuso dal manager in presenza di regolamentazione *fixed-price* abbia effetti ridotti (più marcati) sul livello globale di X-inefficienza qualora le condizioni operative ambientali siano particolarmente sfavorevoli (favorevoli)<sup>4</sup>. Per questa ragione il segno atteso per il coefficiente associato alla variabile di interazione ( $\delta_{RSP}$ ) è negativo.

### 4.3 Risultati, confronti e considerazioni di policy

In questa sezione conclusiva si tralascia l'esame dettagliato dei risultati della stima econometrica<sup>5</sup> e sono discusse brevemente le principali implicazioni dell'analisi. Ciò viene fatto con riferimento sia alle proprietà

<sup>3</sup> La trasformazione in logaritmi è mantenuta per omogeneità con l'equazione [2]. In entrambi i casi la specificazione logaritmica permette di interpretare la derivata parziale della variabile dipendente,  $\ln CV_{fi}$  e  $u_{fi}$ , rispetto a  $\ln SP_{fi}$  in termini di elasticità.

<sup>4</sup> Per una spiegazione più dettagliata riguardo a questi aspetti del modello di inefficienza si rinvia a Gagnepain e Ivaldi (2002a e 2002b) e Piacenza (2002).

<sup>5</sup> Le stime dei parametri della frontiera di costo (2) e del modello di inefficienza (3) sono disponibili presso gli autori su richiesta.

della tecnologia sottostante alla frontiera di costo, sia alle misure dell'inefficienza produttiva e alle sue determinanti, mettendo a confronto, ove possibile, l'evidenza emersa in F-F-K e le relative indicazioni di *policy*.

**Tabella 1**

**Stima delle caratteristiche tecnologiche per l'impresa media**

	FRAQUELLI-PIACENZA	F-F-K
	(F-P)	
<i>Economie di scala</i>	1,83	2,09
<i>Velocità commerciale del network</i>	-0,18	
	EXTRAURBANO	MISTO
<i>Elasticità dei costi rispetto al comparto operativo (F-P)</i>	-0,08	-0,12

La tabella 1 riporta le stime delle caratteristiche tecnologiche per l'impresa media del campione<sup>6</sup>. In relazione alla misura dei rendimenti di scala, il valore risultante dall'analisi (1,83) è ampiamente superiore all'unità e di poco inferiore a quello ottenuto nello studio di F-F-K (2,09), confermando che rispetto all'equilibrio di lungo periodo l'impresa opera in condizioni di sottodimensionamento<sup>7</sup>. Come in F-F-K, questo risultato vale

<sup>6</sup> L'impresa media (il punto di normalizzazione dei dati utilizzati nella stima della frontiera di costo) è un'unità produttiva ipotetica che esibisce valori medi campionari per ciascuna variabile inclusa nel modello [2]-[3], ovvero, livello di *output*, stock di capitale, prezzi dei fattori e velocità commerciale del network.

<sup>7</sup> Poiché lo studio utilizza una funzione di costo variabile, l'inverso dell'elasticità dei costi rispetto all'*output*,  $1/\varepsilon_Y$ , fornisce una stima delle economie di scala di breve periodo, o economie di intensità d'uso del capitale, in cui lo stock di capitale è mantenuto fisso quando la produzione viene incrementata. Per rendere i risultati confrontabili con quelli di F-F-K, che adottano invece una funzione di costo totale, è necessario ottenere una stima delle economie di scala di lungo periodo, che misurano i vantaggi in termini di riduzione del costo medio unitario di produzione quando all'impresa è consentito di ottimizzare l'uso di tutti i fattori produttivi, compreso il capitale. Ciò è possibile utilizzando l'indice suggerito da Caves e altri (1981), in cui si tiene conto dell'elasticità dei costi variabili rispetto all'*input* fisso:  $(1-\varepsilon_K)/\varepsilon_Y$ .

Tabella 2

**Distorsione di costo media rispetto alla frontiera: effetto della regolamentazione dei sussidi e delle caratteristiche del network (periodo 1996-98)**

Livello di velocità commerciale*	Meccanismo di sussidio			Effetto del tipo di contratto (1 - 0)/0
	Tutti i tipi di contratto	Contratto cost-plus (0)	Contratto fixed-price (1)	
Tutti i livelli di velocità	0,1272	0,1561	0,0782	-49,29%
Molto basso [SP <sub>vl</sub> ]	0,1735	0,1967	0,1397	-28,98%
Basso [SP <sub>l</sub> ]	0,1364	0,1712	0,0882	-48,48%
Alto [SP <sub>h</sub> ]	0,1023	0,1121	0,0474	-57,72%
Molto alto [SP <sub>vh</sub> ]	0,0888	0,0943	0,0253	-73,17%
<i>Effetto velocità del network:</i>				
(SP <sub>l</sub> - SP <sub>vl</sub> )/SP <sub>vl</sub>	-21,28%	-12,96%	-36,86%	
(SP <sub>h</sub> - SP <sub>l</sub> )/SP <sub>l</sub>	-25,00%	-34,52%	-46,26%	
(SP <sub>vh</sub> - SP <sub>h</sub> )/SP <sub>h</sub>	-13,20%	-15,88%	-46,62%	

\* I diversi livelli di velocità commerciale sono state definiti in termini di intervalli di km/h percorsi: SP<sub>vl</sub> ∈ [13; 17,3], SP<sub>l</sub> ∈ [17,4; 23,2], SP<sub>h</sub> ∈ [23,3; 31,4], SP<sub>vh</sub> ∈ [31,5; 45,5].

per tutte le classi dimensionali (piccola, media, grande) e per le diverse configurazioni del network (urbano, extraurbano, misto)<sup>8</sup>. Il tipo di *output* utilizzato nella frontiera di costo non consente purtroppo di separare le economie derivanti da una espansione della scala produttiva globale (*size*

<sup>8</sup> La variabilità registrata nelle stime dei rendimenti di scala è molto bassa. Le economie di scala variano infatti da 1,80 (impresa piccola mista) a 1,90 (impresa grande extraurbana).

*economies*) dai vantaggi di costo associati ad un aumento dell'offerta del servizio su una data rete di trasporto (*network density economies*).

D'altro canto, l'inserimento nel modello della velocità commerciale della rete e delle due *dummy* di comparto permette di evidenziare l'impatto delle caratteristiche del network sul livello dei costi operativi. L'elasticità rispetto alla velocità commerciale della rete indica infatti che, aumentando la velocità dei mezzi pubblici del 10 per cento, per esempio da 25 a 27,5 km/h, è possibile ridurre i costi variabili di circa l'1,8 per cento. Anche la configurazione del network sembra incidere in misura significativa sulla struttura di costo. La tabella 1 evidenzia la migliore performance delle imprese operanti su rete extraurbana rispetto agli operatori urbani (elasticità  $-0,08$ ), dovuta forse alle migliori condizioni ambientali (es. minore congestione da traffico). L'aspetto più interessante riguarda però il forte contenimento di costi stimato per le aziende che offrono un servizio misto, sia a confronto con gli operatori urbani ( $-12$  per cento) che con quelli extraurbani (per differenza,  $-4$  per cento). Ciò conferma l'evidenza preliminare di Fraquelli e altri (2001), secondo cui esisterebbero dei benefici associati alla fornitura congiunta del servizio di TPL urbano ed extraurbano (*scope economies*) che derivano probabilmente dalla migliore saturazione della forza lavoro e, in parte, anche del parco veicoli.

Per quanto riguarda le deviazioni dalla frontiera di *best-practice*, in generale i risultati confermano l'evidenza di F-F-K circa la presenza diffusa di inefficienza di costo su tutto il campione, con un valore medio per il periodo 1996-98 pari a 0,1272 (tabella 2)<sup>9</sup>. Per comprendere meglio l'impatto esercitato dalla regolamentazione dei sussidi e dalle caratteristiche del network (velocità commerciale) è stata calcolata la distorsione percentuale media rispetto alla frontiera per gruppi diversi di imprese, definiti a seconda del tipo di contratto (cost-plus, fixed-price) e del livello di velocità del network (molto basso, basso, alto, molto alto). In primo luogo, i valori della tabella 2 supportano l'idea che sia i vincoli di

<sup>9</sup> La discussione che segue si concentra sugli anni 1996, 1997 e 1998, poiché, durante questo periodo tutte le compagnie di TPL del campione non hanno subito modifiche nel tipo di regolamentazione dei sussidi (ad eccezione di un operatore, per il quale vi è stato il passaggio ad uno schema fixed-price solo a partire dal 1997). Si noti anche che nella tabella 2, anziché presentare i livelli medi di inefficienza per diversi gruppi di imprese (a seconda del tipo di contratto e del livello di velocità del network), per comodità di interpretazione vengono riportate le distorsioni medie rispetto alla frontiera, ovvero gli incrementi percentuali medi del costo operativo dovuti alla presenza di X-inefficienza. Per il calcolo dei valori medi, in luogo delle stime individuali dell'inefficienza sui tre anni,  $IC_{it} = \exp\{u_{it}\}$ , sono state utilizzate le corrispondenti deviazioni percentuali dalla frontiera, definite dall'espressione  $(IC_{it} - 1)$ .

regolamentazione che le condizioni dell'ambiente operativo influenzano significativamente l'X-efficienza delle imprese di TPL: (i) per un operatore con livelli medi di velocità commerciale, l'introduzione di schemi ad alto potere di incentivo (contratti fixed-price) consente un recupero di efficienza nell'ordine del 49 per cento (prima riga, ultima colonna), in linea con i risultati di precedenti studi riguardanti i sistemi di trasporto locale in Francia (Gagnepain e Ivaldi, 2002a e 2002b) e in Norvegia (Dalen e Gomez-Lobo, 1996); (ii) allo stesso modo, condizioni del traffico più favorevoli alla circolazione dei mezzi pubblici implicano una minore distorsione di costo, con riduzioni che variano dal 13 al 25 per cento a seconda del livello di partenza della velocità del network (prima colonna, ultime tre righe).

Il secondo elemento di interesse riguarda l'interazione tra meccanismi di sussidio e caratteristiche ambientali. Trova infatti supporto la congettura circa la maggiore efficacia dei contratti di regolamentazione fixed-price nel recupero di efficienza produttiva in presenza di migliori condizioni del network (livelli elevati della velocità commerciale). A questo riguardo, merita focalizzare l'attenzione sui due gruppi di imprese evidenziate in grigio scuro nella tabella 2. Per il primo, che include operatori caratterizzati da velocità del network molto basse, è probabile che l'inefficienza tecnica esogena sia piuttosto elevata. Il maggiore sforzo esercitato dal manager nel caso venga introdotto uno schema di tipo fixed-price ha quindi un impatto modesto sul livello globale di inefficienza (-28,98 per cento) e la distorsione di costo rispetto alla frontiera rimane forte, in media pari al 14 per cento. Per il secondo gruppo, al contrario, condizioni operative particolarmente favorevoli combinate con meccanismi fixed-price conducono ad elevate riduzioni dell'inefficienza, nell'ordine del 73 per cento (da 9,43 a 2,53 per cento).

Le considerazioni di *policy* che derivano dai risultati dell'analisi, tenuto conto del confronto con l'evidenza emersa in F-F-K, si possono così sintetizzare:

- è confermata l'indicazione dello studio di F-F-K circa la necessità di promuovere una politica di *fusioni tra imprese di TPL operanti su network adiacenti* al fine di consentire un migliore sfruttamento delle economie di scala. Si ritiene che tale strategia debba essere implementata *soprattutto tra operatori urbani ed extraurbani*, in modo da creare nuove imprese che, fornendo un servizio "misto", riescano a sfruttare le economie da produzione congiunta (*scope economies*) rilevate attraverso l'analisi econometrica;

- per gli stessi motivi discussi sopra, anche l'affidamento del servizio tramite gara dovrebbe avere per oggetto network di trasporto di grandi dimensioni, che coinvolgano, dove possibile, sia l'attività urbana che quella extraurbana;
- l'analisi dell'efficienza di costo suggerisce di: (i) estendere il ricorso a contratti di servizio che incorporano *meccanismi di sussidio fixed-price*, in modo da sfruttare il più elevato potere di incentivo all'impegno manageriale associato a questo tipo di regolamentazione; (ii) prestare una maggiore attenzione alla *regolamentazione della viabilità locale*, attraverso restrizioni al traffico privato (es. corsie esclusive per i veicoli di TPL, limiti alla circolazione e alla sosta di taxi e autovetture) e/o incentivi all'uso dei mezzi pubblici (es. potenziamento della multi-modalità e offerta di tariffe integrate), al fine di migliorare le condizioni operative del network e conseguire riduzioni significative sia del livello dei costi "di frontiera" che delle "deviazioni" da esso (X-inefficienza).

**RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI**

- Battese, G.E. e T.J. Coelli (1988), *Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies: With a Generalized Frontier Production Function and Panel Data*, in "Journal of Econometrics", n. 38, pp. 387-99.
- (1995), *A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data*, in "Empirical Economics", n. 20, pp. 325-32.
- Caves, D.W., L.R. Christensen e J.A. Swanson (1981), *Productivity Growth, Scale Economies and Capacity Utilization in U.S. Railroads*, in "American Economic Review", n. 71, pp. 994-1002.
- Coelli, T.J. (1996), *A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*, Working Paper del Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA), n. 7, Armidale, University of New England.
- Dalen, D.M. e A. Gomez-Lobo (1996), *Regulation and Incentive Contracts: An Empirical Investigation of the Norwegian Bus Transport Industry*, Working Paper IFS, Londra.
- Fabbri, D. (1998), *La stima di frontiere di costo nel trasporto pubblico locale: una rassegna e un'applicazione*, in "Economia Pubblica", n. 3, pp. 55-94.
- Fraquelli, G., M. Piacenza e G. Abrate (2001), *Il trasporto pubblico locale in Italia: variabili esplicative dei divari di costo tra le imprese*, in "Economia e Politica Industriale", n. 111.
- Gagnepain, P. e M. Ivaldi (2002a), *Incentive Regulatory Policies: The Case of Public Transit Systems in France*, GREMAQ-IDEI, Université des Sciences Sociales de Toulouse, Working Paper, in corso di pubblicazione sul "RAND Journal of Economics".
- (2002b), *Stochastic Frontiers and Asymmetric Information Models*, in "Journal of Productivity Analysis", Vol. 18, n. 2, pp. 145-59.
- Gagnepain, P. (1998), *Structures productives de l'industrie du transport urbain et effets des schemas réglementaires*, in "Economie et Prévision", n. 135, pp. 95-107.

- Jondrow, J., K.C.A. Lovell, I. Materov e P. Schmidt (1982), *On the Estimation of Technical Efficiency in the Stochastic Production Function Model*, in “Journal of Econometrics”, n. 19, pp. 233-38.
- Kumbhakar, S.C. e K.C.A. Lovell (2000), *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Laffont, J.J. e J. Tirole (1993), *A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*, Cambridge, MIT Press.
- Levaggi, R. (1994), *Parametric and Non-Parametric Approach to Efficiency: The Case of Urban Transport in Italy*, in “Studi Economici”, Vol. 49, n. 53, pp. 67-88.
- Piacenza, M. (2002), *Regulatory Contracts and Cost Efficiency: Evidence from the Italian Local Public Transport*, 29esima Conferenza Annuale della EARIE (European Association for Research in Industrial Economics), Madrid, 5-8 Settembre, [www.fundacion.uc3m.es/earie2002/papers/paper\\_473\\_20020329.pdf](http://www.fundacion.uc3m.es/earie2002/papers/paper_473_20020329.pdf)
- Windle, R.J. (1988), *Transit Policy and the Cost Structure of Urban Bus Transportation*, in J.S. Dogson e N. Topham (a cura di), *Bus Deregulation and Privatization*, Aldershot, Averbury.