

**LA STIMA DI FRONTIERE DI COSTO NEL TRASPORTO
PUBBLICO LOCALE:
UNA RASSEGNA E UN'APPLICAZIONE***

Daniele Fabbri

Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna,
Piazza Scaravilli 2, 40126-Bologna, Italy.

tel.: 0039-51-258669

fax: 0039-51-221968

e-mail: dfabbri@ecn01.economia.unibo.it

Ottobre 1996

Sintesi:

In questo lavoro si esamina la recente letteratura di analisi dell'efficienza produttiva e di costo attraverso la stima di frontiere di costo e di produzione nel settore del trasporto pubblico locale. Nell'ultima parte dell'articolo presentiamo uno studio sul settore del trasporto pubblico locale in Emilia-Romagna. La funzione specificata è di costo variabile. Il modello, stimato con dati panel, è del tipo uniequazionale con *fixed effects*. I risultati della stima indicano la presenza di ingenti economie di scala, sia di breve che di lungo periodo, secondo un andamento che decresce al crescere della dimensione aziendale. La stima degli indicatori di inefficienza rivela l'esistenza di significativi spazi di aggiustamento delle prestazioni soprattutto per le imprese di maggiori dimensioni.

J.E.L.: R480, L920, L320.

* Desidero esprimere un ringraziamento al professor Renzo Orsi per alcuni suggerimenti su una versione preliminare di questo lavoro.

Introduzione

La letteratura di Economia dei Trasporti è ricca di contributi all'analisi della struttura produttiva e del costo del settore in ognuno dei suoi comparti. Si può dire anzi che questo sia l'argomento più studiato nella disciplina. In effetti la predisposizione di ogni politica del trasporto richiede una adeguata conoscenza del vincolo tecnologico e di quello economico che interessano i produttori dei servizi. L'obiettivo delle ricerche di Economia dei Trasporti si è quindi spesso soffermato sulle caratteristiche primali e duali dell'insieme delle possibilità produttive del settore. Le stime del grado di sostituibilità tecnica fra fattori produttivi, l'esistenza di economie di scala, di densità e di scopo e la loro misurazione, l'individuazione delle dimensioni efficienti di impresa e di impianto, la stima delle elasticità del costo e delle caratteristiche delle funzioni di domanda degli inputs sono stati gli elementi di conoscenza offerti dagli esperti ai regolatori. In epoca relativamente recente a questi tradizionali argomenti dell'agenda di ricerca si è aggiunto anche il tema dell'efficienza produttiva. Alla stima e allo studio delle *funzioni* di produzione di costo si è affiancata quindi la stima e lo studio delle *frontiere* di produzione e di costo.

La letteratura si presenta quindi sostanzialmente divisa secondo due filoni di indagine, la cui contiguità verrà peraltro dimostrata nel seguito: gli studi sulle caratteristiche medie della tecnologia e del costo e gli studi sull'efficienza. Lo scopo di questo lavoro è di presentare i risultati conseguiti in questi studi ricomponendoli in un quadro coerente che offra il maggior numero di informazioni circa la struttura della tecnologia e dei costi del settore. Per raggiungere questo obiettivo non è sufficiente offrire una rassegna della letteratura, ma è necessario soffermarsi preliminarmente anche su alcune questioni teoriche ed econometriche peculiari a questi studi. Questa strategia espositiva ci serve peraltro ad introdurre in modo completo l'applicazione che presenteremo nel paragrafo conclusivo del lavoro.

Nel primo paragrafo esporremo alcune delle più rilevanti problematiche teoriche ed econometriche connesse alla definizione e alla stima delle funzioni e delle frontiere di produzione e di costo. Nel successivo paragrafo 2 passeremo in rassegna i risultati presenti in letteratura sullo specifico comparto urbano. Come si vedrà l'impostazione prevalente non è l'analisi di frontiera, ma bensì quella delle funzioni di produzione e di

costo. Tuttavia la prima contiene la seconda. Nel paragrafo 3 presentiamo il nostro studio sulla frontiera di costo variabile nel settore del trasporto pubblico locale dell'Emilia Romagna.

1. Analisi di frontiera e analisi di funzione: aspetti teorici

La nozione di frontiera di produzione, o di costo, emerge in ambito econometrico quando si tiene in considerazione il fatto che le funzioni di produzione e di costo della teoria sono funzioni dei valori di massimo e di minimo di un problema di ottimizzazione. Se consideriamo un singolo output y ottenuto combinando un insieme di input x , allora per funzione di produzione, $y=f(x)$, si intende la mappa che fa corrispondere ad una combinazione di inputs il *massimo* output ottenibile con quella combinazione. Analogamente, la funzione di costo fa corrispondere alle combinazioni di quantità di output, y , e di vettore dei prezzi dei fattori, p , la minima spesa necessaria per produrre quell'output a quei prezzi dei fattori, $C=c(y,p)=\min(px: y=f(x))$. In questo senso si dice che le funzioni di produzione e di costo sono funzioni di frontiera.

La specificazione econometrica di una funzione di produzione è la seguente. Supponiamo che i produttori di cui ci occupiamo condividano la medesima tecnologia e che producano l'output $y \in R_+$ utilizzando gli inputs $x \in R_+^M$. Il modello statistico sarà quindi il seguente:

$$y_i = f(x_i; \beta) \exp\{v_i - u_i\} \quad (1)$$

dove β è il vettore di parametri che caratterizzano la tecnologia e $i=1, \dots, I$ sono gli indici che contraddistinguono i produttori. Il termine di errore v_i cattura l'effetto della variabilità statistica del campione e viene quindi tipicamente assunto come indipendente e identicamente distribuito sull'intero campione secondo una normale $N(0, \sigma_v^2)$. Il termine u_i è invece una variabile casuale che si assume indipendente da v_i e dagli altri regressori e tale da soddisfare la restrizione $u_i \geq 0$. La componente $f(x_i, \beta)$ costituisce la cosiddetta funzione di produzione deterministica; $f(x_i, \beta) \exp(v_i)$ invece è la funzione di produzione stocastica. La componente di errore u_i rappresenta l'inefficienza tecnica ovvero lo scostamento dell'osservazione dalla frontiera di produzione efficiente depurato della variabilità statistica.

In modo del tutto analogo si definisce la specificazione econometrica della funzione di costo stocastica come segue:

$$C_i = g(y_i, p_i; \beta) \exp\{v_i + u_i\} \quad (2)$$

dove $p_i = (p_{i1}, \dots, p_{iM})$ è il vettore dei prezzi dei fattori. In questo caso il termine di errore u_i va inteso come lo scarto del costo realizzato dall'impresa i -esima dal costo minimo potenziale. Tuttavia, a differenza di prima, questa componente di errore contiene un elemento aggiuntivo. Infatti l'inefficienza di costo può essere attribuita sia all'inefficienza tecnica, ovvero alla incapacità dei produttori di attivare una combinazione produttiva tecnicamente efficiente, che all'inefficienza allocativa, ovvero all'incapacità del produttore di attivare, fra le combinazioni tecnicamente efficienti, proprio quella che minimizza i costi ai prezzi dati. La scomposizione dell'inefficienza di costo apre molti problemi, la cui soluzione è ancora soggetta a ricerca¹. Di quest'ultimo aspetto non ci occuperemo né ora né nel seguito. Ci limiteremo quindi ad individuare l'inefficienza complessiva di un produttore i -esimo attraverso misure come quella data dal rapporto fra costo potenzialmente sostenibile e costo effettivamente sostenuto², ovvero:

$$Eff_i = \frac{[g(y_i, p_i; \beta) \exp\{v_i\}]}{C_i} = \frac{1}{\exp\{u_i\}} \quad (3)$$

I modelli (1) e (2) presentano connotati econometrici piuttosto diversi. Visto che nella letteratura di Economia dei Trasporti sono le stime della funzione di costo ad aver ricevuto la maggiore attenzione, nel seguito tratteremo prevalentemente le problematiche di stima connesse a questi ultimi.

1.1. La stima della funzione di costo

Dal momento che in quasi tutte le applicazioni la forma funzionale del modello da stimare è, dopo le trasformazioni, lineare nei logaritmi dell'output e di un insieme di variabili indipendenti, non perdiamo in generalità se riscriviamo la (2) come:

$$\ln(w^T x)_i = c(\ln y_i, \ln w_i; \beta) + v_i + u_i \quad (4)$$

¹Per un quadro delle soluzioni proposte si vedano Bauer (1990) e Greene (1993).

²Secondo una proposta dovuta al contributo di Farrell (1957).

Questa specificazione generale contiene due sotto-specificazioni semplificate:

4a) se si assume $u_i=0$, il problema della stima di (4) si riduce alla stima dei minimi quadrati ordinari dei parametri di una funzione di costo priva di inefficienza, ovvero nell'ipotesi che, a meno di un disturbo statistico, le osservazioni appartengano tutte alla frontiera di "best practice".

4b) se si assume invece $v_i=0$ il problema si semplifica in quello della stima dei parametri di una funzione di costo deterministica senza disturbi stocastici.

Il primo caso, quello certamente più ricorrente nella letteratura di Economia dei Trasporti, presenta una evidente debolezza concettuale dovuta all'ipotesi formulata dell'appartenenza di tutte le osservazioni alla frontiera di "best practice". Evidentemente questa impostazione non è plausibile proprio perché ignora, eliminandolo, il problema dell'inefficienza, con il risultato che la stima ottenuta non può certo considerarsi una frontiera ma solo l'interpolazione delle prestazioni osservate o, in altre parole, una *relazione di costo media*. D'altronde l'obiettivo primario degli studi che utilizzano questo approccio è tipicamente la stima dei parametri β della funzione di costo ovvero, attraverso i risultati della teoria della dualità, delle caratteristiche del processo produttivo. Pertanto il problema diventa quello di stabilire se la stima dei parametri β del modello nella specificazione 4a) risenta della mancata considerazione del ruolo dell'inefficienza. In effetti nell'ipotesi che il termine di errore $\varepsilon_i=v_i + u_i$ sia una variabile casuale indipendente e identicamente distribuita con media costante, il modello (4) può risciversi come:

$$\ln C_i = \beta_0 + E[\varepsilon_i] + \beta'_1 \ln y_i + \beta' \ln w_i + \varepsilon_i - E[\varepsilon_i] = \beta_0^* + \beta'_1 \ln y_i + \beta' \ln w_i + \varepsilon_i^* \quad (5)$$

dove: $\beta_0^* = \beta_0 + E[\varepsilon_i]$ e $\varepsilon_i^* = \varepsilon_i - E[\varepsilon_i]$,

e quindi, posto che questo è un modello di regressione classico, i suoi parametri possono essere stimati in modo consistente con i minimi quadrati ordinari. Pertanto possiamo concludere che, se l'obiettivo non è l'analisi dell'inefficienza ma quello delle caratteristiche primali (e duali) dei processi produttivi, allora la stima dei minimi quadrati del modello 4a) non soffre di alcun problema di cattiva specificazione, offrendo quindi stime consistenti dei parametri di pendenza β .

La stima dei minimi quadrati ordinari del modello 4a) gode di una ulteriore importante proprietà. Infatti, come è stato dimostrato da Greene (1980), se opportunamente aggiustata la stima di minimi quadrati della funzione di costo media offre una stima consistente del modello 4b) di funzione di costo deterministica. Posto che i parametri β del modello generale sono stimati in modo consistente dallo stimatore OLS (ordinary least squares), l'unico problema è rappresentato dall'intercetta β_0 . Greene ha mostrato che una sua stima consistente si ottiene sommando allo stimatore di OLS $\hat{\beta}_0^{OLS}$, il più piccolo dei residui stimati del modello (5), ovvero:

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_0^{OLS} + \min(\hat{\epsilon}_i^*) \quad (6)$$

In pratica quindi per stimare il modello di costo deterministico è sufficiente spostare in basso la linea di interpolazione dei minimi quadrati di quel che basta a rendere pari a zero il più piccolo degli scarti "corretti". Tali scarti possono essere utilizzati per calcolare la misura di efficienza (3). Il metodo è noto in letteratura come metodo COLS (corrected ordinary least squares)³. La stima del modello 4b) può essere anche affrontata ricorrendo alla massimizzazione della funzione di verosimiglianza, stimando così simultaneamente sia i parametri della funzione che quelli della componente di errore⁴.

In modo del tutto analogo si procede per la stima di massima verosimiglianza del modello completo di funzione di costo stocastica. In questo caso si pone un problema aggiuntivo dovuto alla scomposizione del termine di errore in componente stocastica e componente tecnica.

Nella stima di massima verosimiglianza, suggerita da Aigner, Lovell e Schmidt (1977), si procede specificando la funzione di verosimiglianza del modello (4) sulla base dell'ipotesi formulate sulla distribuzione del termine di errore "one-side". Il termine di errore statistico v_i è assunto normale con media zero e varianza costante. Il termine "one-side" u_i , attribuibile all'inefficienza tecnica, può essere specificato in modi diversi:

³Un metodo analogo per la stima delle frontiere deterministiche è il cosiddetto MOLS, ovvero *modified OLS*. Si tratta di formulare un'assunzione circa la forma funzionale della componente u_i . Usualmente si assume che sia "half normal". Quindi si stima il modello (5) con i minimi quadrati ordinari incrementandone l'intercetta del valore stimato della media di u_i ottenuta dai momenti dei residui OLS.

⁴Greene (1980) offre la prima applicazione di questo metodo di stima.

come normale tronca, "half normal", esponenziale o gamma, tuttavia fatta salva l'ipotesi di indipendenza dal termine precedente e dagli altri regressori. In tutti questi casi è possibile derivare la distribuzione del termine di errore $\varepsilon_i = v_i + u_i$ e quindi risalire da questa alla funzione di verosimiglianza del modello log-lineare (4). Le funzioni di *score* consentono di derivare le espressioni appropriate per il calcolo numerico dello stimatore di β e della varianza del termine di errore composto, σ_ε .

La scomposizione del termine di errore si effettua seguendo quanto suggerito da Jondrow, Lovell, Materov e Schmidt (1982). Questi hanno derivato la distribuzione condizionale del termine di errore u_i rispetto al termine di errore composto. In questo modo, nota per ogni osservazione la stima del termine di errore ε_i^* , si può stimare, per ciascuna osservazione, il valore atteso del termine di errore "tecnico" $E(u_i/\varepsilon_i^*)$. Ciò consente, evidentemente, di valutare l'inefficienza tecnica di ogni osservazione. Occorre ricordare che lo stimatore così ottenuto è corretto ma non consistente.

1.2. La stima della funzione di costo con dati panel

Il modello (2), sul quale ci siamo finora soffermati, è evidentemente un modello cross-section ovvero che si applica alle osservazioni di un certo numero di produttori $i=1, \dots, I$, osservati nel medesimo istante t . Qualora siano disponibili più osservazioni nel tempo di uno stesso gruppo di produttori, la stima delle funzioni di costo può essere effettuata superando o ridimensionando alcuni dei limiti più pressanti della stima cross-section:

- 1) l'ipotesi che il livello di inefficienza "firm specific" u_i sia incorrelato con gli altri regressori, in particolare con i livelli di output e i livelli di input fisso in un modello di costo variabile;
- 2) i problemi dovuti al ruolo delle variabili omesse;
- 3) la necessità di ricorrere a stimatori dell'inefficienza "firm specific" non consistenti.

Questi risultati sono conseguibili sfruttando il contenuto informativo rappresentato dall'eterogeneità tra gli individui e/o nel tempo delle osservazioni che compongono il panel. Il modo più semplice per fare questo è ricorrere ai cosiddetti modelli ad intercetta

variabile. Per coglierne la natura si consideri il modello di funzione di costo stocastica del tipo:

$$\ln C_{it} = \alpha + \beta \ln y_{it} + \beta' \ln w_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (7)$$

in cui la componente u_{it} rappresenta l'inefficienza del produttore i -esimo nel periodo t -esimo. Il problema fondamentale di un modello come il (7) sta nella specificazione della struttura di tale termine. Una specificazione piuttosto usuale è quella di assumere che u_{it} si costituisca da due componenti: una componente specifica all'impresa che si assume invariante nel tempo, u_i , e una componente specifica a ciascuna periodo e costante per ciascuna impresa, r_t . Per arrivare alla stima del modello occorre poi specificare le ipotesi sulla distribuzione di queste componenti e sulla loro relazione con gli altri regressori. Due sono a questo punto le strade percorribili: i modelli *fixed-effects* e i modelli *random-effects*⁵.

L'approccio *fixed-effects* si sostanzia nell'introduzione di variabili dummy che tengano conto degli effetti dovuti alle variabili omesse specifiche agli individui, ma costanti nel tempo, e degli effetti che sono specifici a ciascun periodo, ma che sono uguali per le unità in cross-section. Il modello assumerà quindi la forma:

$$\ln C_{it} = \alpha + \alpha_i + \gamma_t + \beta \ln y_{it} + \beta' \ln w_{it} + v_{it} \quad (8)$$

dove α_i è il parametro associato alle variabili dummy firm-specific, γ_t è il parametro associato alle variabili dummy time-specific, mentre il termine di errore v_{it} raccoglie l'effetto di tutte le variabili omesse peculiari sia alle singole imprese che al periodo. Se si assume che questa componente possa caratterizzarsi come indipendente e identicamente distribuita, con media zero e varianza costante, il modello può essere stimato ricorrendo ad uno stimatore dei minimi quadrati ordinari modificato⁶. Con i risultati della stima si può costruire un indicatore dell'efficienza di ciascuna impresa che, secondo l'argomentazione di Greene condivide con il modello di frontiera deterministico la proprietà di consistenza della stima della componente di inefficienza specifica all'impresa. Questo indicatore può essere costruito come:

⁵Il contributo di Schmidt e Sickles (1984) contiene forse una delle prime trattazioni sistematiche delle potenzialità delle tecniche panel applicate alla stima delle funzioni di produzione e di costo.

⁶Si veda Hsiao (1986), cap. 3.

$$\hat{u}_i = \hat{\alpha}_i + \min_i(\hat{\alpha}_i) \quad (9)$$

Per costruzione tale indicatore assume valore zero per uno dei produttori mentre per i restanti assume un valore di inefficienza positivo. Evidentemente, interpretare come inefficienza gli effetti delle variabili omesse porta a concepire un tale indicatore come misura di un concetto di inefficienza intesa in senso molto ampio. Analogamente le stime $\hat{\gamma}_t$ raccolgono fattori di “shift” piuttosto diversificati ed attribuibili al progresso tecnico o, ad esempio, all'evoluzione del sistema concorrenziale e di regolamentazione nel quale le imprese operano.

Nell'approccio *random-effects* si assume che gli effetti “firm-specific” e period-specific siano modellabili come vere e proprie variabili casuali. Nell'ipotesi che tali componenti siano indipendenti dagli altri regressori è possibile stimare il modello (8) attraverso i minimi quadrati generalizzati. Il merito di questo approccio rispetto al precedente è quello di consentire l'introduzione nel modello di regressori invarianti nel tempo. Nell'ambito di questo modello un modo semplice di stimare la componente di inefficienza è quello di calcolare la media dei residui stimati di ciascuna azienda:

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} (\ln C_{it} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \ln y_{it} - \hat{\beta}' \ln p_{it}) \quad (10)$$

Esiste evidentemente un problema di interpretazione di tali indicatori. L'interpretazione che ci sembra più opportuna, e che manterremo nel seguito, è quella di attribuirne il contenuto a tutte le circostanze che hanno impedito all'azienda di minimizzare il costo.

1.3. La scelta della forma funzionale

Sia nella specificazione del modello di funzione di produzione che in quello di funzione di costo abbiamo lasciato deliberatamente in sospeso il discorso sulla scelta della forma funzionale da attribuire alla componente deterministica. Questa scelta è ovviamente cruciale. I criteri di scelta sono sostanzialmente due: la parsimonia statistica, ovvero la numerosità dei parametri da stimare, e la generalità del modello teorico, ovvero il numero di restrizioni imposte dalla forma funzionale alla tecnologia. Nel seguito ci concentreremo esclusivamente sulla forma funzionale translogaritmica,

quella che ha conosciuto il più ampio numero di applicazioni nell'Economia dei Trasporti.

Come è noto la funzione Cobb-Douglas, estremamente parsimoniosa dal punto di vista della parametrizzazione, è tuttavia molto rigida, in quanto impone rendimenti di scala costanti e elasticità di sostituzione pari a uno. La funzione CES senza superare il primo limite, è più generale per quel che riguarda l'elasticità di sostituzione, che può assumere valori diversi. In entrambi i casi l'elasticità di sostituzione è uguale per ogni livello di output e per ogni combinazione di input. Questo limite ed il precedente, vengono superati dalle forme funzionali flessibili, di cui la funzione translogaritmica è quella più nota. La specificazione translog della funzione di costo è:

$$\begin{aligned} \ln C_i = & \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln y_{ij} + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln y_{ij} \ln y_{ik} + \sum_l \beta_l \ln p_{il} + \\ & + \frac{1}{2} \sum_l \sum_m \beta_{lm} \ln p_{il} \ln p_{im} + \sum_j \sum_l \beta_{jl} \ln y_{ij} \ln p_{il} + v_i \end{aligned} \quad (11)$$

dove i pedici $l, m=1, \dots, M$ identificano gli input impiegati nel processo produttivo. Nell'ambito delle condizioni di regolarità che assicurano la dualità, la stima di una funzione di costo translog non impone alcuna restrizione a priori sulle caratteristiche della sottostante funzione di produzione e sulle caratteristiche peculiari alla funzione di costo. In particolare le elasticità di sostituzione e i rendimenti di scala sono variabili sia rispetto ai livelli dell'output che rispetto alla combinazione degli inputs. Questo soddisfa pienamente il criterio della generalità del modello, tuttavia al costo di un notevole incremento della parametrizzazione. Ciò può fare sorgere gravi problemi di efficienza della stima intrecciati a quelli dovuti alla multicollinearità dei regressori. Una soluzione tipica al problema dell'efficienza consiste nell'incrementare i gradi di libertà stimando congiuntamente con lo stimatore SURE di Zellner la (11) e le associate equazioni di factor-share derivate applicando il lemma di Shephard alla formulazione della funzione di costo:

$$\frac{\partial \ln C_i}{\partial \ln p_{il}} = \frac{\partial C_i}{\partial p_{il}} \frac{p_{il}}{C_i} = \frac{x_{il}^D p_{il}}{C_i} = \beta_l + \sum_m \beta_{lm} \ln p_{im} + \sum_j \beta_{jm} \ln y_{ij} + \eta_{il} \quad \forall l=1, \dots, M-1 \quad (12)$$

dove x_{il}^D è la domanda di fattore produttivo l formulata dall'unità di produzione i -esima. Le equazioni di "factor share" sono M mentre quelle stimate congiuntamente alla

(11) sono $M-1$. Infatti, poiché queste assommano ad 1 si avrebbe un sistema con un'equazione linearmente dipendente⁷.

La struttura dei termini di errore del modello composto dalle equazioni (11) e (12) è assai articolata. Nell'errore v_i sono infatti riconoscibili almeno tre componenti: una componente di rumore statistico, una componente di inefficienza tecnica con distribuzione "one-side" e una componente di inefficienza allocativa con distribuzione "two-sided". L'errore η_{ij} è invece una mistura di rumore statistico e di inefficienza allocativa. Una soddisfacente modellazione di tutte queste relazioni comporta problemi statistici assai rilevanti. Li tralascieremo⁸, vista anche la preferenza accordata, negli studi di Economia dei Trasporti, ad una procedura di stima semplificata che trascura completamente ogni considerazione sulla natura di "frontiera" della funzione di costo.

2. Gli studi sulla tecnologia e i costi nella produzione del trasporto urbano

Premesso che in questa rassegna ci occuperemo solo degli studi che hanno utilizzato forme funzionali cosiddette flessibili⁹, i criteri rilevanti per classificare questa ampia letteratura sono:

- 1) il tipo di funzione stimata: di produzione o di costo
- 2) il tipo di modello impiegato: frontiera o funzione media
- 3) il numero di outputs
- 4) il tipo di misura dell'output: orientati alla domanda o all'offerta
- 5) l'orizzonte temporale: breve o lungo periodo
- 6) la presenza di variabili ambientali
- 7) il campione utilizzato: cross-section, serie storica, panel

Per comodità espositiva procederemo ad esaminare prima gli studi basati sulla stima della funzione di produzione e poi quelli sulle funzioni di costo. Nella tabelle 1 e 2 sono riassunte le caratteristiche degli studi esaminati.

⁷Barten ha dimostrato che utilizzando il metodo della stima di massima verosimiglianza i risultati della stima sono invarianti alla scelta dell'equazione da eliminare.

⁸Ribadiamo il rimando alla rassegna di Bauer (1990) per un quadro delle possibili soluzioni a questo intricato problema.

⁹Gli studi che in questo modo restano fuori dalla rassegna sono quelli che hanno utilizzato specificazioni lineari, loglineari e la forma Cobb-Douglas. Per una rassegna anche di questi si rimanda a Berechman (1993).

Tutti gli studi esaminati hanno come oggetto il comportamento di imprese pubbliche che offrono servizi di trasporto urbano. La più recente letteratura positiva di finanza pubblica giunge alla conclusione che nel comportamento delle imprese pubbliche, quindi anche di quelle che offrono trasporto pubblico urbano, la minimizzazione del costo ai prezzi dati sia vincolata dal livello di domanda, dalla tecnologia disponibile e da alcune condizioni politiche che tendono a introdurre una preferenza per taluni inputs. Non c'è dubbio quindi che la minimizzazione del costo tout court sia un'ipotesi assai forte su cui costruire un modello descrittivo¹⁰ del comportamento di un'impresa di trasporto. Ciò nonostante la letteratura che esamineremo, trascurando queste radicali considerazioni critiche, si sviluppa tutta su quell'ipotesi di comportamento.

La stima della funzione di produzione è apparentemente libera dei problemi suddetti. In realtà, se si considera violata l'ipotesi di minimizzazione del costo, la stima del vettore di parametri β che compare nell'equazione (1) può risultare distorta dalla simultaneità fra output e inputs. Infatti questi ultimi risulterebbero essi stessi elementi endogeni nel problema di scelta dell'impresa. Questo problema sembra essere inevitabile¹¹.

2.1. Gli studi con stima della funzione di produzione

Gli studi basati sulla stima delle funzioni di produzione sono pochi, presentano caratteristiche significativamente diverse e portano quindi a risultati non facilmente confrontabili.

In uno dei primi studi del genere, Petretto e Viviani (1984) stimano una funzione di produzione su dati cross-section, riferiti al 1981, di 84 imprese di trasporto urbano italiane. Gli autori, per tenere in conto il ruolo delle caratteristiche qualitative del servizio e di quelle ambientali stimano un sistema composto da: 1) una funzione di produzione translogaritmica in cui l'output sono i chilometri prodotti e gli inputs sono le ore di lavoro e il numero di autobus e che contiene anche la velocità commerciale media come caratteristica del servizio, 2) una funzione che lega la velocità commerciale a due

¹⁰In effetti il nostro studio si intende in questo senso collocato in quello che Tulkens (1986) ha ribattezzato "performace approach".

¹¹Si veda Petretto e Viviani (1984), pg. 38. Alcuni miglioramenti sono conseguibili attraverso l'impiego delle tecniche panel.

variabili ambientali, la densità di popolazione e il numero di auto per chilometro di rete urbana. Quel che gli autori ottengono è una tipica funzione media da cui si traggono le seguenti conclusioni: 1) la tecnologia è a rendimenti di scala sostanzialmente costanti con un valore dell'elasticità di scala calcolata nel punto medio del campione pari a 0,978; 2) il grado di sostituzione fra i fattori è molto ridotto; 3) la presenza delle variabili ambientali sembra essere il principale fattore che determina la significatività delle stime dei parametri¹²; 4) si conferma una relazione inversa fra la velocità commerciale e le densità abitativa e di auto private.

*Tabella 1: Rassegna degli studi basati sulla stima della **funzione di produzione***

Autori	Tipo	Inputs	Outputs	Dati	Campione	Risultati
Gathon, 1989	funzione	n.lavoratori n. veicoli	posti-km	cross-section 1984	60 azienda di trasporto urbano e extra, Europa	- rendimenti di scala compresi fra 0,685 e 1,472
Petretto e Viviani, 1984	funzione con variabili ambientali e qualitative	ore-lavoro n. veicoli	km percorsi	cross-section 1981	84 azienda di trasporto urbano, Italia	- rendimenti di dscala costanti - bassa sostituibilità fra fattori - importanza delle variabili ambientali
Thiry e Tulkens, 1988	funzione + inefficienza tecnica	ore-lavoro n. veicoli energia	posti-km	mensili 1977-1985	3 azienda di trasporto urbano, Belgio	- rendimenti di scala costanti e crescenti
Viton P, 1986	frontiera con variabili tecnologiche	ore-guida altro lavoro n. veicoli energia	veicoli-km	cross-section 1979	67 azienda di trasporto urbano, USA	- rendimenti di scala decrescenti nel breve e nel lungo - bassa sostituibilità fra fattori - irrilevanza delle variabili tecnologiche

Questi risultati concordano con quanto ottenuta da Viton (1986), attraverso una stima di frontiera di produzione su 67 aziende degli Stati Uniti. Viton formula peraltro l'ipotesi di minimizzazione del costo a prezzi dati attraverso la quale giunge a specificare anche le condizioni di efficienza allocativa, ovvero di uguaglianza fra saggi marginali di sostituzione tecnica ed economica. Il modello così composto consente la stima di una misura dell'inefficienza tecnica e di quella allocativa per tutte le imprese contenute nel campione. I risultati ottenuti sono: 1) le variabili tecnologiche, età media del parco rotabile e percentuale dei servizi di "picco" sul totale, sono sostanzialmente irrilevanti; 2) i rendimenti di scala sono decrescenti sia nel breve, ovvero mantenendo

¹²Va detto che la qualità statistica delle stime non è certamente delle migliori, forse dovuta ad alcuni problemi di omogeneità nei dati del campione.

costante il parco veicoli, che nel lungo; 3) i livelli di sostituibilità fra i fattori sono molto ridotti; 4) non si osserva alcuna regolarità nella distribuzione dei gradi di inefficienza tecnica ed allocativa rispetto alla dimensione delle aziende¹³.

Gathon (1989) stima con i minimi quadrati una funzione di produzione translogaritmica su un campione di 60 aziende europee per l'anno 1984. Nel suo studio si ottengono gradi di economia di scala piuttosto variabili, compresi fra un minimo di 0,685 e un massimo di 1,472, peraltro senza una precisa relazione con la dimensione delle aziende.

Thiry e Tulkens (1988) procedono alla stima, su un campione di dati mensili per tre aziende belghe, di una funzione di produzione translogaritmica con il metodo dei minimi quadrati dopo aver depurato il set delle osservazioni di tutte le combinazioni produttive tecnicamente dominate. Gli autori osservano, in questo studio, rendimenti di scala costanti per una delle tre aziende del campione e rendimenti di scala lievemente crescenti per le restanti due. In uno studio con un campione analogo, Thiry (1985) osserva rendimenti di scala crescenti.

2.2. Gli studi con stima della funzione di costo

Al contrario degli studi basati sulla stima della funzione di produzione, quelli basati sulla funzione di costo sono assai numerosi ed omogenei nella loro formulazione. Nella stragrande maggioranza dei casi si ricorre infatti ad una stima SURE su dati cross-section del sistema composto dall'equazione di costo, totale o variabile, (11) e delle M-1 equazioni di factor-share (12). Nella rassegna non ci soffermeremo quindi su ciascuno di essi ma ci riferiremo ad alcune tabelle riepilogative.

La coerenza teorica di questi studi si basa su un insieme di ipotesi "mantenute" piuttosto significativo. Innanzitutto si ipotizza che l'impresa di trasporto minimizzi il costo, totale o variabile a seconda delle specificazioni, sotto il vincolo di una tecnologia di produzione che soddisfa le usuali condizioni di regolarità. Si presume inoltre che l'impresa sia "price-taker" sul mercato dei fattori. Infine si immagina che l'impresa essendo regolata da un autorità, non abbia autonomia nella scelta delle quantità di output da produrre. Pertanto i soli elementi di scelta pienamente endogeni all'impresa sono gli

¹³Anche in questo caso bisogna segnalare alcuni problemi di significatività delle stime, in particolare del coefficiente associato al numero di autobus.

ammontari di fattori utilizzati. In questo modo nell'equazione (8) tutti i regressori che compaiono nella specificazione della funzione di costo sono esogeni all'impresa ed i rispettivi parametri possono quindi essere stimati in modo corretto¹⁴.

Tabella 2: Rassegna degli studi basati sulla stima della *funzione di costo*.

Autori	Tipo	Inputs	Outputs	Dati	Campione
Andrikopoulos Loizidis Prodromidis 1992	Costo Tot + fact share	- n. lavoratori - energia - capitale	- n. passeggeri	annuali 1960-1986	Metro di Atene, Grecia
Berechman, 1983	Costo Tot + fact share	- gg. lavoro - n. veicoli	- ricavi lordi	trimestrali 1972-1979	Settore trasporto pubblico urbano e extra, Israele
Berechman, 1987	Costo Tot + fact share	- gg. lavoro - n. veicoli - energia - gg. lavoro manut.	- veicoli-km - passegg.- viaggi	trimestrali 1972-1981	Settore trasporto pubblico urbano e extra, Israele
Berechman e Giuliano, 1984	Costo Tot + fact share	- gg.-lavoro - n. veicoli	- veicoli-km - passegg.- viaggi	cross-section	Trasporto urbano, Stati Uniti
Button e O'Donnell, 1985	Costo Tot + fact share	- ore-lavoro - n. veicoli - km-veicolo	- ricavi - passeggeri trasportati	cross-section 1979	Trasporto urbano e extra in 44 contee, Regno Unito
Caves e Christensen, 1988	Costo Tot e Costo Var + fact share	- ore-lavoro - n. veicoli -	- passeggeri- km - bus-km - rete	cross-section	Trasporto urbano, Stati Uniti
De Borger, 1984	Costo Var + fact share	- ore-lavoro - n. veicoli - energia	- posti-km offerti	annuali 1951-1979	(NMVB) Azienda del trasporto regionale, Belgio
Fazioli, 1993	Costo Tot + fact share	- n. lavoratori - n.veicoli	- posti-km - rete	panel 1986-90	60 aziende di trasporto extraurbano, Italia
Filippini, Maggi e Prioni, 1992	Costo Tot + fact share	- ore-lavoro - energia - n. veicoli	- passeggeri- km - posti-km - rete	panel 1986-89	62 aziende di trasporto extraurbano, Svizzera
Filippini e Prioni, 1993	Funzione e frontiera OLS,EXP	- ore-lavoro - n. veicoli - energia	- posti-km - rete	cross-section 1989	93 azienda di trasporto extraurbano, Svizzera
Obeng, 1984	Costo Var + fact share	- n. lavoratori - n. veicoli	- passeggeri- km	cross-section	Trasporto Urbano, Stati Uniti
Thiry e Lawarree, 1987	Costo Var + fact share	- ore-lavoro - n. veicoli - energia	- posti-km	panel 1962-86	5 aziende di trasporto urbano, Belgio
Viton P, 1981	Costo Var + fact share	- ore-lavoro - n. veicoli - energia	- km percorsi	cross-section 1975	54 aziende di trasporto urbano, Stati Uniti
Williams e Dalal 1981	Costo Tot + fact share	- ore-guida - ore-riparaz. - n. veicoli - energia	- veicoli-km	cross-section 1976	20 aziende di trasporto urbano, Illinois
Windle, 1988	Costo Tot e Var + fact share	- ore-lavoro - energia - n. veicoli - 4 caratter. output	- passegg.-km	cross-section 1978	91 aziende di trasporto urbano, Stati Uniti

¹⁴Queste considerazioni spiegano in parte la preferenza accordata alla funzione di costo rispetto alla funzione di produzione, che in queste stesse ipotesi, piuttosto plausibili, soffre invece del noto "simultaneous-bias problem".

Per render conto dei risultati ottenuti in questi studi è opportuno suddividerli in due ambiti: i risultati tratti dalle elasticità di costo, i risultati tratti dalle elasticità di sostituzione tra i fattori. Il quadro complessivo degli studi passati in rassegna è presentato in Tabella 2. Prima di presentare i risultati è opportuno soffermarsi su alcuni concetti di economie di costo del tutto peculiari alla letteratura trasportistica.

Le funzioni di costo stimate sono sostanzialmente di tre tipi:

funzioni di costo totale del tipo: $CT=CT(y, w)$

funzioni di costo variabile del tipo: $CV=CV(y, w, K)$

funzioni di costo multiprodotto del tipo: $CT^M=CT^M(y_1, y_2, w)$

A partire da queste funzioni si possono ottenere misure diverse delle elasticità del costo rispetto all'output:

$$\begin{aligned}
 EC_{y1} &= \frac{\partial CT(y, w)}{\partial y} \frac{y}{CT(y, w)} \\
 EC_{y2} &= \frac{\partial CV(y, w, K)}{\partial y} \frac{y}{CV(y, w, K)} \\
 EC_{y3} &= \frac{\partial C^M(y_1, y_2, w)}{\partial y_1} \frac{y_1}{C^M(y_1, y_2, w)} \\
 EC_{y4} &= \frac{\partial C^M(y_1, y_2, w)}{\partial y_1} \frac{y_1}{C^M(y_1, y_2, w)} + \frac{\partial C^M(y_1, y_2, w)}{\partial y_2} \frac{y_2}{C^M(y_1, y_2, w)}
 \end{aligned} \tag{13}$$

Valori inferiori ad uno delle elasticità EC_{y1} e EC_{y2} rivelano la presenza rispettivamente di economie di scala di lungo e di breve, secondo una loro definizione tradizionale. L'uso delle elasticità EC_{y3} e EC_{y4} ha invece connotati peculiari all'Economia dei Trasporti. E' infatti pratica abbastanza comune quella di stimare una funzione di costo multiprodotto che contiene una misura del servizio prodotto, chilometri o posti-chilometro prodotti, e una o più variabili che colgono le caratteristiche qualitative di quel prodotto. In particolare una certa attenzione viene riservata al ruolo delle caratteristiche della rete servita, come elemento atipico che contraddistingue la produzione dei servizi di linea¹⁵. Negli studi che stimano funzioni

¹⁵L'attenzione per la rete ha trovato la sua prima espressione negli studi sulla produzione di servizi ferroviari; si veda al riguardo lo studio di Caves, Christensen, Threteway e Windle (1985). In questo settore la "fissità" della rete pone importanti problemi sull'efficienza di costo. Esistono ragioni molto

multiprodotto per *economie di densità della rete* si intende quindi la riduzione del costo unitario di produzione di una impresa di trasporto al crescere dell'output prodotto, data la dimensione della rete servita e il prezzo degli inputs. Per *economie di scala* si intende la riduzione del costi unitario al crescere dell'output quando la dimensione della rete di trasporto aumenta in misura proporzionale all'output¹⁶. Un altro concetto ricorrente è quello di *economie di intensità d'utilizzo*. Con esso si intende la riduzione del costo unitario per passeggero risultante dall'incremento dell'utenza servita su un sistema di trasporto data.

I risultati sulle economie di scala sono presentati nelle tre tabelle seguenti. Il quadro può essere sintetizzato come segue:

Tabella 3: Risultati sulle economie di scala nella produzione di servizi urbani negli studi con funzione di costo variabile

Autori	Dati	Campione	Outputs	Risultati sulle Economie di Scala
De Borger, 1984	annuali 1951-1979	(NMVB) Azienda del trasporto regionale, Belgio	- posti-km offerti	- Economie di scala variabili nel tempo e tuttavia presenti per gran parte del periodo campione
Caves e Christensen, 1988		aziende di trasporto urbano, Stati Uniti	- passeggeri-km - bus-km - rete	- Economie di intensità di utilizzo presenti - Presenza di economie di densità - Economie di scala di breve presenti - Economie di scala di lungo costanti
Obeng, 1984		piccole aziende di trasporto urbano, Stati Uniti	- passeggeri-km	- Economie di scala nel breve - Diseconomie di scala nel lungo
Thiry e Lawarree, 1987	panel 1962-86	5 aziende di trasporto urbano, Belgio	- posti-km	- Economie di scala nel breve - Si osservano economie di scala nel lungo se la funzione stimata contiene una componente "firm specific", mentre diseconomie se la funzione stimata è la medesima per tutte le imprese
Viton P, 1981	cross-section 1975	54 aziende di trasporto urbano, Stati Uniti	- km percorsi	- Economie di scala significative nel breve - Economie di scala nel lungo per le aziende piccole e diseconomie di scala nel lungo per le grandi

1) La presenza di economie di scala nel breve periodo resta confermata da tutti gli studi esaminati. Questo sembra rivelare la presenza di un *eccesso di capacità inutilizzata* attribuibile a due circostanze assai rilevanti per l'economia delle aziende di

plausibili che giustificano la relativa fissità della rete di una azienda di trasporto urbano: 1) un elemento di costo organizzativo dovuto alla necessità di ridefinire gli equipaggi e l'uso dei mezzi, 2) un elemento di costo infrastrutturale dovuto alle strutture fisse delle fermate, 3) un costo di divulgazione, 4) un costo in termini di consenso.

¹⁶In sostanza attraverso la stima delle economie di densità si riesce a valutare se esistono vantaggi di costo derivanti dall'impiego più intenso della rete di trasporto data. Mentre attraverso la misurazione delle economie di scala si può valutare il vantaggio di una maggiore dimensione aziendale o, ad esempio, della fusione di due imprese e delle rispettive reti.

trasporto: la massiccia contribuzione pubblica in conto capitale e la rilevanza del cosiddetto *peak-load problem*¹⁷.

2) L'evidenza sulla presenza di economie di scala di lungo periodo è assai incerta. Al riguardo ci sembra che il tipo di campione utilizzato e la costruzione del prezzo del capitale siano componenti cruciali nell'orientare i risultati. Negli studi sul trasporto extraurbano si evidenzia la presenza di significative economie di scala che decrescono al crescere della dimensione aziendale.

3) La presenza di economie di densità della rete è confermata da molti dei contributi esaminati.

4) Il settore è caratterizzato dalla presenza di significative economie di intensità di utilizzo che, in questo caso, rivelano la presenza di eccesso di capacità rispetto all'output effettivamente consumato.

Tabella 4: Risultati sulle economie di scala nella produzione di servizi urbani negli studi con funzione di costo totale

Autori	Dati	Campione	Outputs	Risultati sulle Economie di Scala
Andrikopoulos, Loizidis Prodromidis 1992	annuali 1960-1986	Metro di Atene, Grecia	- n. passeggeri	- Presenza di economie di scala
Berechman e Giuliano, 1984	cross-section	Trasporto urbano, Stati Uniti	- passeggeri-km - veicoli-km	- Presenza di economie di scala con passeggeri-km e di diseconomie di scala con veicoli-km
Button e O'Donnell, 1985	cross-section 1979	Trasporto urbano e extra in 44 contee, Regno Unito	- ricavi - passeggeri trasportati	- Economie di intensità di utilizzo presenti che decrescono con la dimensione dell'output
Caves e Christensen, 1988	cross-section	Trasporto urbano, Stati Uniti	- passeggeri-km - bus-km - rete	- Economie di scala ed economie di intensità di utilizzo più elevate che nel breve
Williams e Dalal 1981	cross-section 1976	20 aziende di trasporto urbano, Illinois	- veicoli-km	- Diseconomie di scala per le imprese piccole - Economie di scala presenti e crescenti con l'output per le grandi
Windle, 1988	cross-section 1978	91 aziende di trasporto urbano, Stati Uniti	- passeggeri-km	- Rendimenti di scala costanti - Economie di densità della rete presenti - Economie di intensità di utilizzo significative

¹⁷Il mantenimento della capacità necessaria per soddisfare la domanda di picco necessariamente crea capacità inutilizzate nelle fasi di stanca. L'introduzione di una variabile che spieghi tale circostanza è assai rara nella letteratura. Si veda Windle (1988).

Tabella 5: Risultati sulle economie di scala nella produzione di servizi extraurbani

Autori	Dati	Campione	Outputs	Risultati sulle Economie di Scala
Berechman, 1983	trimestrali 1972-1979	Settore trasporto pubblico urbano e extra, Israele	- ricavi lordi	- Economie di intensità di utilizzo significative
Berechman, 1987	trimestrali 1972-1981	Settore trasporto pubblico urbano e extra, Israele	- veicoli-km - passeggeri-viaggi	- Economie di scala significative
Fazioli, 1993	panel 1986-90	60 aziende di trasporto extraurbano, Italia	- posti-km	- Economie di scala e di densità della rete presenti su tutto il campione e decrescenti con la dimensione aziendale
Filippini, Maggi e Prioni, 1992	panel 1986-89	62 aziende di trasporto extraurbano, Svizzera	- posti-km - passeggeri-km	- Economie di scala e di densità della rete presenti su tutto il campione e decrescenti con la dimensione aziendale
Filippini Prioni, 1993	cross-section 1989	93 aziende di trasporto extraurbano, Svizzera	- posti-km	- Economie di scala e di densità della rete presenti su tutto il campione e decrescenti con la dimensione aziendale

Dall'analisi dei risultati concernenti le elasticità di sostituzione emerge che:

1) visti i valori assai contenuti delle elasticità di sostituzione la tecnologia di produzione può dirsi sostanzialmente a coefficienti fissi.

2) Lavoro e capitale risultano essere complementari.

3) Lavoro e carburante sono sostituiti anche se il grado di sostituibilità è assai modesto.

4) Tra capitale e manutenzione c'è sostituibilità.

L'evidenza sulle coppie restanti è invece assai modesta.

Tabella 6: Risultati sulle elasticità di sostituzione

studio	lavoro- capitale	lavoro- carbur	lavoro- manut	capitale- manut	capitale- carbur	carbur- manut
Andrikopoulos, Loizidis Prodromidis 1992	-0,07	0,28			1,43	
Berechman, 1987	-0,27	0,66	0,16	0,05	0,26	0,50
Berechman e Giuliano, 1984	-0,19	0,08	-0,16	0,81	0,85	-0,96
Button e O'Donnell, 1985		0,65	0,30			0,34
de Borger, 1984		0,55				
Obeng, 1984	1,16	0,92			0,87	
Thiry e Lawarree, 1987		0,62				
Viton, 1981		1,02				
Williams e Dalal, 1981	-0,12	0,02	-2,02	2,02	-0,15	-0,85

Sulla base delle elasticità di sostituzione è immediato stimare i valori delle elasticità al prezzo dirette ed incrociate delle domande dei fattori. L'evidenza, qui non riportata,

indica una domanda dei fattori sostanzialmente inelastica al prezzo e valori delle elasticità incrociate assai modesti.

3. La stima di un modello di costo variabile

In questa sezione presentiamo un modello parametrico di funzione di costo variabile per le aziende di trasporto pubblico locale stimato con dati panel. L'aspetto peculiare di questo studio, rispetto a quelli più diffusamente presenti in letteratura, è rappresentato dalla presenza di un input fisso, il capitale, nella funzione di costo stimata. Nostro scopo in questa sezione è mostrare in quale misura tale circostanza è rilevante tanto dal punto di vista teorico che da quello empirico. Preliminarmente è opportuno ribadire le ipotesi teoriche che rendono affidabile lo strumento ed argomentare sulla loro plausibilità e rilevanza empirica.

3.1. Le ipotesi

Come dicevamo, la funzione di costo fa corrispondere alle combinazioni di quantità di output y e di vettore dei prezzi dei fattori p la minima spesa necessaria per produrre quell'output a quei prezzi dei fattori, $C=c(y,p)=\min(px: y=f(x))$. Pertanto la stima di un modello di costo porta a risultati coerenti con la teoria qualora risultino plausibili le seguenti ipotesi:

1) l'impresa di trasporto minimizzi il costo, totale o variabile a seconda delle specificazioni, sotto il vincolo di una tecnologia di produzione che soddisfa le usuali condizioni di regolarità.

2) l'impresa sia "price-taker" sul mercato dei fattori

3) l'impresa, essendo regolata da un autorità, non abbia autonomia nella scelta delle quantità di output da produrre. Pertanto i soli elementi di scelta pienamente endogeni all'impresa sono le quantità dei fattori utilizzati esclusi quelli fissi.

In questo modo nell'equazione della funzione di costo tutti i regressori che compaiono nella specificazione della funzione di costo sono esogeni all'impresa ed i rispettivi parametri possono quindi essere stimati in modo corretto.

La prima ipotesi ci sembra in generale poco realistica dal punto di vista *descrittivo*. La più recente letteratura positiva di finanza pubblica suggerisce infatti che nel comportamento delle imprese pubbliche la minimizzazione del costo venga condotta oltre che rispetto ai vincoli usuali anche rispetto ad alcune condizioni politiche che

tendono ad introdurre una preferenza per taluni input. Tuttavia questa ipotesi resta molto rilevante se il modello viene interpretato in chiave *normativa*, seguendo le linee del cosiddetto "performance approach"¹⁸. Non c'è dubbio che negli ultimi anni l'obiettivo assegnato alle aziende di trasporto pubblico sia stato il contenimento dei disavanzi, da perseguire principalmente attraverso una riduzione dei costi delle gestioni. Ecco quindi che studiare le funzioni di costo delle imprese di trasporto nell'ipotesi di minimizzazione significa esaminarne le performance rispetto al principale obiettivo assegnato dal regolatore.

L'ipotesi di comportamento "price-taker" sul mercato dei fattori ci sembra abbastanza ragionevole. Qualche perplessità può suscitare l'ultima ipotesi, la cui ragionevolezza va valutata rispetto ad una accezione molto ampia di regolazione, che coinvolge l'autorità regionale, i comuni e la comunità degli utenti.

3.2. Il modello di costo stimato

In questo studio abbiamo stimato una funzione di costo variabile. Nella letteratura di Economia dei Trasporti la maggior parte dei risultati è stato ottenuto stimando una funzione di costo totale. L'ipotesi che l'impresa di trasporto si trovi in una posizione di equilibrio di lungo periodo, ovvero utilizzi il livello ottimale di tutti gli input ci sembrava tuttavia assai forte se riferita al caso italiano. Pertanto ci siamo basati su un modello di aggiustamento di breve periodo nell'ipotesi che l'impresa di trasporto non si trovi in equilibrio rispetto ad uno dei fattori impiegati, il capitale, mentre proceda ad aggiustare al meglio l'impiego dell'input lavoro.

In effetti il regime contrattuale del pubblico impiego in Italia ci porta ad ipotizzare che non vi sia una radicale differenza nei tempi di aggiustamenti di uno stock di capitale, come nel nostro caso il numero di autobus, e lo stock della forza lavoro. Se questo in gran parte è vero, è altrettanto vero che le politiche di ristrutturazione aziendale nel settore pubblico procedono in larga parte per aggiustamenti nel modo di utilizzare una forza lavoro modificabile solo attraverso strategie di prepensionamento e di riduzione del turnover.

Il modello che presentiamo intende tenere conto di questa peculiarità. Il processo produttivo cui implicitamente ci riferiamo associa alle combinazioni di tre input, il

¹⁸Si veda il contributo di Tulkens (1986).

lavoro impiegato nel comparto urbano, il lavoro impiegato in quello extraurbano e il capitale inteso come parco rotabile aziendale, la massima quantità di chilometri complessivamente offerti dall'azienda, urbani ed extraurbani. In questo modo, l'aggiustamento del mix produttivo dell'impresa di trasporti segue dalla soluzione di un problema di minimizzazione del costo di utilizzo del lavoro nei due impieghi alternativi, per produrre una quantità complessiva di chilometri preassegnata, dato il numero complessivo degli autobus aziendali e nell'ipotesi che questi possano essere adattati e destinati, a costi nulli, ad una produzione piuttosto che all'altra. Il modello di costo variabile avrà quindi la forma:

$$CV = h(y, w_U, w_E, K, t) \quad (14)$$

dove CV è il costo variabile, w_U e w_E misurano il costo unitario del lavoro, rispettivamente nel comparto urbano ed extraurbano, K è lo stock di capitale e t un indicatore del periodo di osservazione.

Come nella maggior parte degli studi presenti in letteratura abbiamo specificato la funzione di costo ricorrendo all'approssimazione translogaritmica. Per quel che riguarda il modello statistico, avendo a disposizione un panel, la scelta si è orientata naturalmente verso i modelli di regressione ad intercetta variabile. Pertanto il modello stimato è:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{CV_{lit}}{w_{Eit}}\right) = & \alpha_0 + \beta_Y \ln Y_{it} + \beta_L \ln\left(\frac{w_{Uit}}{w_{Eit}}\right) + \beta_K \ln K_{it} + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 + \\ & + \frac{1}{2} \beta_{LL} \left(\ln\left(\frac{w_{Uit}}{w_{Eit}}\right)\right)^2 + \beta_{YL} \ln Y_{it} \ln\left(\frac{w_{Uit}}{w_{Eit}}\right) + \beta_{YK} \ln Y_{it} \ln K_{it} + \\ & + \beta_{LK} \ln\left(\frac{w_{Uit}}{w_{Eit}}\right) \ln K_{it} + \beta_t \ln(t) + v_{it} + u_i \end{aligned} \quad (15)$$

dove v è la componente di errore statistico e u la componente di errore *firm specific* dovuta alle variabili non incluse nel modello. La normalizzazione rispetto al prezzo del lavoro nel comparto extraurbano consente di imporre la condizione teorica dell'omogeneità lineare nei prezzi.

Questa specificazione ci permette di tenere conto nella stima di tutta una serie di variabili che deliberatamente abbiamo preferito omettere per non aggravare i problemi di multicollinearità fra i regressori, tipicamente già gravi nelle specificazioni

translogaritmiche, prime fra tutte le variabili che descrivono la qualità del servizio offerto¹⁹.

3.3. Il campione e la costruzione dei dati

Il panel di cui disponiamo è composto dalle 9 aziende-consorzio di trasporto pubblico urbano dell'Emilia Romagna, operanti sui bacini di traffico provinciale, rilevate su un periodo di 9 anni dal 1986 al 1994. Va detto che il panel che abbiamo utilizzato è *unbalanced*, ovvero presenta un numero di osservazioni diverso per talune aziende. In particolare i dati concernenti le aziende 8 (ATR Forlì) e 9 (TRAM Rimini) erano utilizzabili solo per gli ultimi tre anni.

Tutti i dati utilizzati sono tratti da documenti disponibili presso l'Assessorato al Trasporto dell'Emilia-Romagna.

Nel formulare il modello abbiamo scelto una rappresentazione della struttura dei costi che comprende le seguenti grandezze: il costo variabile, il prezzo del fattore lavoro nel comparto urbano ed extraurbano, lo stock di capitale, la variabile che misura l'output prodotto.

Tabella 7: Aziende di trasporto pubblico considerate nello studio: dati medi sul periodo campione (1986-1994)

azienda	codice	km prodotti	km prodotti urbano	km prodotti extraurbano	n° dipendenti	n° autobus	costo variabile per km
A.C.A.P. Piacenza	1	6.986.510	2.520.395	4.466.114	388	182	3.930
T.E.P. Parma	2	11.293.223	5.305.643	5.987.580	744	359	4.274
A.C.T. Reggio Emilia	3	8.251.486	3.918.589	4.332.897	462	242	3.593
A.T.C.M. Modena	4	11.525.493	4.160.417	7.365.076	721	373	3.961
A.T.C. Bologna	5	33.289.059	17.188.853	16.100.206	2528	892	5.055
A.C.F.T. Ferrara	6	9.142.957	2.436.372	6.706.585	452	250	3.253
A.T.R. Forlì	7	7.916.969	2.737.335	5.179.634	405	208	3.030
A.T.M. Ravenna	8	3.520.323	2.693.050	827.273	190	74	3.657
T.R.A.M. Rimini	9	6.716.883	5.350.188	1.366.695	396	141	4.283

Fonte: Assessorato al Trasporto dell'Emilia-Romagna.

- 1) Il *costo variabile* è ottenuto sommando le spese per il personale e le spese che nel modello regionale sono contabilizzate come costi industriali di esercizio. Queste ultime comprendono il costo per carburanti, lubrificanti, pneumatici, pezzi di

¹⁹ Filippini (1991), nel suo studio sulla struttura dei costi delle ferrovie svizzere, ha offerto un importante saggio dei gravi problemi cui la multicollinearità dei regressori presente nelle specificazioni multiprodotto può condurre.

ricambio, riparazioni e altri costi variabili direttamente connessi alla intensità di utilizzo del parco veicoli.

- 2) Il *prezzo del lavoro* è stato definito in modo ampio per misurare il costo di impiego di una unità aggiuntiva di lavoro in un comparto. E' stato quindi ottenuto dividendo le spese per il personale e i costi industriali in ciascun comparto per il numero dei dipendenti impiegati in quello. In questo modo abbiamo attribuito al lavoro componenti del costo che spesso vengono imputati ad un input composito²⁰.
- 3) Lo *stock del capitale* è misurato dal numero di veicoli appartenenti al parco rotabile medio annuale, ponderato con l'età media dello stesso. Abbiamo cioè moltiplicato il numero di veicoli di ciascuna azienda per la loro età media e diviso per il valore mediano sul campione. Questa ponderazione ci permette di scontare l'effetto della diversa efficienza dei parchi rotabili e, soprattutto, di tenere conto del fenomeno di immatricolazione di mezzi non utilizzati, che caratterizza pesantemente questo settore. Infatti, poiché i sussidi regionali per il rinnovo dei parchi rotabili vengono assegnati con priorità alle aziende aventi i mezzi più vecchi, spesso conviene alle aziende immatricolare anche veicoli non impiegati nella produzione del servizio²¹.
- 4) L'*output* è stato misurato dal numero dei chilometri complessivamente prodotti, urbani ed extra. Questa misura sembra essere la più opportuna per un'analisi dell'offerta a differenza di misure come il numero di viaggiatori-chilometro che coinvolgono direttamente il comportamento della domanda²².

In questo studio abbiamo preferito non deflazionare i valori delle variabili monetarie. Così facendo non ci siamo posti il problema dell'individuazione del deflatore più adatto, pur perdendo la possibilità di interpretare il coefficiente associato all'indicatore temporale come progresso tecnico.

²⁰ Si veda ad esempio lo studio di Button e O'Donnell (1985).

²¹ Questa ponderazione si è rivelata assai utile anche per la stima. Infatti ci ha consentito di moderare il problema di multicollinearità che la pesante parametrizzazione della forma translog inevitabilmente comporta.

²² Tra gli studi che hanno fatto uso di tali indicatori di domanda soddisfatta possiamo ricordare Androikopoulos, Loizidis e Prodromidis (1992), Berechman (1983, 1987), Berechman e Giuliano (1984), Caves e Christensen (1988), Filippini, Maggi e Prioni (1992), Obeng (1984), Windle (1988). Sulla scorta di questi modelli è stato elaborato il concetto di economie di intensità di utilizzo per indicare il comportamento del costo per passeggero al crescere dell'utenza servita su un sistema di trasporto di capacità data.

3.4. I risultati

Per offrire un quadro completo presentiamo due stime²³, quella effettuata con i minimi quadrati (d'ora in poi *OLS*) e la stima panel Fixed Effect (d'ora in poi *LSDV*). Nel primo paragrafo presentiamo le stime dei parametri della funzione di costo variabile nelle due formulazioni e la relativa batteria di test statistici. Nel secondo paragrafo presentiamo i risultati sulle economie di scala confrontando le due formulazioni. Nel paragrafo terzo discutiamo gli andamenti delle curve di costo medio e marginale. Nel quarto paragrafo discutiamo infine i risultati dell'analisi dell'inefficienza di costo.

3.4.1. I risultati della stima della funzione di costo variabile

La Tabella 8 contiene i risultati della stima della funzioni di costo variabile. Visto che nel nostro studio tutte le variabili sono espresse in forma logaritmica e sono normalizzate rispetto al valore mediano, i coefficienti di primo ordine della funzione translogaritmica sono da interpretare come elasticità di costo nel punto mediano del campione.

I risultati riportati sono abbastanza soddisfacenti. I segni dei parametri sono quelli attesi, ad eccezione di quello associato al fattore fisso nella stima OLS. Il fatto che il costo variabile aumenti all'aumentare dello stock di fattore fisso non è infatti coerente con la teoria delle funzioni di costo. A questo riguardo nella letteratura si è sviluppato un intenso dibattito. Infatti il segno negativo del parametro associato al fattore capitale nella stima di funzioni di costo variabile, pare essere un problema del tutto generale che contraddistingue l'adozione di tale modello, tanto in questo che in altri ambiti. L'interpretazione di Caves, Christensen, Tretheway e Windle (1985) è che il segno positivo di β_K sia indice di un'industria che non minimizza i costi di lungo periodo e che quindi impiega nella produzione uno stock di capitale troppo elevato. Tuttavia poiché il problema si manifesta con una certa continuità non ci pare che questo genere di argomentazioni possa fornire di volta in volta le giustificazioni sufficienti. Al contrario ci paiono più ragionevoli le considerazioni sviluppate da Filippini (1991, 1996) e da Gouyomard e Vermersch (1989) per i quali la spiegazione del segno positivo è da attribuirsi ad un problema econometrico di multicollinearità nel caso in cui la

²³ Le stime, di cui presentiamo i risultati in questa sezione, sono state effettuate con il pacchetto econometrico LIMDEP, versione 6.0.

correlazione fra la variabile dipendente e l'indicatore del capitale è positiva. D'altronde quando la tecnica produttiva prevede la sostituibilità fra fattori, l'aumento di un fattore fisso permette la sostituzione di parte degli input variabili²⁴.

Tabella 8: Risultati della stima della funzione di costo variabile (fra parentesi gli errori standard)

Coefficiente	modello OLS	modello LSDV
β_Y	0,895*** (0,127)	0,698*** (0,080)
β_K	0,238*** (0,088)	-0,065 (0,047)
β_L	1,828*** (0,362)	1,705*** (0,157)
β_{YY}	0,829 (0,864)	0,448 (0,399)
β_{KK}	0,925 (0,611)	-0,159 (0,248)
β_{LL}	-29,004*** (6,547)	-12,618*** (2,806)
β_{YK}	-0,802 (0,704)	-0,091 (0,279)
β_{YL}	0,151 (1,584)	-0,460 (0,645)
β_{LK}	-1,048 (1,227)	0,225 (0,527)
β_T	-0,102*** (0,019)	-0,042*** (0,010)
α_0	17,572*** (0,032)	
R ² aggiustato	0,9849	0,9979
Log-likelihood	82,862	156,537

***: parametri significativamente diversi da zero al 99%.

Per quel che concerne il confronto fra la stima OLS e la stima LSDV si può vedere che le differenze significative nei parametri stimati si limitano a due casi: quello del coefficiente di prim'ordine del prezzo del lavoro, β_{LL} , e quello del coefficiente associato all'indicatore temporale. Le differenze, molto marcate soprattutto nel primo caso, sono

²⁴ Nel caso specifico del trasporto pubblico locale è stato evidenziato che fattore lavoro e fattore capitale sono complementi e che la relazione fra capitale e componenti dell'input composito è incerta e comunque poco rilevante. Pertanto, viste le scarse possibilità di sostituzione, parrebbe venir meno la necessità di un andamento decrescente del costo variabile all'aumentare dello stock di capitale fisso. Si vedano a questo riguardo gli studi già citati nella nota precedente.

da attribuirsi al tipico effetto di distorsione delle stime *pooled* con dati panel. In particolare la situazione del nostro campione è paradigmatica in quanto esso contiene una azienda di grande dimensioni, due aziende di dimensioni medio piccole e 6 aziende omogeneamente piccole. In queste circostanze la mancata considerazione di effetti fissi legati al dimensionamento aziendale portano ad una grave distorsione dei coefficienti di pendenza.

Tabella 9: Stime degli effetti fissi

Azienda	Effetto fisso	Errore standard
1	17,3882	0,0292
2	17,7758	0,0245
3	17,4498	0,0202
4	17,6971	0,0264
5	18,1919	0,1754
6	17,4124	0,0170
7	17,3182	0,0305
8	17,1044	0,0975
9	17,4455	0,0424

Pertanto possiamo ritenere verificate, pienamente per la stima LSDV e solo parzialmente per la stima OLS, rispetto al punto di approssimazione, le condizioni di regolarità²⁵ che ci permettono di applicare la teoria del duale e quindi di trarre dai risultati delle stime delle funzioni costo alcune informazioni concernenti la tecnologia.

Dal punto di vista statistico i risultati non si possono dire pienamente soddisfacenti. Tuttavia riteniamo che tale aspetto debba essere considerato soppesando i vantaggi teorici e gli svantaggi statistici. L'approccio uniequazionale alla stima di una forma funzionale flessibile, adottato in questo studio, presenta, dal punto di vista statistico, le difficoltà dovute alla pesante parametrizzazione della forma translogaritmica e alla possibile presenza di multicollinearità fra i regressori. Anche il ricorso alla stima panel presenta vantaggi e costi. Si è detto dell'importanza di portare alla luce il ruolo delle variabili omesse. La scarsa significatività di molti parametri rivela peraltro il costo del ricorso a questo stimatore. Valutando tutti questi aspetti, ci sembra di poter affermare che i risultati conseguiti sono comunque complessivamente soddisfacenti.

²⁵Si tratta delle condizioni di monotonicità nei prezzi e nell'output, quote dei fattori di produzione positivi e matrice Hessiana semidefinita negativa.

3.4.2. I risultati sulle economie di scala

Nella Tabella 10 vengono presentati gli indicatori di economie di scala per le nove aziende del nostro campione. In questo studio abbiamo preferito presentare gli indicatori riferiti a ciascuna azienda. L'interpretazione degli indicatori in questo caso deve essere particolarmente cauta, perché le valutazioni delle economie di scala di ciascuna azienda sono influenzate dalla distanza di questa dal punto di approssimazione della funzione di costo. Non bisogna infatti dimenticare che l'approssimazione translogaritmica alla "vera" funzione di costo è tanto migliore quanto più si è vicini al punto di approssimazione.

Per il calcolo degli indicatori di economie di scala di lungo periodo abbiamo proceduto adottando l'approccio di Caves, Christensen e Swanson (1981). Ovvero, abbiamo calcolato l'espressione seguente²⁶:

$$ES_{CV} = \frac{1 - \frac{\partial CV}{\partial K}}{\frac{\partial CV}{\partial Y} \frac{Y}{CV}} \quad (16)$$

sostituendo nelle formule lo stock del capitale esistente piuttosto che quello di equilibrio di lungo periodo. Applicando questo metodo, quindi, non si è sicuri di misurare le economie di scala e di densità lungo il sentiero d'espansione²⁷. Nella letteratura si può constatare che nella maggior parte degli studi concernenti la misura di economie di scala e/o di scala spaziali del settore pubblico viene adottato questo approccio.²⁸

Questo metodo risulta infatti più indicato per una serie di motivi. Innanzitutto, da un punto di vista empirico questo approccio rende possibile il calcolo delle economie di scala e di densità senza dover conoscere il prezzo del capitale, la cui determinazione è oggetto di accese discussioni²⁹. Secondo, i risultati conseguiti con questo metodo offrono implicazioni più utilizzabili nei dibattiti di politica industriale. Infatti essi

²⁶ Per una derivazione di queste espressioni si veda Caves, Christensen e Swanson (1981) oppure Friedlander e Spady (1981).

²⁷ Per una interessante discussione su questo problema e sulla possibile imprecisione dei risultati ottenuti, si veda Braeutigam e Daughety (1983), p.28.

²⁸ Si veda Caves, Christensen e Swanson (1981), Callan (1991) e Filippini (1995).

²⁹ Si veda Nelson (1985), p.274.

forniscono informazioni sulle economie di scala raggiunte dalle imprese in un assetto nel quale queste potrebbero essere indotte, a causa della regolamentazione esistente, a non scegliere combinazioni di input che giacciono sul sentiero d'espansione. Terzo, utilizzando questo metodo si è in grado d'effettuare un paragone dei risultati ottenuti con quelli trovati in altri studi analoghi.

L'indicatore di economia di scala di breve periodo, che potremmo chiamare anche economie di intensità d'uso del capitale, è calcolato come il reciproco dell'elasticità di costo rispetto all'output, mentre quella di lungo periodo come il reciproco dell'elasticità di costo. Valori maggiori di uno indicano la presenza di economie di scala, valori minori di uno quella di diseconomie di scala.

Tabella 10: Indicatori delle economie di scala, medie sul periodo

Azienda	km prodotti	modello OLS		modello FIXED EFFECT	
		economie di scala di breve	economie di scala di lungo	economie di scala di breve	economie di scala di lungo
5	33.289.059	1,1067	0,6504	0,8581	1,2038
4	11.525.493	1,2439	0,8000	1,2887	1,4785
2	11.293.223	1,3132	0,7469	1,2887	1,4931
6	9.142.957	1,1079	0,8379	1,3853	1,4914
3	8.251.486	1,1119	0,8933	1,5003	1,5630
7	7.916.969	0,9419	0,9876	1,5560	1,5423
1	6.986.510	1,0230	0,9375	1,6217	1,5963
9	6.716.883	0,8746	0,9725	1,6009	1,5162
8	3.520.323	0,9161	1,0134	2,2488	1,8598

Come si vede la stima OLS suggerisce la presenza di significative diseconomie di scala di lungo periodo mentre tale indicazione è fortemente contraddetta dalla stima LSDV. Questa contraddizione è in gran parte motivata dall'impatto sull'elasticità di scala del segno del parametro associato al capitale. Il segno positivo della stima LSDV, infatti è tale che in corrispondenza di variazioni equiproporzionali di tutti i fattori il contributo del capitale agisca nel senso di accrescere il costo totale in modo meno che proporzionale.

Anche i risultati sulle economie di scala di breve periodo sono sensibilmente sottostimati dalla stima OLS. Solo in due casi l'indicatore di economie di scala è inferiore con la stima LSDV. Tale risultato suggerisce quindi che la stima LSDV oltre a

presentare l'effetto del cambio di segno del parametro associato al capitale assegna un peso maggiore anche alle economie di scala anche a capitale fisso.

Entrambe queste indicazioni, indubbiamente assai rilevanti dal punto di vista di una politica di settore, si sarebbero perse qualora l'analisi fosse stata condotta con il solo stimatore OLS. Il quadro messo in luce dai risultati della stima LSDV presentati in Tabella 10 può così riassumersi:

1) rispetto alla produzione chilometrica si osservano economie di scala di breve periodo piuttosto rilevanti su tutto il campione, ad eccezione dell'azienda 5, che presenta lievi diseconomie di scala. Questi indicatori ci dicono che è possibile ottenere economie di costo aumentando la produzione con lo stock di capitale dato. Pertanto possiamo dedurre che tutte le aziende del campione operano ad una dimensione d'azienda non efficiente, ovvero che lo stock di capitale è sotto utilizzato. Ciò vale in particolare per l'azienda 8, l'azienda 1, e l'azienda 9³⁰.

2) Per quanto riguarda le economie di scala di lungo periodo, tutte le aziende presentano indicatori ampiamente superiori ad 1. Ciò significa che dall'ampliamento della dimensione complessiva dell'azienda, output, input variabili e input fisso bisogna attendersi un incremento meno che proporzionale dei costi variabili. Rispetto all'equilibrio di lungo periodo possiamo dedurre quindi che tutte le aziende operano in condizioni di sotto dimensionamento.

3) L'andamento degli indicatori di economie di scala tanto di breve che di lungo è correlato negativamente alla dimensione produttiva delle aziendale. Ovvero pur sussistendo ingenti economie di scala, il settore è caratterizzato da una funzione di produzione il cui grado di economie di scala decresce al crescere della dimensione aziendale.

3.4.3. L'andamento dei costi medi e marginali

Per fornire un'immagine completa della struttura del costo delle aziende di trasporto urbano dell'Emilia Romagna abbiamo proceduto, sulla base del nostro modello statistico, alla stima del costo marginale. Il dato riferito all'ultimo anno a disposizione è

³⁰La nostra conoscenza del settore ci consente di ritenere che il vincolo principale alla espansione dell'output nel breve periodo sia da attribuirsi, specialmente nei primi due casi (Ravenna e Reggio-Emilia), alla debolezza della domanda. Per l'azienda 5 (Bologna) vale il discorso opposto, sebbene l'indicazione della presenza di diseconomie sia assai debole.

riportato in Tabella 11 insieme al costo medio aziendale osservato in quell'anno e a quello previsto dal modello. Il costo marginale è stato calcolato sfruttando la seguente relazione:

$$\frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Y} = \frac{\partial CV}{\partial Y} \frac{Y}{CV} \quad (16)$$

e quindi nel caso del nostro modello il costo marginale sarà:

$$\frac{\partial CV}{\partial Y} = \left[\alpha_Y \ln Y + \alpha_{YY} \ln Y + \alpha_{YL} \ln \left(\frac{w_U}{w_E} \right) + \alpha_{YK} \ln K \right] \times \frac{CV}{Y} \quad (17)$$

Tabella 11: Costi medi e costi marginali nell'anno 1994. Dati ordinati per dimensione produttiva.

azienda	milioni di km prodotti	costo variabile medio	costo variabile medio stimato	costo marginale
5	31.921	6.134	6.001	7.023
4	10.571	5.190	5.123	3.640
2	10.373	5.146	5.145	4.027
3	8.618	4.145	4.303	2.763
7	7.526	3.704	3.767	2.494
6	7.419	4.445	4.337	2.676
9	6.906	4.205	4.377	2.789
1	6.589	4.721	4.616	2.838
8	3.841	3.867	3.880	1.675

Vorremmo innanzitutto far notare la buona prestazione del modello nell'approssimare i costi medi chilometrici. Per ciò che concerne il merito dei risultati, il raffronto fra costo medio e costo marginale conferma, evidentemente, i risultati ottenuti sulle economie di scala. Infatti solo l'azienda 5 (ATC di Bologna) presenta un costo marginale superiore a quello medio, a ribadire quanto prima notato circa il suo sopra dimensionamento. Non si rileva infine l'esistenza di una evidente e precisa relazione positiva fra dimensione aziendale e costo marginale, sebbene ciò valga per i due casi estremi.

3.4.4. Gli indicatori di efficienza alla Greene e la stima dei costi standard efficienti

Prima di presentare questi risultati occorre ribadire che essendo l'ipotesi di minimizzazione del costo molto lontana dall'essere un'ipotesi *positiva* credibile, ci sembra opportuno interpretare l'inefficienza in chiave *normativa*, ovvero valutando in che misura le aziende hanno raggiunto nei fatti gli obiettivi che ad esse sono stati a

priori assegnati. In questo senso, le nostre stime dell'inefficienza vanno attribuite a tutti quei fattori, specifici alle aziende o attribuibili all'evoluzione del contesto in cui operano, che le hanno allontanate dal conseguimento dell'obiettivo imposto. Va detto inoltre che questi risultati sono da considerare nell'ambito delle ipotesi che contraddistinguono il modello di costo stimato. In particolare la misura della "abilità a minimizzare il costo" viene calcolata considerando dati i prezzi dei fattori e lo stock di capitale.

La Tabella 12 contiene la graduatoria delle aziende sulla base dell'indicatore di inefficienza alla Greene derivabile dai due modelli stimati. Nel caso del modello OLS abbiamo costruito gli indicatori di Greene per ciascuna osservazione e successivamente abbiamo costruito la media *firm-specific*. Nel caso del modello FIXED abbiamo semplicemente sottratto all'effetto fisso di ciascuna azienda il valore dell'effetto fisso più piccolo (quello dell'azienda 9).

Tabella 12: *Graduatoria delle aziende secondo gli indicatori di inefficienza alla Greene.*

modello OLS		modello FIXED		graduatoria dimensioni aziendali
azienda	score	azienda	score	
6	0,0604	8	0,0000	6°
7	0,1042	7	0,2138	5°
3	0,1352	1	0,2838	4°
5	0,1430	6	0,3080	1°
8	0,1487	9	0,3411	9°
4	0,1652	3	0,3454	2°
1	0,1659	4	0,5926	8°
2	0,2119	2	0,6714	3°
9	0,2477	5	1,0875	7°

Tabella 13: *Stime dei costi medi efficienti, anno 1994.*

azienda	milioni di km prodotti	costo variabile medio stimato	inefficienza -10%		inefficienza -15%		inefficienza -20%	
			costo variabile medio	riduzione di costo realizzata	costo variabile medio	riduzione di costo realizzata	costo variabile medio	riduzione di costo realizzata
1	6.589	4.616	4.487	-2,8%	4.424	-4,2%	4.362	-5,5%
2	10.373	5.145	4.811	-6,5%	4.652	-9,6%	4.498	-12,6%
3	8.618	4.303	4.157	-3,4%	4.086	-5,0%	4.016	-6,7%
4	10.571	5.123	4.828	-5,8%	4.687	-8,5%	4.550	-11,2%
5	31.921	6.001	5.382	-10,3%	5.098	-15,1%	4.828	-19,5%
6	7.419	4.337	4.205	-3,0%	4.141	-4,5%	4.078	-6,0%
7	7.526	3.767	3.687	-2,1%	3.648	-3,2%	3.609	-4,2%
8	3.841	3.880	3.880	0,0%	3.880	0,0%	3.880	0,0%
9	6.906	4.377	4.230	-3,4%	4.158	-5,0%	4.088	-6,6%

Sulla base del modello di costo completo abbiamo poi proceduto alla stima dei costi chilometrici efficienti. Questi sono ottenuti eliminando dal costo stimato parte della componente dovuta all'inefficienza calcolata con l'indicatore di Greene. In particolare abbiamo calcolato, Tabella 13, i costi medi chilometrici in corrispondenza di una riduzione della componente di inefficienza aziendale del 10, 15 e 20% nonché i corrispondenti valori della riduzione percentuale dei costi che si realizza.

Conclusioni

In sede di conclusioni ci pare opportuno riassumere sinteticamente il quadro delle indicazioni emerse dall'indagine.

1) Dal nostro studio abbiamo rilevato la presenza di rilevanti economie di scala di breve periodo su tutto il campione, ad eccezione dell'azienda 5. Pertanto si può desumere che tutte le aziende del campione operano ad una dimensione produttiva non efficiente facendo uso insufficiente del capitale di dotazione.

2) Le economie di scala di lungo periodo appaiono molto ingenti per tutte le aziende. Ciò significa che dall'ampliamento della dimensione complessiva dell'azienda, output, input variabili e input fisso bisogna attendersi un incremento meno che proporzionale dei costi variabili. Rispetto all'equilibrio di lungo periodo possiamo dedurre quindi che tutte le aziende operano in condizioni di sotto dimensionamento.

3) Il settore risulta caratterizzato da una funzione di produzione il cui grado di economie di scala decresce al crescere della dimensione aziendale.

4) Le indicazioni offerte dalla stima dei costi marginali sono di grande rilevanza per la politica di sussidiazione. Infatti, aziende con costi marginali elevati avranno difficoltà maggiori delle altre nel migliorare la qualità del servizio attraverso una intensificazione delle corse. Quindi, politiche di offerta molto pronunciate possono essere sostenute solo se la domanda è potenzialmente molto reattiva all'incremento della qualità del servizio.

5) La stima degli indicatori di inefficienza rivela l'esistenza di significativi spazi di aggiustamento delle prestazioni, soprattutto per le imprese. La stima dei costi medi efficienti suggerisce infine che l'ampiezza dei risparmi di costo ottenibili con la rimozione dell'inefficienza. Le più lontane dal costo medio efficiente risultano essere ancora una volta le imprese maggiori.

Bibliografia

- Aigner, D., Knox Lovell, C. A. e Schmidt, P., 1977, "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.
- Andrikopoulos, A.A., Loizidis, J. e Prodromidis, K.P., 1992, "Technological change and scale economies in urban transportation", *International Journal of Transport Economics*, 19, pp. 127-147.
- Bauer, P., 1990, "Recent developments in the econometric estimation of frontiers", *Journal of Econometrics*, 46, pp. 39-56.
- Berechman, J. e Giuliano, G., 1984, "Analysis of the cost structure of an urban transit property", *Transportation Research B*, 18, pp. 277-287.
- Berechman, J., 1983, "Analysis of costs, economies of scale and factor demand in bus transit", *Journal of Transport Economics and Policy*, 17, pp. 1-16.
- Berechman, J., 1987, "Cost structure and production technology in transit: an application to Israeli bus transit sector", *Regional Science and Urban Economics*, 17, pp. 519-534.
- Berechman, J., 1993, *Public Transit Economics and Deregulation Policy*, North-Holland, Amsterdam.
- Braeutigam, R. R. e Daughety A. F., 1983, "On the Estimation of Returns to Scale using Variable Cost Functions", *Economics Letters* 11, pp. 25-31.
- Button, K. e O'Donnell, K.H., 1985, "An examination of the cost structures associated with providing urban bus services", *Scottish Journal of Political Economy*, 32, pp. 67-81.
- Callan, S.J., 1991, "The Sensitivity of Productivity Growth Measures to Alternative Structural and Behavioral Assumptions: An Application to Electric Utilities 1951-1984", in *Journal of Business & Economics Statistics* 9.
- Caves, D.W. e Christensen, L.R., 1988, "The importance of economies of scale, capacity utilization and density in explaining inter-industry differences in productivity growth", *The Logistics and Transportation Review*, 2, pp. 3-32.

- Caves, D.W., Christensen, L.R. e Swanson, J.A., 1981, "Productivity growth, scale economies and capacity utilization in U.S. railroads, 1955-74", *American Economic Review*, pp. 994-1002.
- Caves, D.W., Christensen, L.R. e Tretheway, M.W., 1983, "Productivity performance of U.S. truck and local service airlines in an era of deregulation", *Economic Inquiry*, 21, pp. 312-324.
- Caves, D.W., Christensen, L.R., Tretheway, M.W. e Windle, R.J., 1985, "Network effects and the measurement of economies of scale and density for U.S. railroads", in Daughtey, A.F., edito da, *Analytical Studies in Transport Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- De Borger, B., 1984, "Cost and productivity in regional bus transportation: the Belgium case study", *Journal of Industrial Economics*, 37, pp. 35-54.
- Dodgson, J.S. e Topham, N., edito da, 1988, *Bus Deregulation and Privatization*, Avebury, Aldershot.
- Farrell, M.J., 1957, "The measurement of productive efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, pp. 253-281.
- Fazioli, R., 1993, "L'offerta di servizi pubblici soggetti a riserva: l'efficienza dell'offerta pubblica e privata a confronto. Il caso del trasporto pubblico regionale su strada", *Quaderni CIFREL*, n. 2, Università di Ferrara.
- Filippini, M., 1991, *La struttura dei costi delle ferrovie private Svizzere secondo la teoria del duale: implicazioni per una politica delle fusioni*, tesi di Dottorato, Institute for Empirical Research in Economics, Università di Zurigo.
- Filippini, M., 1995, "Elements of the Swiss Electricity Market". Mimeo Università di Zurigo.
- Filippini, M., 1996, "Economies of Scale and Utilization in the Swiss Electric Power Distribution Industry", in *Applied Economics*, di prossima pubblicazione
- Filippini, M., Maggi, R. e Prioni, P., 1992, "Inefficiency in a regulated industry: the case of the Swiss regional bus companies", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 63, pp. 437-455.
- Filippini, M. e Prioni, P., 1993, "Is scale and cost inefficiency in the swiss bus industry a regulatory problem? Evidence from a frontier cost approach", paper presentato alla

- 38° Conferenza Internazionale della Applied Econometrics Association, Atene, Aprile 13-13, 1993.
- Friedlaender, A.F. e Spady, R., 1981, *Freight Transport Regulation: Equity, Efficiency, and Competition in the Rail and Trucking Industries*, MIT Press.
- Gathon, H.J., 1989, "Indicators of partial productivity and technical efficiency in the European urban transit sector", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 60, pp. 43-59.
- Greene, W., 1980, "Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions", *Journal of Econometrics*, 13, pp. 27-56.
- Greene, W., 1993, "The econometric approach to efficiency analysis", in Fried, H.O., Knox Lovell, C.A. e Schmidt, S.S., edito da, *The measurement of productive efficiency*, Oxford University Press, Oxford.
- Guyomard, H. e Vermersch, D., 1989, "Derivation of long-factor demands from short-run responses", *Agricultural Economics*, 3, pp. 213-230.
- Hsiao, C., 1986, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Jara-Diaz, S.R., 1982, "The estimation of transport cost function: a methodological review", *Transport Reviews*, 2, pp. 257-278.
- Jondrow, J., Knox Lovell, C.A., Materov, I. e Schmidt, P., 1982, "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic production function model", *Journal of Econometrics*, 19, pp. 233-238.
- Nelson, R.A., 1985, "Returns to Scale from Variable and Total Cost Functions", *Economic Letters* 18: 271-276.
- Obeng, K., 1984, "The economics of bus transit operation", *The Logistic and Transportation Review*, 20, pp. 45-65.
- Oum, T.H. e Tretheway, M.W., 1989, "Hedonic vs general specification of the translog cost function", *The Logistic and Transportation Review*, 25, pp. 3-22.
- Perelman, S. e Thiry, B., 1989, *Productivity studies of transport companies*, special issue di *Annals of Public and Cooperative Economics*, 60.
- Petretto, A. e Viviani, A., 1984, "An economic model for cross-section analysis for the production of urban transport services", *Economic Notes*, 13, pp. 35-64.

- Schmidt, P. e Sickles, R.C., 1984, "Production frontiers and panel data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, pp. 367-374.
- Thiry, B. e Lawarree, J., 1987, "Productivité, cout et caracteristiques technologiques des societes belges de trasport urbain", *Annales de l'Economie Publique, Sociale et Cooperative*, 4, pp. 368-396.
- Thiry, B. e Tulkens, H., 1988, "Allowing for technical inefficiency in parametric estimates of production functions", CORE discussion paper n. 8841, Université Catholique de Louvain.
- Tulkens, H., 1986, "The performance approach in public enterprise economics", *Annals of Public and Cooperative Economics*, 57, pp. 429-443.
- Viton P., 1981, "A Translog cost function for urban bus transport", *Journal of Industrial Economics*, 29, pp. 287-304.
- Viton, P., 1986, "The question of efficiency in urban bus transportation", *Journal of Regional Science*, 26, p. 499-513.
- Williams, M. e Dalal, A., 1981, "Estimation of the elasticity of factor substitution in urban bus transportation: a cost function approach", *Journal of Regional Science*, 21, pp. 263-275.
- Windle, R.J., 1988, "Transit policy and the cost structure of urban bus transportation", in Dogson, J.S. e Topham, N., edito da, *Bus Deregulation and Privatisation*, Avebury, Aldershot.