

R.E.Po.T.

Rivista di
Economia e
Politica dei
Trasporti

Anno 2014, Numero 2

Rivista Scientifica della Società Italiana di
Economia dei Trasporti e della Logistica



ISSN 2282-6599



Efficienza dei terminali di trasporto intermodale strada-rotaia italiani

Luigi D'Ambra¹, Lucio Siviero^{2*}, Anna Crisci¹

¹ *Università degli Studi di Napoli Federico II, via Cintia Monte S. Angelo, 80126, Napoli*

² *Università degli Studi di Catania, Dipartimento di Economia e Impresa, Corso Italia, 55, 95129, Catania*

Riassunto

Come evidenziato da ampia letteratura relativa alle infrastrutture di trasporto, tra i fattori che ne caratterizzano l'efficienza vi sono elementi di forte variabilità legati alla posizione geografica ed alla inclusione in reti di scambio internazionale di merci. L'articolo intende verificare se tali fattori sono osservabili per i terminali intermodali strada-ferrovia italiani. Utilizzando modelli con dati panel di frontiera stocastica è stata stimata l'efficienza tecnica dei terminali selezionati e verificato se essa è significativamente influenzata da elementi, oltre che dimensionali, di contesto operativo e di mercato. Attenzione particolare è stata posta alla verifica dell'evoluzione dell'efficienza nel tempo e se l'efficienza tecnica ha risentito di effetti di progresso tecnologico nel periodo 2007-2011. Con riferimento a tale periodo temporale, di forte variabilità della domanda di trasporto intermodale strada-ferro in Italia, sono stati applicati diversi modelli econometrici per valutare l'efficienza tecnica dei terminali intermodali e studiarne il relativo trend evolutivo nel tempo. I risultati dello studio mostrano un progresso tecnologico che ha negativamente contribuito alla produttività dei terminali nel periodo e che tutti i modelli applicati allo scopo hanno riscontrato un declino nell'efficienza tecnica.

Parole chiave: trasporto intermodale, terminali ferroviari, modelli panel, frontiere stocastiche.

1. Introduzione

Il trasporto intermodale strada-rotaia costituisce uno delle principali forme di intermodalità e rappresenta un'alternativa importante al trasporto terrestre mono-modale stradale. La sua diffusione come sistema di trasporto incentrato sul trasporto ferroviario di unità di carico intermodali (ITU) richiede l'operatività di efficienti *terminal* di interscambio modale localizzati in maniera strategica sul territorio. Logiche economiche ispirate alla ricerca di condizioni di ottimalità con riferimento all'utilizzo delle risorse e dei potenziali risultati raggiungibili, dovrebbero guidare ed ispirare scelte pubbliche e private. Si tratta, quindi, di valutare l'efficienza di un terminal intermodale come un qualsiasi processo produttivo che richiede degli input per ottenere degli output e, nel

* Autore a cui spedire la corrispondenza: Lucio Siviero (lsiviero@unict.it)

caso specifico, la migliore possibile combinazione di fattori tipici delle funzioni di produzione di servizi di trasporto merci intermodale. Tali fattori in genere comprendono elementi riconducibili a dotazioni infrastrutturali specifiche (superfici operative, lunghezza binari, attrezzature per la movimentazione, ecc.) oltre che al fattore lavoro ed al fattore energetico.

Negli anni analizzati nel presente articolo, in Italia, il settore cargo ferroviario ha risentito maggiormente degli effetti della crisi economico-finanziaria rispetto ad altri modi di trasporto. La crisi ha colpito in misura acuta i traffici per i quali la ferrovia è più vocata (internazionale, materie prime, *automotive*, ecc.) ed ha inasprito la concorrenza della modalità stradale, che ha pure registrato un calo dei noli e un ricorso più frequente a commesse singole ed alla rinegoziazione di contratti, determinando fenomeni di *back shift* modale e la conseguente destrutturazione di servizi ferroviari.

Un confronto relativo all'indicatore ton-km trasportate per km di rete ferroviaria, evidenzia che sulla rete ferroviaria italiana, pari a 16.861 km, vengono trasportate 20.2 miliardi di ton-km di merci al 2012, ovvero circa 1,2 milioni di ton-km per km di rete, rispetto a circa 3,2 milioni di ton-km della Germania e circa 2 milioni di ton-km della media europea a 27 paesi (Eurostat, 2014).

I nuovi equilibri del commercio estero stanno tuttavia stimolando una crescente domanda di servizi logistici avanzati da parte delle imprese italiane per essere più competitive sui mercati di destinazione delle esportazioni. L'organizzazione logistica del modello logistico "ante crisi" in molte regioni italiane non è più adeguata alle esigenze delle imprese nazionali le quali richiedono sempre più servizi integrati intermodali ed operatori specializzati in grado di gestire l'intera catena logistica dei prodotti destinati all'estero. In questa nuova configurazione di modello logistico diversi sono gli approcci di pianificazione e di soluzioni organizzative riguardanti le infrastrutture dedicate e gli operatori logistici qualificati capaci di gestire l'intera catena logistica (Caris *et al.* 2008). In tale prospettiva il trasporto multimodale o "co-modale" diviene centrale ed acquisisce elementi di forza rispetto all'alternativa mono-modale.

Il presente articolo vuole analizzare con tecniche econometriche relative alla stima delle funzioni di produzione stocastiche e dell'efficienza tecnica di processi produttivi di tipo infrastrutturale, le *performance* produttive dei terminali per l'interscambio modale strada-ferrovia in Italia nel periodo 2007-2011. L'articolo è organizzato come segue: il paragrafo 2 espone alcuni aspetti tipici dei processi produttivi intermodali per la costruzione della funzione di produzione mentre il paragrafo 3 riporta la descrizione dei dati utilizzati e la costruzione del *dataset*. La sezione 4 riassume i modelli econometrici applicati che nell'Appendice vengono trattati con maggiori dettagli tecnici in relazione alla considerazione della variazione dell'efficienza tecnica nel tempo, la sezione 5 riporta i principali risultati delle applicazioni ed alcune indicazioni di *policy*, infine, la sezione 6 accoglie le conclusioni.

2. Terminali e funzioni di interscambio modale

Con riferimento alle infrastrutture dedicate alla principale funzione produttiva delle catene logistiche intermodali, l'interscambio modale, l'evoluzione tecnico-economica è orientata alla concentrazione delle operazioni in nodi strategici delle reti dove la merce può trovare maggiori opportunità di incremento di valore. Le unità di carico intermodale (UTI), ossia container, casse mobili e *semitrailer*, necessitano infatti di sistemi sempre

più complessi di gestione della movimentazione e della occupazione degli spazi operativi dei terminal, oltre che della corretta tempistica della rotazione delle stesse, in genere dettata dal trasporto transoceanico di container che rappresenta il principale canale di alimentazione delle catene intermodali, anche terrestri, ai fini della minore permanenza possibile delle grandi navi portacontainer nei porti (Janic, 2007).

I più importanti elementi di una rete di trasporto intermodale sono costituiti dai nodi terminali localizzati in connessione tra due o più modi di trasporto, essi possono essere progettati per movimentare diverse unità di trasporto intermodali (UTI) e per servire diverse reti di trasporto. I nodi strada-rotaia consistono in una vasta gamma di impianti che vanno dai più semplici terminali di trasferimento tra due o più modi di trasporto a più estesi centri logistici per la fornitura di servizi avanzati come lo stoccaggio, il deposito, la manutenzione, la riparazione, ecc. I terminali intermodali ferroviari in genere si distinguono in:

- *inland terminal*, che possono essere o meno localizzati in centri logistici, interporti, centri merci, porti “secchi o interni”;

- *port terminal*, localizzati all'interno di porti marittimi o di navigazione interna.

La competizione e l'efficienza delle piattaforme può essere fortemente incrementata con la collaborazione di rete tra diverse piattaforme merci. La ferrovia è competitiva solo sotto alcune condizioni per le quali i tempi di trasbordo sono ridotti e sono programmate linee dirette e regolari in un quadro complessivo di efficienza di rete (Jencek, Twrdy, 2008).

L'intervento pubblico nel settore della intermodalità strada-rotaia in Italia è stato prevalentemente orientato alla realizzazione degli interporti perseguendo tale modello logistico di sviluppo dell'intermodalità per l'intero paese (Iannone *et al.*, 2008). *Europlatforms*, l'associazione europea dei *freight village*, fornisce una definizione di interporti in realtà molto vicina a quella che alcuni autori hanno definito come *inland freight centre* ovvero una concentrazione di imprese indipendenti operanti nel settore dei trasporti e della logistica in una complessa struttura nella quale è possibile eseguire operazioni di scambio modale tra unità di carico (Roso *et al.* 2009). Secondo *Europlatforms*, infatti, un *freight village* è una zona definita all'interno della quale sono presenti attività relative ai trasporti, alla logistica ed alla distribuzione delle merci, sia per il transito nazionale che internazionale, effettuati da diversi operatori. Questi operatori possono essere proprietari o locatari di edifici e strutture (magazzini, depositi, aree di stoccaggio, uffici, parcheggi, ecc.). Al fine di rispettare le regole della libera concorrenza, un *freight village* dovrebbe consentire l'accesso a tutti gli operatori e dovrebbe essere munito anche di tutti i servizi pubblici necessari. Infine, al fine di favorire il trasporto intermodale per la movimentazione delle merci un *freight village* dovrebbe preferibilmente essere servito da una molteplicità di modi di trasporto (strada, ferrovia, mare, idrovie interne, aereo) ed è fondamentale che sia gestito da un unico organismo, pubblico o privato. In breve, un complesso pianificato e costruito per gestire al meglio tutte le attività coinvolte nella movimentazione merci e in genere i grandi centri di larga scala possono essere definiti *freight village* (Europlatform, 2004).

Un tipico terminale strada-rotaia, posto o meno all'interno di un interporto, include i seguenti principali elementi tecnici:

- a) binari di presa e consegna dei carri, di raccordo per deposito, attesa ed ispezione dei treni/vagoni;
- b) binari di trasbordo e di carico per le operazioni intermodali di carico/scarico;

- c) corsie e spazi di stoccaggio e attesa delle unità di carico intermodali;
- d) corsie e spazi di carico, movimentazione, parcheggio dei veicoli stradali;
- e) varchi e rete interna stradale.

Nelle operazioni tipiche più semplici, il treno arriva alla corsia di trasbordo ed è servito per il carico e scarico fino alla successiva partenza. Questo tipo di operazioni prevede l'utilizzo quasi esclusivo dei binari per il trasbordo tra vagoni ferroviari e mezzi stradali e la sequenza di carico e scarico è settata principalmente con l'arrivo dei mezzi stradali al terminal. In realtà le operazioni sono più complesse e quindi si assume che ogni terminal produce meno della sua possibile ottima capacità produttiva a causa di un certo grado di inefficienza tecnica (Ballis, Golias, 2004). Se la capacità per singolo binario di carico/scarico di una determinata infrastruttura terminale, in media giornaliera, viene impiegata da un solo treno intermodale, il terminale applica una metodologia operativa "statica". A questo proposito il cosiddetto *flow factor*, che è la frequenza media con la quale la lunghezza totale dei binari di carico/scarico è impiegata è pari ad 1,0; invece, un *flow factor* di 2,0 significa che ogni metro di binari di movimentazione è stato utilizzato in media da due treni o servizi per le spedizioni in entrata e in uscita.

3. Il modello empirico e i dati

Lo studio utilizza un campione di 34 terminali strada-rotaia italiani per valutare l'andamento del tempo dell'efficienza tecnica nel periodo 2007-2011. Sono stati applicati modelli di frontiera di produzione che indicano la massima produzione ottenibile data la combinazione di risorse disponibili. L'inefficienza è misurata da quanto un'impresa devia dalla sua ideale possibile frontiera. Aigner *et al.* (1977) sono tra i primi che hanno proposto il metodo della funzione di produzione stocastica attraverso lo stimatore di massima verosimiglianza. Da allora i modelli di frontiera stocastica sono stati applicati in modo molto esteso nelle analisi di economia applicata. Battese and Coelli (1995) è uno degli esempi-guida di utilizzazione dei modelli di frontiera stocastica per la valutazione dell'efficienza di infrastrutture di trasporto, nello specifico di terminal container.

Le fonti utilizzate per la costruzione del *dataset* sono state: i siti web aziendali degli interporti e della società Terminali Italia del gruppo F.S., il portale di Unioncamere TRAIL, il portale della associazione europea delle società di gestione interportuale *Europlatform freight village*, il Conto Nazionale delle Infrastrutture e dei Trasporti del Ministero delle Infrastrutture. Inoltre, i dati di traffico e alcuni specifici parametri dimensionali dei terminal sono stati direttamente raccolti attraverso un'indagine con somministrazione di un questionario ai soggetti gestori¹.

La scelta dell'*output* deve riflettere l'aspetto sistematico del terminale strada-rotaia che è una struttura integrata sotto il profilo trasportistico e logistico. In questi termini, l'*output* generato può essere generalmente descritto dalla variabile che esprime la misura dal traffico merci complessivamente movimentato in unità di trasporto intermodale (UTI).

La variabile dipendente scelta nel presente studio è stata l'indice di produttività ferroviaria definito dal rapporto tra traffico intermodale strada-ferro (in numero di UTI)

¹ Si ringrazia il dr. Fedele Iannone per aver costruito il questionario e per la relativa raccolta dei dati.

e la lunghezza dei binari totali del terminal (in metri). Questa misura di produttività rappresenta meglio la configurazione tecnica dell'infrastruttura in specie nel caso di alta variabilità delle dimensioni e della capacità all'interno del campione considerato. Inoltre, la variabile scelta come *output* rappresenta meglio l'effettiva utilizzazione della capacità disponibile dei terminali che in molti casi risentono di strategie di investimento orientate a rilevanti riserve di capacità portate avanti negli anni anche con il contributo del settore pubblico attraverso finanziamenti a supporto della intermodalità, come nel già citato caso degli interporti. Studi empirici mostrano per l'Italia un valore medio di tale indicatore di produttività pari a 25-30 UTI per metro lineare di complessivi binari ferroviari del terminal (Ministero dell'Ambiente, 2013).

Nell'ambito delle infrastrutture aeroportuali Pels *et al.* (2001 e 2003) seguendo un approccio parametrico hanno condotto un'analisi di 34 aeroporti europei e valutato frontiere stocastiche di produttività. In altri studi sono stati utilizzati indicatori per la valutazione dell'efficienza quali il numero decolli aerei per pista operativa, il numero di aeromobili per unità di lunghezza delle piste, il numero di aerei per unità di tempo o il numero di aerei cargo caricati per rampa di carico/scarico (Jaržemskiene, 2010).

Con riferimento alle variabili input, sono state selezionate in ordine alla rappresentatività dell'impiego dei fattori lavoro e capitale fisico caratteristici dei terminali ed alla significatività statistica:

- gli addetti al terminal intermodale (unità di lavoro);
- l'area del terminal intermodale (metri quadrati).

Con riferimento alle variabili espressione dell'industria e dell'ambiente imprenditoriale endogeno delle strutture sono state considerate:

- l'indicatore HHI: un indice relativo al singolo terminale che misura la quota di mercato e quindi la competizione tra le imprese di gestione per ogni singolo anno;
- la localizzazione interna ad un interporto: una variabile dicotomica eguale ad 1 se il terminale è interno ad un interporto ed uguale a 0 se non lo è.

L'indice HHI varia nel tempo ed è stato calcolato con il rapporto tra il traffico movimentato di ciascun terminale ed il totale traffico per ciascun periodo considerato. La funzione di produzione è stata stimata considerando anche una variabile (*Year*) espressione di un *trend* temporale costante per catturare il cambiamento tecnologico "neutrale" che consente di distinguere i miglioramenti produttivi indotti dal progresso tecnologico con lo spostamento della frontiera nel tempo, da quelli derivanti da miglioramenti di efficienza che comportano movimenti verso la frontiera (Yan *et al.* 2009).

Gli spostamenti della frontiera nel tempo possono avvenire a causa di progressi tecnologici "neutrali" che riguardano la combinazione degli input nel loro complesso o anche il cambiamento nel tempo del loro mix produttivo, in tale ultimo caso si verifica una variazione del tasso marginale di sostituzione tecnica dei fattori. Gli investimenti in infrastrutture di trasporto sono evidentemente elevati e non modificabili facilmente nel breve periodo, pertanto, i terminali intermodali tendono a seguire strategie di massimizzazione dell'output per sfruttare maggiormente gli impianti esistenti. In questo studio si è quindi adottato un modello di frontiera *output-oriented* come metodo di proiezione della frontiera basato sull'osservazione del traffico merci intermodale dei terminali italiani. Infatti, nel caso delle infrastrutture di trasporto si è solito considerare come obiettivo dell'efficienza tecnica la massimizzazione del traffico prodotto come, ad esempio, nel caso dei terminali marittimi di container (Cullinane *et al.*, 2004; Cheon *et al.* 2010). Tali tipologie di infrastrutture sono infatti investimenti a lungo termine con

ampi margini di riserva di capacità per far fronte ad eventuali incrementi di traffico nel tempo (Medda, Liu, 2012).

Assumendo che l'efficienza tecnica può essere stimata dal rapporto di produttività tra il traffico intermodale e la lunghezza dei binari del terminal, i risultati mostrano l'effetto dell'occupazione, dell'estensione delle superfici operative, della competizione e della localizzazione in un ambiente imprenditoriale logistico multiservizi sull'efficienza produttiva. La tabella 1 riporta le statistiche descrittive delle variabili incluse nello studio trasformate successivamente in logaritmi per le applicazioni modellistiche.

Tabella 1 – Statistiche descrittive delle variabili

Variabile	Osservazioni	Min.	Max	Media	Dev. Std.
Traffico intermodale (UTI)	167	0.00	427416.00	58716.287	91710.332
Lunghezza binari (metri lineari)	167	300.00	24000.00	3676.695	4616.856
Indice di produttività ferroviaria (IPF)	167	0.00	50.276	16.091	12.416
Addetti al terminal intermodale (unità di lavoro)	167	1.00	229.00	23.132	37.597
Area del terminal intermodale (metri quadri)	167	6000.00	350000.00	103491.096	95698.596
Indice HHI	167	0.00	21.728	2.990	4.695
Interporto (si=1 no=0)	167	0.00	1.00	0.299	0.459

4. Modelli econometrici applicati

La stima delle frontiere stocastiche per dati *cross-section* è stata simultaneamente proposta da Aigner, Lovell and Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977). Pitt and Lee (1981) e Schmidt and Sickles (1984) mostrano chiaramente i vantaggi di utilizzare dati *panel* per la stima di frontiere di produzione. Ci sono inoltre potenziali effetti positivi con l'utilizzo di dati relativi a gruppi di unità in tempi di osservazione diversi con maggiore variabilità, minore collinearità e più gradi di libertà disponibili (Baltagi, 1995). Ciò comporta maggiore consistenza delle stime dell'efficienza tecnica e quindi obiettivo dello studio è stato di applicare i principali modelli di frontiera stocastica che utilizzano dati *panel* e indagare sui risultati ottenuti con riguardo specifico alla variazione nel tempo dell'efficienza tecnica e del progresso tecnologico "neutrale". Per analizzare questi modelli è stata utilizzata la stessa forma funzionale ma differenti assunzioni circa i parametri, la funzione considerata è:

$$y_{it} = \alpha + f(x'_{it}\beta) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

dove f è una funzione di produzione generalmente del tipo Cobb-Douglas o translog, $i=1,2,\dots,N$, indica il terminal del campione, $t=1,2,\dots,T$ indica il tempo, e $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$ l'errore. Il termine di errore casuale v_{it} è assunto essere distribuito come una normale $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$. Il termine dell'inefficienza u_{it} se è assunto che abbia una distribuzione ad una coda *half normal* è $u_{it} \sim N^+(0, \sigma_u^2)$. I modelli applicati sono riportati nella tabella 2.

Tabella 2 - Modelli applicati

Modelli Time Invariant	Modelli Time Varying	Modelli Pooled
Pitt and Lee, 1981 Battese and Coelli, 1988	Battese and Coelli, 1992 Battese and Coelli, 1995	Aigner, Lowell and Schmidt, 1977 Stevenson, 1980

Secondo la relazione intercorrente tra inefficienza tecnica ed il tempo l'analisi dei dati *panel* è effettuata con due tipi di modelli, uno definito *time invariant* nel quale si assume che l'inefficienza è costante nel tempo a prescindere dall'eventuale progresso tecnologico, definita u_i , l'altro è il modello *time varying* che prevede che l'inefficienza tecnica possa cambiare nel tempo, definita u_{it} . Pertanto, considerando l'inefficienza correlata col tempo essa risulta in una delle due forme generali:

1. *Time invariant*: $u_{i1} = u_{i2} = \dots = u_{iT} = u_i$
2. *Time varying*: $u_{i1} = u_i g(1), \dots, u_{iT} = u_i g(T)$ i.e. $u_{it} = u_i g(t)$

In Appendice è riportata l'esposizione in dettaglio dei suddetti modelli applicati in relazione alla variazione dell'efficienza tecnica nel tempo.

5. Risultati principali

La tabella 3 mostra le stime di risultati dei modelli considerati. I risultati di questi modelli sono stati comparati su due aspetti: la stima dei parametri e la stima dell'inefficienza, λ and γ , dove $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ and $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$. In particolare, il parametro γ è compreso nell'intervallo $[0,1]$.

Se non c'è inefficienza, il valore σ_u dovrebbe essere zero, quindi λ dovrebbe essere zero. In questo studio λ è atteso essere differente da zero, indicando presenza di inefficienza. L'ipotesi nulla $\gamma = 0$, implica che l'effetto dell'inefficienza tecnica non è presente nel modello. La distribuzione *half-normal* è un caso speciale della distribuzione *truncated normal*, e implicitamente comporta la condizione $H_0: \mu = 0$. Inoltre, è stata testata l'ipotesi che l'efficienza è invariante nel tempo ($\eta = 0$). Queste sono state testate attraverso l'imposizione di vincoli al modello e usando la statistica

rapporto di verosimiglianza generalizzato (λ^*) per determinare la significatività dei vincoli. Il rapporto di verosimiglianza generalizzato è definito come:

$$\lambda^* = -2\ln\{[L(H_0)/L(H_1)]\} = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\} \quad (2)$$

dove $L(H_0)$ è il valore della funzione di log-verosimiglianza per la stima della frontiera stocastica sotto l'ipotesi nulla e $[L(H_1)]$ è il valore della funzione di log-verosimiglianza per la funzione di produzione stocastica sotto l'ipotesi alternativa. Nel nostro caso, i γ sono tutti significativi. Inoltre, dalla tabella 3 si evince che tutti i parametri sono significativi all'1%, ad eccezione della variabile *dummy* "Interporto" significativa al 10% per i modelli Pitt e Lee (81) e BC (88) e una significatività al 5% per il modello BC (92).

Dall'analisi dell'inefficienza tecnica emerge che i modelli BC (95) e Stevenson (80) danno relativamente una stima grande di λ e cioè (20,1430) e (61,087), rispettivamente. Questo risultato è anche confermato dal parametro γ che è chiuso ad 1. Un buon risultato è dato dal modello Battese and Coelli (92). Inoltre la non significatività del parametro μ in BC (95) implica che l'efficienza non è significativamente influenzata dalla variabile temporale inserita nel modello dell'inefficienza sottostante a quello di frontiera stocastica.

Tabella 3 – Risultati delle stime

	Stevenson (80) Pooled	Pitt and Lee (81) Time- invariant	BC (88) Time-invariant	BC (92) Time- varying	BC (95) Time- varying
α	5.9956*** (0.4909)	6.6099*** (0.8670)	6.6179*** (0.8986)	6.3136*** (0.8094)	5.9445*** (0.4921)
<i>Year</i>	-0.0956*** (0.0224)	-0.1170*** (0.0170)	-0.1170*** (0.0171)	-0.0524** (0.0256)	-0.0782*** (0.0277)
<i>ln Addetti</i> (unità)	-0.2887*** (0.0504)	-0.2331*** (0.0698)	-0.2326*** (0.0715)	-0.2386*** (0.0663)	-0.2908*** (0.0510)
<i>ln Area</i> <i>Terminal</i> (metri quadri)	-0.5770*** (0.0475)	-0.6246*** (0.0857)	-0.6252*** (0.0877)	-0.6164*** (0.0803)	-0.5776*** (0.0479)
<i>ln HHI</i>	0.8702*** (0.0427)	0.8356*** (0.0334)	0.8359*** (0.0343)	0.8196*** (0.0332)	0.8734*** (0.0436)
<i>Interporto</i> (<i>si=1 no=0</i>)	0.3022*** (0.0877)	0.2678* (0.1518)	0.2676* (0.1526)	0.2523** (0.1309)	0.3013*** (0.0882)
η				-0.1211*** (0.03586)	
μ					6.5715 (22,6864)
λ	61.087	2.4845	2.4490	3.8356	20.1430
γ	0.9997	0.8606	0.8570	0.9363	0.9975
σ_u^2	280.3883	0.5577	0.5413	1.2237	32.2044

σ_v^2	0.0751	0.0903	0.0903	0.0832	0.0793
--------------	--------	--------	--------	--------	--------

***, **, * indicano la significatività rispettivamente a: 1%, 5% e 10% .

In tabella 4 il coefficiente di correlazione di Kendall mostra differenze tra i modelli in termini di efficienze tecniche, in particolare si nota elevata correlazione tra i modelli BC (95) e Stevenson (80), mentre bassa correlazione tra BC (92), Stevenson (80) e BC (95).

Tabella 4 – Correlazione Kendall tra le stime dell'efficienza tecnica per i differenti modelli

	BC (88)	BC (92)	PL (81)	STEVE (80)	BC (95)
BC88	1.0000				
BC92	0.8660	1.0000			
PL81	0.9800	0.8507	1.0000		
STEVE80	0.7239	0.6739	0.7101	1.0000	
BC95	0.7213	0.6994	0.7060	0.9341	1.0000

Data la trasformazione logaritmica degli input e degli output, si possono osservare che le variazioni parziali di produttività sono statisticamente significative e con simile magnitudine tra i diversi modelli. Come previsto, i coefficienti hanno segno negativo con riferimento agli addetti ed alla dimensione dell'area del terminal dovuti alla stessa direzione dei fattori lavoro e dotazione infrastrutturale che riguardano la capacità totale del terminal, pertanto, questi sono crescenti insieme alla lunghezza dei binari ferroviari. Questo avviene anche a causa del decrescente progresso tecnologico nel periodo studiato dovuto all'elevato eccesso medio di capacità presente nella maggior parte dei terminali, come confermato dal segno negativo del coefficiente relativo alla variabile *Year* espressione dell'inclusione del *time trend* nei modelli. Evidentemente, aggiungendo maggiori quantità di fattori produttivi che incrementano la capacità del terminal non utilizzata, il rapporto di produttività ferroviaria tende a decrescere.

Al contrario, gli effetti dell'indice della quota di mercato e della localizzazione interna ad un interporto sono positivi. A parità di traffico i risultati per tutti i modelli applicati sembrano favorire i terminali con minore capacità inutilizzata nel quale sono concentrate attività di logistica. I valori relativi all'efficienza dei modelli *time invariant* e *time varing* (media nel periodo) sono riportati nelle tabelle 5 e 6.

Tabella 5 – Efficienza dei terminali - *time invariant*

Terminali	Pitt and Lee (81)	BC (88)
Bari Ferruccio	0.7080	0.7117
Bologna	0.2312	0.2328
Brescia	0.3817	0.3840
Brindisi	0.6115	0.6148
Busto Arsizio	0.7076	0.7104
Candiolo	0.5237	0.5272
Catania Bicocca	0.4819	0.4845
Gallarate	0.7429	0.7467
Gela	0.9014	0.9030

Lamezia Terme	0.9186	0.9201
Leghorn Guasticce	0.8580	0.8611
Lugo	0.2848	0.2867
Maddaloni Marcianise	0.3023	0.3044
Marcianise	0.2201	0.2216
Melzo	0.9235	0.9246
Milan Certosa	0.4789	0.4813
Milan Segrate	0.5254	0.5282
Milan Smistamento	0.6873	0.6906
Mortara	0.6864	0.4157
Nola	0.4642	0.4673
Novara	0.8741	0.8762
Padua	0.7616	0.7651
Padua Scalo	0.6269	0.6301
Palermo Brancaccio	0.2012	0.2026
Parma/Castelguelfo	0.7982	0.8019
Pescara Porta Nuova	0.6290	0.6321
Piacenza	0.3008	0.3027
Pomezia-S. Palomba	0.7687	0.7725
Rho	0.8273	0.8311
Rivalta Scrivia	0.8161	0.8199
Rome Smistamento	0.5011	0.5040
Torino Orbassano	0.5238	0.5269
Trento	0.6053	0.6086
Verona	0.7216	0.7250

Tabella 6 - Efficienza media dei terminali - time varying

Terminali	BC (92)	BC (95)
Bari Ferruccio	0.7486	0.7893
Bologna	0.2610	0.2937
Brescia	0.4089	0.5295
Brindisi	0.6272	0.7493
Busto Arsizio	0.7721	0.7785
Candiolo	0.5408	0.6554
Catania Bicocca	0.5184	0.6547
Gallarate	0.7784	0.7968
Gela	0.9157	0.8821
Lamezia Terme	0.9104	0.8896
Leghorn Guasticce	0.8837	0.8299
Lugo	0.3023	0.4130
Maddaloni Marcianise	0.3265	0.4041
Marcianise	0.2211	0.3873

Melzo	0.9412	0.8797
Milan Certosa	0.5223	0.6443
Milan Segrate	0.5689	0.6748
Milan Smistamento	0.7347	0.7852
Mortara	0.3829	0.4778
Nola	0.4985	0.5863
Novara	0.9122	0.8510
Padua	0.8201	0.7831
Padua Scalo	0.6565	0.7694
Palermo Brancaccio	0.1863	0.4020
Parma/Castelguelfo	0.8327	0.8129
Pescara Porta Nuova	0.6403	0.8038
Piacenza	0.3341	0.4089
Pomezia-S. Palomba	0.8035	0.8121
Rho	0.8172	0.8036
Rivalta Scrivia	0.8321	0.7946
Rome Smistamento	0.5166	0.6802
Torino Orbassano	0.5513	0.6764
Trento	0.6550	0.7094
Verona	0.7894	0.7728

Come già evidenziato tutti i modelli applicati suggeriscono la presenza di un negativo progresso tecnologico neutrale nel periodo, osservabile dal segno negativo del parametro della variabile *Year*. I modelli *time varing* mostrano inoltre che anche l'efficienza tecnica è decrescente nel tempo, infatti, il coefficiente η nel modello BC (92) è significativo e negativo ed il coefficiente μ del modello BC (95) è positivo ma non significativo. E' naturale aspettarsi un miglioramento tecnico in ogni industria nel tempo ma, nel caso delle infrastrutture intermodali, ciò è lecito aspettarselo nel medio-lungo termine con l'impiego di nuove tecniche di movimentazione; comunque, nel periodo studiato, il segno del *trend* temporale è risultato sempre negativo. Ci sono diversi fattori che possono contribuire a tale risultato e, oltre al fatto che il processo di produzione è limitato nella sostituzione degli input, come in tutti i casi di efficienza relativa ad infrastrutture di trasporto, può esserci l'effetto dell'eccesso di capacità.

Molti terminali intermodali italiani infatti hanno investito in capacità e facilitazioni tecniche tanto che il tasso di utilizzazione medio è andato riducendosi negli anni e sia la produzione che l'efficienza tecnica sono andate progressivamente peggiorando considerando il modello *time varing* BC (92). Anche considerando i risultati del modello BC (95), si osserva che significativamente negativo è il progresso tecnologico "neutrale" non avendo considerato eventuali effetti sulla produzione dovuti alla sostituzione tecnica tra fattori della produzione nel tempo.

Gli indici di efficienza tecnica riportati in tabella 5 per i modelli *time invariant* ed in tabella 6 per i modelli *time varing* evidenziano un grado di efficienza superiore a 0,7 dei terminali intermodali del Nord Italia localizzati a ridosso dell'arco alpino e specializzati nel traffico transfrontaliero ferroviario specialmente con l'Europa settentrionale (Germania, Austria, Francia, Belgio, Olanda). I terminali degli interporti di Novara,

Parma, Padova e Verona, localizzati lungo le principali direttrici di traffico trans-europeo che attraversa la pianura padana, svolgono un ruolo di primissimo piano all'interno del complessivo assetto dei traffici merci tra l'Italia del nord ed il resto d'Europa. I terminali intermodali di Melzo, Rho, Gallarate e Busto Arstizio, non all'interno di un interporto, registrano a livello di efficienza molto buono. Livorno e Rivalta beneficiano del traffico marittimo dei porti di Livorno e Genova. I soli terminali inclusi in tale gruppo di elevata efficienza tecnica non localizzati al Nord Italia sono Pomezia e Bari ove sono presenti operatori molto dinamici che hanno saputo inserire i rispettivi terminali nel *network* dei principali servizi nazionali ed internazionali. I terminali di Lametia e Gela raggiungono un elevato livello di efficienza tecnica, superiore a 0,7, rispetto alla loro piccola dimensione ed alla ridotta dotazione di fattori produttivi. L'indice di output considerato potrebbe pertanto sovrastimare l'efficienza dei terminali di piccola dimensione. Questo fenomeno è ancor più presente nel modello *time varying* BC (95) coinvolgendo anche i terminali minori di Pescara, Padova Scalo e Brindisi.

L'andamento negativo dell'efficienza tecnica potrebbe essere dovuto alla natura quasi fissa degli input produttivi in relazione alla data capacità totale ed anche al significativo calo di traffico degli anni 2009-2010 che potrebbe avere determinato per molti terminali una situazione di sovraccapacità catturata nei modelli applicati da una bassa efficienza media e dal decremento di essa nel periodo considerato. In genere tali risultati mostrano che c'è un elevato potenziale di miglioramento di efficienza per oltre il 50% dei terminali compatibilmente con il generale declino degli ultimi anni del traffico ferroviario cargo in Italia.

5.1 Efficienza tecnica time varying

La figura 1 mostra la distribuzione di densità di Kernel delle stime dell'efficienza tecnica per i modelli Stevenson (80), BC (92) and BC (95) mentre la figura 2 mostra il primo quartile, la media e il terzo quartile per anno degli stessi modelli. In particolare, Battese e Coelli (95) e Stevenson (80) mostrano la stessa distribuzione empirica mentre in Battese e Coelli (92) è differente. L'efficienza tecnica del modello BC (92) è decrescente (η negativo), mentre i modelli BC (95) and Stevenson (80) mostrano lo stesso *trend*. Inoltre, la differenza nei valori dell'efficienza (inter-quartile) è più ampia in BC (92).

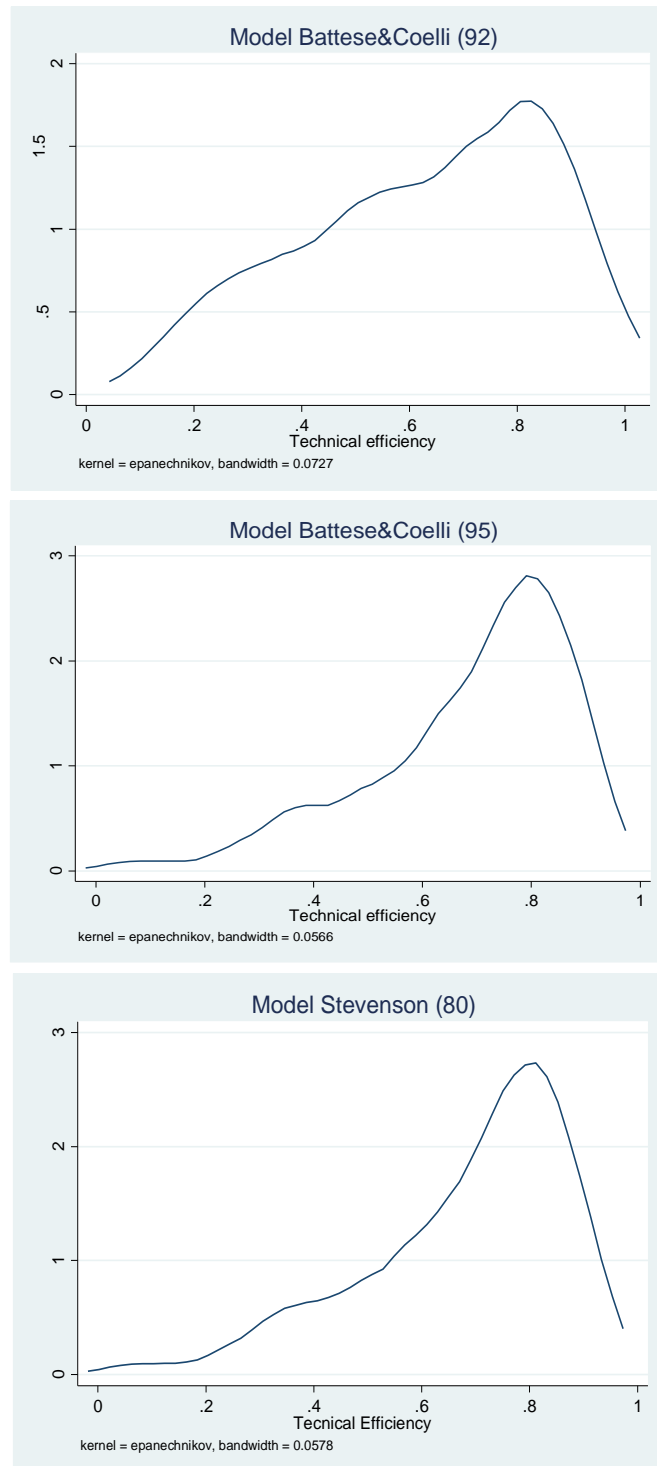


Figura 1 – Distribuzione dell'efficienza tecnica dei terminali intermodali nei modelli BC(92), BC(95) and Stevenson(80)

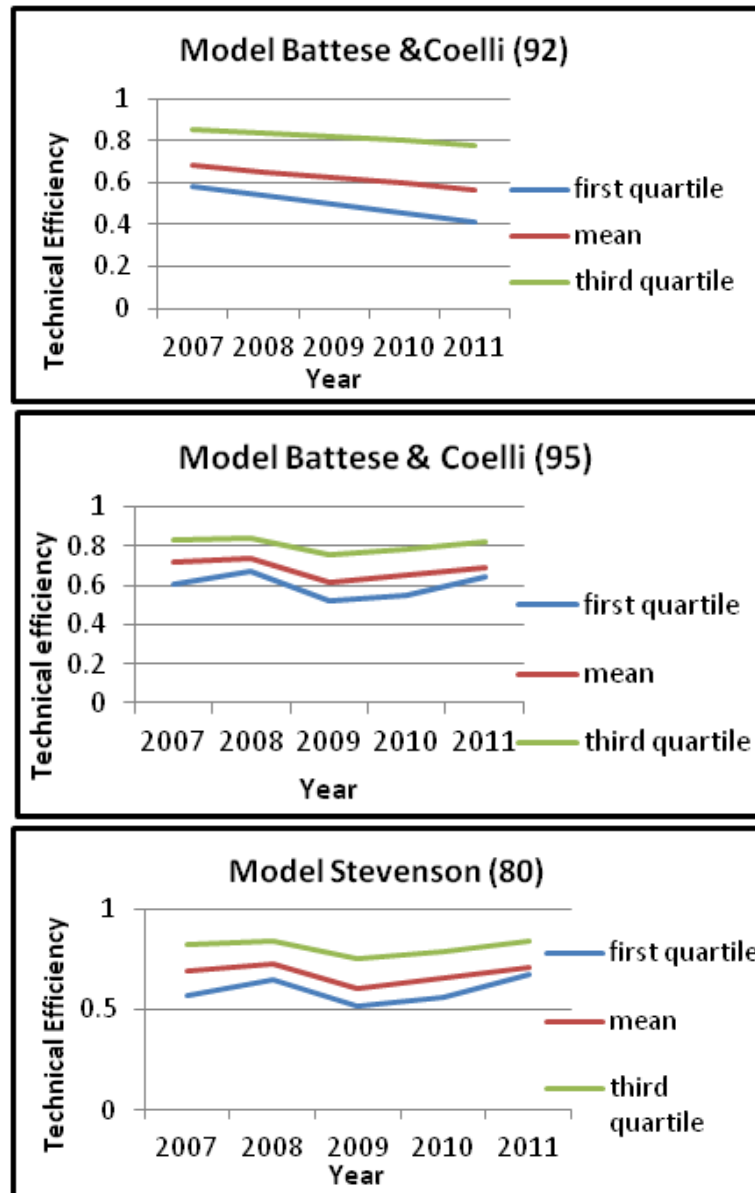


Figure 2 – Primo quartile, media e terzo quartile dell'efficienza tecnica dei terminali intermodali nei modelli BC(92), BC(95) and Stevenson(80)

6. Conclusioni e indicazioni di policy

Lo studio è incentrato sull'efficienza tecnica di 34 terminali intermodali strada-rotaia italiani osservata nel periodo temporale 2007-2011 utilizzando un *data set* originale costruito su diverse fonti. Il campione è rappresentativo del sistema italiano dei terminali di scambio intermodale tra trasporto stradale e trasporto ferroviario considerando tutti i terminal operativi nel periodo. Otto diversi modelli di frontiera stocastica sono stati applicati assumendo una funzione di produzione dove l'indice di produttività ferroviaria (IPF) dei terminali rappresenta l'output ottenuto con la combinazione di due input (lavoro e superficie del terminal) e due fattori di contesto di mercato e di localizzazione (quota di mercato e localizzazione interportuale). Particolare

attenzione è stata posta all'analisi del progresso tecnologico nella produzione e dell'evoluzione dell'efficienza tecnica nel tempo applicando i più adatti modelli econometrici esistenti in letteratura. Le frontiere di produzione con dati *panel* sono state impiegate ampiamente per stimare l'efficienza tecnica e i risultati ottenuti rappresentano un confronto tra diversi modelli a seconda della loro adattabilità statistica ai dati disponibili. La variabilità dei risultati dei diversi modelli dimostra chiaramente la difficoltà della scelta del modello più adatto, piuttosto lo studio ha voluto fornire una dimostrazione della possibile differente stima dell'efficienza a seconda del modello utilizzato. Nessuno dei modelli applicati può essere definito "corretto" e l'efficienza è considerata comunque un tipo di effetto non osservato o derivato dalle ipotesi modellistiche avanzate.

I risultati raggiunti con l'applicazione dei modelli di frontiera stocastica confermano l'elevato tasso di inefficienza che caratterizza molti terminali italiani, il livello medio di efficienza differisce anche il base alla localizzazione nelle macroregioni italiane ed è maggiore considerando i modelli *time varying*. Circa l'evoluzione nel tempo dell'efficienza tecnica, i modelli applicati mostrano che l'efficienza è decrescente nel tempo. Le diverse assunzioni circa l'evoluzione nel tempo dell'efficienza evidenziano similarità tra il modello BC (95) ed il modello *pooled* Stevenson (80).

La maggior parte dei terminali che hanno un'elevata scala di produzione sono più facilmente associati ad elevati livelli di produzione ma non sempre ad elevati livelli di produttività e di efficienza. Questo può essere un effetto dell'eccesso di capacità confermato dal segno negativo della variabile di *trend* temporale presente in tutti i modelli applicati, i modelli stimati mostrano infatti un negativo progresso tecnologico nel periodo 2007-2011 che potrebbe essere conseguenza anche della caduta della domanda negli anni 2009 e 2010 e quindi dall'incremento nel periodo di eccesso di capacità.

La politica dei trasporti finalizzata allo sviluppo dei sistemi intermodali è stata negli scorsi decenni molto diversa tra i paesi dell'UE. Nel nord Europa i paesi hanno migliorato e potenziato fortemente le connessioni mare-ferro da e verso le poche grandi porte di accesso del Mar del Nord, creando una rete di *inland terminal* a servizio sia dei traffici interni che internazionali connessi ai terminali marittimo-ferroviari all'interno dei grandi porti ECMT (2001). In Germania, ad esempio, la rete ferroviaria a servizio del trasporto intermodale sta evolvendosi in un sistema definito "spider" dove vi sono due *inland mega-hub* dove vengono concentrati i carichi con treni *shuttle* (Hannover e Monaco) progettati per smistare traffico marittimo e terrestre conseguendo economie di scala e di densità migliorando le frequenze dei treni e aggiungendo connessioni con i terminali minori (Reis *et al*, 2013).

Nel sud Europa ed in Italia in particolare, non sono state implementate politiche adeguate alla connessione ferroviaria interna ed internazionale se non attraverso i collegamenti transalpini con i grandi centri logistici di smistamento ferroviario posti nel centro Europa (Duisburg, Mannheim, Basilea, Metz, Monaco, ecc.) e quindi con i porti che si affacciano sul Mar del Nord, sottovalutando la funzione strategica di accessibilità terrestre marittimo-ferroviaria che poteva essere invece svolta dai porti italiani che si affacciano sul Mediterraneo.

Il trasporto merci ferroviario in Italia, nonostante la liberalizzazione, sta attraversando una sensibile crisi di mercato, infatti tra il 2008 ed il 2012 ha subito una riduzione da 23.8 milioni di ton-km a 20.2 milioni di ton-km (-15%). La quota modale è pari a circa il 9% del totale delle merci trasportate contro una media del 16% in Europa ed una

quota del 21.5% in Germania (Eurostat, 2014). In Italia l'opzione intermodale strada-rotaia incentrata sul modello *inland terminal* che si pensava negli anni '90 poter essere competitiva con il trasporto tutto-strada, ai fini del complessivo riequilibrio modale, si è dimostrata positiva soltanto per alcuni nodi di traffico transfrontaliero terrestre del nord Italia, *in primis* per l'attraversamento delle Alpi. Nel resto del paese tale scelta "normativamente" uniforme per l'intero territorio nazionale, si è rilevata in molti casi inadeguata contribuendo ad indebolire il legame tra trasporto intermodale terrestre ed il trasporto marittimo. Quindi, mentre al Nord ha dominato l'approccio terrestre delle reti transeuropee volte ai flussi di import-export con l'Europa centro-settentrionale, al Sud gli interventi per l'intermodalità si sarebbero dovuti orientare maggiormente all'intermodalità ed alla logistica per l'import-export marittimo. Il concomitante successo del trasporto combinato marittimo (Ro-Ro) cresciuto in Italia del 65.4% dal 2005 al 2012 in tonnellate trasportate, con un tasso medio annuo (CAGR) del 7.5% (Eurostat 2014), in specie per i collegamenti di lunga distanza tra Nord e Sud del paese, testimonia nei fatti quanto sia marginale il ruolo dell'intermodalità strada-ferrovia nei traffici nazionali.

Approfondimenti di ricerca in merito alla produttività ed alla capacità dei terminali intermodali strada-ferrovia italiani nel contribuire al miglioramento degli squilibri che caratterizzano il sistema dei trasporti italiano, dovrebbero riguardare le possibilità di recupero di efficienza basate su una maggiore continuità funzionale con i nodi sorgenti di traffico internazionale specie per le strutture non inserite direttamente nei corridoi trans-europei.

Appendice - I modelli applicati

1. Modelli *time invariant*

1.1 Pitt and Lee (1981) and Battese and Coelli (1988)

Pitt and Lee (1981) e Schmidt e Sickles (1984) sono stati i primi a proporre modelli di frontiera stocastica con dati *panel*. Essi hanno considerato l'inefficienza costante nel periodo temporale considerato.

$$y_{it} = \alpha_0 + f(x' \beta) + v_{it} - u_i \quad i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

La precedente equazione può essere trasformata in un modello standard con dati *panel*:

$$y_{it} = \alpha_i + f(x' \beta) + v_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

Se i termini u_i sono considerati parametri (effetti) fissi (Schmidt e Sickles, 1984), allora possono essere combinati con l'intercetta, i.e. $\alpha_i = \alpha + u_i$ così che tutti i parametri α_i possono essere identificati, per esempio, da *dummy* relative ai singoli terminal. L'inefficienza u_i può essere stimata da $\hat{u}_i = \max_i \{\hat{\alpha}_i\} - \hat{\alpha}_i \geq 0$ dove $\hat{\alpha}_i$ è l'effetto fisso di ogni terminal nel modello con dati *panel*. Questo comporta che il migliore terminal (intercetta più elevata) è pienamente efficiente e che l'inefficienza degli altri terminal è relativa ad esso. Il vantaggio di questo approccio è che non è necessario fare assunzioni circa la distribuzione del termine dell'inefficienza. Lo svantaggio è che non è possibile introdurre altre covariate *time invariant* per spiegare l'inefficienza.

Se u_i è considerata come una variabile *random* (Pitt and Lee 1981; Battese and Coelli 1988) distribuita come una *half normal* o una *truncated normal*, i parametri del modello possono essere stimati con il metodo ML (massima verosimiglianza), in Pitt e Lee, 1981: $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$.

Battese e Coelli (1988) considerano la più generale distribuzione normale troncata con $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ e derivano i loro risultati da casi di dati *panel* bilanciati, mentre Battese, Coelli e Colby (1989) generalizzano il modello per i casi di *dataset* non bilanciati. L'assunzione dell'inefficienza *time invariant* è più plausibile con periodi temporali brevi di analisi ma è poco verosimile quando il numero degli anni è maggiore. E' ragionevole assumere che l'efficienza tecnica possa variare nel tempo secondo un determinato andamento. Se tale andamento è comune tra tutte le unità considerate è possibile assumere che essa si riduca nel tempo attraverso processi migliorativi che coinvolgano la gestione della produzione. Così come è possibile che alcuni terminal ferroviari diventino meno efficienti prima del periodo analizzato nei lunghi e non bilanciati *panel* di dati (*shutting down*). La scelta delle assunzioni temporali dipende dalla lunghezza del periodo e dalla natura del campione. Inoltre, più lungo è il periodo

temporale considerato meno probabilmente la tecnologia rimane costante. Il progresso (o il regresso) tecnologico può essere incorporato nel modello aggiungendo una variabile di *trend* o variabili *dummy* annuali.

2. Modelli time varying

2.1 Battese and Coelli (1992)

Battese e Coelli (1992) hanno proposto un modello di frontiera stocastica di produzione per dati *panel* non bilanciati con effetti assunti distribuiti come una variabile casuale normale troncata che varia sistematicamente col tempo. Il modello può essere espresso con:

$$y_{it} = \alpha_t + f(x'_i\beta) + v_{it} - u_{it} = \alpha_{it} + f(x'_i\beta) + v_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

dove $\alpha_{it} = \alpha_t - u_{it}$ è l'intercetta del terminal i nel periodo t .

Da notare che si ammette la variazione nel tempo dell'intercetta comune α_t . Ovviamente per stimare u_{it} (o α_{it}) bisogna fare delle assunzioni circa l'andamento nel tempo, quindi, i diversi modelli dipendono dalla forma di α_{it} (o di u_{it}). Specificatamente, in Battese and Coelli (1992) le variabili u_{it} sono assunte essere una funzione esponenziale rispetto al tempo prevedendo un solo parametro tale che:

$$u_{it} = \{exp[-\eta(t - T)]\}u_i \quad (4)$$

dove u_{it} segue una distribuzione normale troncata e η è un parametro non noto da stimare che determina se l'efficienza varia nel tempo o meno. Since $\frac{\partial \ln u_{it}}{\partial t} = -\eta$ l'inefficienza tecnica declina, rimane costante o incrementa nel tempo se $\eta > 0$, $\eta=0$ and $\eta < 0$, rispettivamente. Un vantaggio di questo modello è che l'inclusione di un trend temporale nella funzione di produzione consente la stima sia del progresso tecnologico che della efficienza tecnica nel tempo. Come molti autori hanno notato tale forma esponenziale è molto rigida.

Un altro modello proposto da Kumbhakar (1990) ha la seguente specificazione:

$$u_{it} = \{1 + exp[(bt + ct^2)]\}^{-1}u_i \quad (5)$$

Tale funzione rimane nell'intervallo unitario e può essere non-incrementale, non-decrescente, concava o convessa in dipendenza dei segni e della grandezza dei parametri b e c .

Infine, Lee and Schmidt (1993) hanno proposto una formulazione alternativa:

$$u_{it} = d_t u_i \quad (6)$$

dove d_t è specificato come un set di variabili *dummy*. Questo modello è appropriato per brevi *panel* in quanto richiede la stima di $T-1$ parametri addizionali. Lee e Schmidt stimano sia la versione ad effetti fissi che quella ad effetti *random* del modello (6). Nel caso degli effetti fissi sia d_t che u_i sono considerati termini fissi e nel caso ad effetti *random* u_i è considerata come una variabile casuale. Lee e Schmidt utilizzano lo stimatore OLS mentre un metodo dei momenti generalizzato (GMM) è stato sviluppato da Ahn, Lee, and Schmidt (2001). I parametri della frontiera stocastica ed il modello per la stima dell'efficienza tecnica sono stimati simultaneamente con la massima verosimiglianza.

2.2 Battese and Coelli (1995)

Studi empirici (Pitt and Lee, 1981) hanno stimato le frontiere stocastiche e l'efficienza tecnica regredendo le efficienze predette su specifiche variabili. Le procedure di stima a due stadi sono anche state riconosciute come inconsistenti nelle assunzioni riguardanti l'indipendenza degli effetti di inefficienza. La procedura di stima a due stadi è meno efficiente di quelle che potrebbero essere ottenute usando una procedura ad uno stadio. Questo risultato è stato da Kumbhakar, Ghosh and McGukin (1991) e Reifschneider e Stevenson (1991) che hanno proposto modelli di frontiera stocastica nei quali gli effetti di inefficienza u_i sono espressi come una funzione esplicita di un vettore di variabili ed un errore casuale. Battese and Coelli (1995) hanno proposto un modello che è equivalente al modello di cui alla (3) dove le u_{it} sono variabili casuali non-negative utilizzate per stimare l'efficienza tecnica della produzione assunte essere indipendentemente distribuite come troncamento a zero della distribuzione $N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2)$, dove:

$$\mu_{it} = z_{it} \delta \quad (7)$$

dove z_{it} è un $p \times 1$ vettore di variabili (covariate o variabili legate al tempo) che possono influenzare l'efficienza e δ è un $1 \times p$ vettore di parametri da stimare.

3. Modelli pooled

Altri tipi di *dataset* simili ai *panel* sono quelli in cui le osservazioni riferite a più periodi temporali vengono considerate indipendentemente l'una dall'altra. La principale differenza tra i due è quindi l'indipendenza degli errori. Entrambi i tipi di *dataset* generano processi che si assumono identicamente ed indipendentemente distribuiti: $u_{it} \sim id(\mu, \sigma_u^2)$, nel caso omoschedastico. Comunque, per i dati *pooled* un'assunzione di indipendenza è aggiunta: $u_{it} \sim iid(\mu, \sigma_u^2)$. Tale indipendenza non cambia nel tempo così che u_{it} and u_{is} (per $t \neq s$) sono indipendentemente distribuiti, cioè si consente all'inefficienza di variare nel tempo in quanto u_{it} e u_{is} sono stime

indipendenti della componente inefficienza dell'errore casuale. I modelli *pooled* considerati sono quelli proposti da Aigner, Lovell e Schmidt (ALS, 1977) e da Stevenson (1980). Il campione è considerato come una serie di sub-campioni di dati *cross-section* aggregati, pertanto tali modelli possono anche essere considerati *time varying*.

Le assunzioni fatte in tutti i modelli applicati sono riassunte nella tabella 3.

Tabella 3 – Specificazioni econometriche delle frontiere di produzione stocastiche

	Componente e specificità α_i	Inefficienza u_{it}	Errore Random v_{it}	Stima della Inefficienza
ALS (77) (<i>Pooled</i>)	Nessuna	$u_{it} \sim N^+(0, \sigma_u^2)$	$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$	$E(u_{it} \varepsilon_{it})$
Stevenson (80) (<i>Pooled</i>)	Nessuna	$u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$	$v_{it} \sim N(\mu, \sigma_v^2)$	$E(u_{it} \varepsilon_{it})$
BC (92) (<i>time varying</i>)	Nessuna	Truncated normal $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ $u_{it} = \{\exp[-\eta(t - T)]\}u_i$	$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$	$E(u_{it} \varepsilon_{it})$
BC (95) (<i>time varying</i>)	Nessuna	Truncated normal $u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_u^2)$ $\mu_{it} = z_{it}\delta$	$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$	$E(u_{it} \varepsilon_{it})$
Pitt and Lee (81) (<i>time invariant</i>)		Half Normal $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$	$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$	$E(u_i \varepsilon_{it})$
BC (88) (<i>time invariant</i>)	Nessuna	Truncated normal $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$	$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$	$E(u_i \varepsilon_{it})$

Riferimenti bibliografici

- Ahn, Lee, Schmidt (2001), GMM estimation of linear panel data models with time-varying individual effects, *Journal of Econometrics*, 101, 219 – 255.
- Aigner D., Lovell C.A.K, Schmidt P. (1977), Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.
- Ballis A., Golias J. (2004), Towards the improvement of a combined transport chain performance, *European Journal of Operational Research*, 152, p. 420–436.
- Baltagi, B.H. (1985), Pooling cross-sections with unequal time-series lengths, *Economics Letters*, 18, 133-136.
- Battese G. E., Coelli T.J. (1992), Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, 3 (1): 153-169.
- Battese G.E., Coelli T. (1995), A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data, *Empirical Econometrics*, 20:325-332, 27.
- Battese, G. E., Coelli T.J. (1988), Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data, *Journal of Econometrics*, 38: 387-399.
- Battese, G.E., Coelli, T.J., Colby, T.C. (1989), Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data From ICRISAT's Village Level Studies, *Journal of Quantitative Economics*, 5, 327-348.
- Cheon A., Dowall D.E., Song D.W., Evaluating impacts of institutional reforms on port efficiency changes: Ownership, corporate structure, and total factor productivity changes of world container ports, *Transportation Research Part E*, 46:546–561.
- Coelli T.J., Prasada Rao D.S., O'Donnell C.J., Battese G.E. (2005), An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, 2nd edition, Springer Verlag.
- Cullinane, K., Song, D.-W., Ji, P., Wang, T., 2004. An application of DEA windows analysis to container port production efficiency. *Review of Network Economics* 3 (2), 184–206.
- ECMT (2001), Land Access to Sea Ports, ECMT Round Tables, No. 113, OECD Publishing.
- Europlatforms E.E.I.G. (2004), Logistics centre. Directions for use, 16 p.
- Eurostat (2014), Transport statistics database,
<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/transport/data/database>
- Iannone F., Thore S., Forte E. (2008), Inland container logistics and interports. Goals and features of an ongoing applied research, *Italian Society of Transport Economists – Ninth Scientific Meeting – Naples, October 3-5, 2007*.
- Janic, M. (2007), Modelling the Full Costs of an Intermodal and Road Freight Transport Network, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 12 (1): 33-44.
- Jaržemskiene I. (2010), Research into the methods of analysing the productivity indicators of transport terminals, *Transports*, 24:3, 192-199.
- Jencek P., Twrdy E. (2008), Development of Regional Transport Logistics Terminal-Transport Logistics Approach, *Promet- Traffic&Transportation*, Vol. 20, No.4, pp. 239-249.
- Kumbhakar S.C. (1990), Production frontiers and panel data, and time varying technical inefficiency. *Journal of Econometrics*, 46(1990): 201-211.

- Kumbhakar S.C., Ghosh S., McGuckin J.T. (1991), A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in United-States Dairy Farms, *J. Business and Economic Statistics*: 279-286.
- Lee, Y. H., Schmidt, P., (1993), A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency. In: Fried, H.O., Lovell, C.A.K., and Schmidt, S., eds. *The Measurement of Productivity Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University Press, pp.237.
- Medda F., Liu Q., Determinants and strategies for the development of container terminals, *Journal of Productivity Analysis*, 40:83–98.
- Meeusen, W. and J. van den Broeck (1977), Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, 8, 435–444.
- Ministero dell’Ambiente e della Tutela del Territorio e del Mare (2013), *Il trasporto merci in Italia*, studio in collaborazione con l’Autorità Portuale di Trieste e la Società Alpe Adria S.p.A.
- Pels, E.; Nijkamp, P.; Rietveld, P. 2001. Relative efficiency of European airports, *Transport Policy* 8(3): 183–192.
- Pels, E.; Nijkamp, P.; Rietveld, P. 2003. Inefficiencies and scale economies of European airport operations, *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review* 39(5): 341–361.
- Pitt, M., Lee L. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry, *Journal of Development Economics*, 9: 43-64.
- Reifschneider, D., Stevenson, R. (1991), Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency, *International Economic Review*, 32, 715-723.
- Reis V, Meier J.F., Pace G., Palacin R. (2013), Rail and multi-modal transport, *Research in Transportation Economics*, 41, p. 17-30
- Roso, V., Woxenius, J., Lumsden, K. (2009), The dry port concept: connecting container seaports with the hinterland, *Journal of Transport Geography*, 17, p. 338-345.
- Schmidt, P., Sickles R.E., (1984), Production Frontiers and Panel Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 367-374.
- Stevenson S.R.E. (1980), Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation, *Journal of Econometrics*, 13(1/May), 57-66.
- Yan, J., Sun, X. and Liu, J. (2009), Assessing Container Operator Efficiency with Heterogeneous and Time-Varying Production Frontier, *Transportation Research Part B*, 43:172-185.