

Il metodo econometrico per la previsione della domanda di trasporto aereo

Giuseppe Reitani

PROFESSORE SUPPLENTE DI TECNICA ED ECONOMIA DEI TRASPORTI.
FACOLTÀ DI INGEGNERIA, UNIVERSITÀ DI PAVIA

Introduzione

Si vuole in questo lavoro analizzare le possibilità offerte da un approccio di tipo econometrico nella previsione della domanda di trasporto aereo. La stima sull'evoluzione del traffico è per tale sistema di trasporto di estrema importanza, sia per una corretta pianificazione degli investimenti, che impegnano cospicue risorse, sia per un idoneo coordinamento, all'interno della rete nazionale e internazionale delle aerolinee e con gli altri modi di trasporto. Una previsione attendibile sull'evoluzione nel tempo delle quote di traffico consente infatti di operare delle scelte sul ruolo che una infrastruttura aeroportuale può giocare in futuro e sulla configurazione ed ampiezza del bacino di utenza.

In tale settore si crede che il metodo econometrico possa offrire notevoli vantaggi, in quanto, in modo più pronunciato che per altri modi di trasporto, la propensione alla mobilità sembra porsi in stretta relazione all'andamento di alcuni fattori economici, che esprimono il grado di benessere del paese. La considerazione di più variabili esplicative consente inoltre di tener presente molteplici e differenti elementi, che possono esercitare un'influenza più o meno diretta e accentuata sull'entità della domanda. Tra queste, particolare significato si assegna al Tasso di Motorizzazione, che, oltre ad esprimere il grado di elasticità della domanda anche quando la struttura dell'offerta del trasporto pubblico risulta carente, rappresenta in certo qual modo un indice di propensione alla mobilità.

Definita la relazione che lega l'entità della domanda incognita alle variabili indipendenti che in ciascun contesto si riterrà di prendere in considerazione, le previsioni di traffico si otterranno in base all'andamento ipotizzabile in futuro per i fattori socioeconomici, sulla stima dei quali è possibile fare maggiore affidamento. Si crede preferibile in proposito operare sempre in termini di numero indice, prendendo quale riferimento un anno

sufficientemente lontano, al fine di tener costantemente presente l'andamento completo di una serie storica di ampiezza adeguata.

Le applicazioni, operate in più contesti nei principali paesi della Comunità Europea, consentono di testare il metodo e metterne in luce i vantaggi e i principali limiti.

Validità del modello

Il metodo in questione tende a stabilire una relazione quantitativa tra la variabile dipendente incognita, e più variabili significative che influiscono su di essa e concorrono a spiegarne in qualche misura l'entità. Il problema si sposta quindi sulla scelta delle variabili indipendenti, sul loro numero e sulla forma analitica della relazione. Individuato il legame che si ritiene significativo e valido, è possibile effettuare delle

previsioni circa l'evoluzione della variabile dipendente, in base alle stime elaborate separatamente per le singole variabili fondamentali. E' evidente pertanto come la validità della previsione sia fortemente condizionata dall'attendibilità delle stime per le variabili esplicative, e come una distorsione di queste, produca una maggiore incertezza nella valutazione della variabile dipendente. Se si dispone di una serie storica di dati abbastanza significativa, il metodo può essere applicato con profitto anche per previsioni a medio termine, anche se aumenta la possibilità di errore nella stima delle variabili indipendenti. Il modello è inoltre piuttosto elastico, in quanto consente di controllare l'evoluzione dei fattori determinanti e della stessa variabile dipendente durante il periodo di tempo interessato dalla previsione; questo, oltre a consentire una verifica continua sulla validità della relazione di base, permette di operare i necessari aggiustamenti se certi fattori non si evolvono secondo le ipotesi iniziali.

La fase della definizione del modello, della costruzione cioè della relazione che lega tra loro le variabili, è molto

importante e risulta, per quanto detto, dinamica: solo i risultati delle previsioni possono ratificarne la validità o consigliare delle modifiche, o addirittura una revisione nella scelta dei fattori determinanti. La validità del modello è da porre quindi in stretta relazione all'attendibilità delle stime che è in grado di fornire, e discende direttamente da una corretta scelta delle variabili indipendenti. Queste ultime devono comprendere, nel loro insieme, i fattori principali che influiscono sull'andamento della variabile dipendente, cercando di evitare la considerazione di variabili differenti per rappresentare un medesimo fattore, poiché potrebbero presentarsi casi di interdipendenza. E' evidente che le variabili esplicative devono possedere doti di misurabilità e prevedibilità, e che i dati delle serie storiche devono essere facilmente reperibili e abbastanza attendibili.

Quando non sia possibile definire a priori la forma del modello, si è obbligati a seguire un procedimento di tipo sperimentale. Il metodo consiste nell'analizzare, in funzione dei dati disponibili, diverse formulazioni alternative per la configurazione del modello regressivo, in modo da individuare quella che interpola meglio l'andamento dei dati. I pericoli che si corrono con un siffatto modo di procedere sono legati al fatto che non esiste un criterio preciso in base al quale decidere quando sospendere la fase di ricerca. Questo comporta che, dopo ripetuti tentativi e la definizione di varie formulazioni, quando si perviene ad un'equazione che interpola bene, o meglio di altre, i dati, si è portati a credere che questa sia la relazione teoricamente plausibile, con il rischio di commettere l'errore di adottare una formulazione che descriva soltanto le caratteristiche transitorie ed accidentali dei dati, piuttosto che gli elementi sistematici fondamentali del fenomeno.

Tra le diverse soluzioni possibili, si è preferito ipotizzare, tra le variabili in questione, l'esistenza di una relazione lineare, secondo un'espressione del tipo:

$$Y_i = b_0 + b_1 X_{1i} + b_2 X_{2i} + \dots + b_k X_{ki} + u_i \quad (1)$$

dove con Y_i si vuole indicare la variabile dipendente, mentre X_{1i} , rappresenta l'osservazione i -esima sulla variabile indipendente X_1 . E' possibile partire ovviamente da relazioni non lineari, ma facilmente riconducibili alla forma lineare attraverso una semplice trasformazione dei dati: ad esempio al posto di X_{1i} si considera la serie costituita da $b_1 \ln X_{1i}$ e così via.

Nella (1) il parametro b_0 rappresenta l'intercetta della regressione, e misura il valore stimato di Y_i quando $X_{1i} = X_{2i} = \dots = X_{ki} = 0$. Il parametro b_1 misura la variazione di Y_i per ogni variazione unitaria di X_1 , mentre X_2, \dots, X_k sono mantenute costanti: è un coefficiente della regressione parziale, e corrisponde a $\delta Y / \delta X_1$; in modo analogo si possono definire gli altri stimatori. La varianza delle stime dei parametri consente di verificare la significatività statistica delle stime stesse.

Individuato lo scenario socioeconomico e introdotte le stime per le variabili esplicative all'interno del modello, si possono ricavare le previsioni per la variabile dipendente, una volta supposta la validità del modello nel tempo, vale a dire la costanza dei parametri della relazione. Questa ipotesi costituisce senza dubbio un limite, che tuttavia tende a ridimensionarsi alquanto, sia per la presenza di diverse variabili indipendenti, per cui gli effetti di alcune variazioni puntuali tendono ad essere meno sensibili, sia, soprattutto, per la possibilità, sempre aperta, di intervenire nella configurazione stessa del modello, se le condizioni al contorno mostrano mutazioni impreviste e consistenti. Costituisce in ogni caso motivo di maggiore affidabilità nella definizione dei parametri della retta di regressione, il poter disporre di una serie storica di dati piuttosto ampia, comprendente un numero di anni almeno doppio rispetto al periodo interessato dalla previsione stessa. La bontà della correlazione è espressa dal valore del coefficiente di determinazione (R^2), nonché dalla stima corretta (S^2) della varianza incognita (σ^2). L'uso del solo coefficiente di determinazione (R^2) non è sempre sufficiente, in quanto l'aumento del numero di variabili esplicative può far crescere la variazione spiegata dalla regressione, a parità di variazione totale, con l'effetto di ottenere un valore più elevato per R^2 . Per tener conto inoltre della riduzione dei gradi di libertà, determinata dall'aggiunta di nuove variabili esplicative, si ricorre perciò all'introduzione di un R^2_c modificato:

$$R^2_c = 1 - (1 - R^2) [(n - 1)/(n - k)] \quad (2)$$

dove n rappresenta il numero di osservazioni mentre k è il numero di parametri stimati. Il test della significatività complessiva della regressione si riferisce alla verifica dell'ipotesi che nessuna delle variabili indipendenti contribuisca a spiegare la variazione della variabile dipendente intorno alla sua media. Formalmente l'ipotesi nulla è: $H_0 \Rightarrow b_1 = b_2 = \dots = b_k = 0$, contro l'ipotesi alternativa H_1 non tutte le b_i sono nulle. La significatività complessiva della regressione viene verificata dal rapporto F tra la varianza spiegata e quella residua. Un valore elevato di F indica una relazione significativa tra la variabile dipendente e quelle indipendenti, il che induce a scartare l'ipotesi nulla. La distribuzione di F è data da:

$$F_{k-1, n-k} = [R^2/(k-1)] / [(1-R^2)/(n-k)] \quad (3)$$

con $k-1$ e $n-k$ gradi di libertà, dove n rappresenta il numero di osservazioni e k è il numero di parametri. Se il valore di F risulta maggiore del valore tabulare F^* , al livello prescelto di significatività e di gradi di libertà, si rifiuta l'ipotesi H_0 e si accetta l'ipotesi alternativa H_1 . Quando si possiedono serie storiche disaggregate, in funzione dei paesi serviti o delle tipologie di relazioni

considerate, si possono ottenere, calcolando i relativi parametri delle regressioni, delle stime sull'incidenza delle diverse componenti sul traffico totale. Sovente, soprattutto in presenza di numerose variabili esplicative che fanno riferimento a serie storiche di dati relative a grandi aggregati economici, sussiste una qualche probabilità di trovarsi in presenza di multicollinearità. Escludendo tuttavia le variabili per le quali esiste il sospetto di una dipendenza lineare, vi è il rischio di eliminarne alcune realmente significative nella costruzione del modello, e di introdurre quindi un errore di specificazione, con la conseguenza che le stime dei parametri dell'equazione di regressione diventerebbero distorte e non consistenti. Si ritiene preferibile quindi accettare l'eventuale presenza di multicollinearità, considerando che questa esercita minore influenza sulla previsione per la variabile dipendente, soprattutto quando si crede che il legame tra le variabili esplicative continui nel tempo ed interessi anche il periodo al quale la previsione stessa si riferisce.

Applicazioni

Considerando l'oggetto dello studio, la natura cioè della variabile per la quale si vogliono effettuare delle previsioni, vale a dire la domanda di trasporto aereo, si ritiene opportuno includere nel modello econometrico, informazioni sulla capacità produttiva del paese, sul tenore di vita e sulla disponibilità finanziaria degli abitanti, sull'utenza potenziale, con particolare attenzione alla popolazione attiva, e sul tasso di motorizzazione, inteso quale indice di elasticità del bacino d'utenza e, più in generale, quale propensione alla mobilità nell'area.

In base a tali esigenze, si sono prese in considerazione le seguenti variabili esplicative:

- * Prodotto Interno Lordo pro capite a prezzi costanti;
- * Esportazioni pro capite a prezzi costanti;
- * Consumi Nazionali Privati pro capite a prezzi costanti;
- * Risparmio Nazionale Netto pro capite a prezzi costanti;
- * Tasso di Motorizzazione;
- * Tasso di Occupazione;
- * Popolazione.

Per ciascuna variabile si è rappresentato l'andamento nel tempo del numero indice nel periodo 1970-1990 (vedi nelle Figg. 1 - 7 i relativi grafici); così pure per la variabile dipendente si legge nella Fig. 8, per il sistema aeroportuale di Milano, il diagramma della serie storica, riferito al numero indice del flusso passeggeri totale: si osserva in proposito un incremento del traffico considerevole e una variazione quasi sempre positiva nell'arco del ventennio, ad eccezione del 1975, in cui si registra una piccola contrazione rispetto al 1974. Il divario tra i valori di F e quelli tabulati (F*) è sempre molto pronunciato (v. Tab. 1).

Variabile dipendente	Coefficiente di determinazione	Indice F
Prodotto Interno Lordo pro capite	0.998	1333
Esportazioni pro capite	0.986	199
Consumi Nazionali Privati pro capite	0.997	1100
Risparmio Nazionale Netto pro capite	0.980	138
Tasso di Motorizzazione	0.985	187
Tasso di Occupazione	0.977	119
Popolazione	0.980	135

Tab. 1 Verifica della multicollinearità

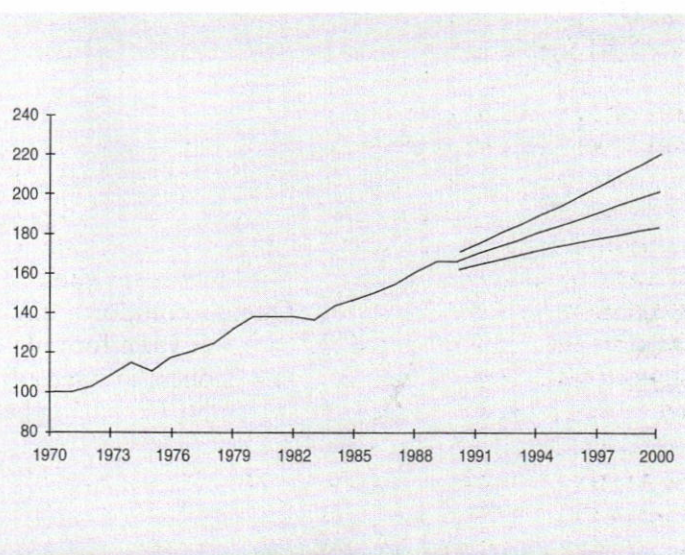


Fig. 1 Prodotto Interno Lordo pro capite. Analisi storica e previsioni

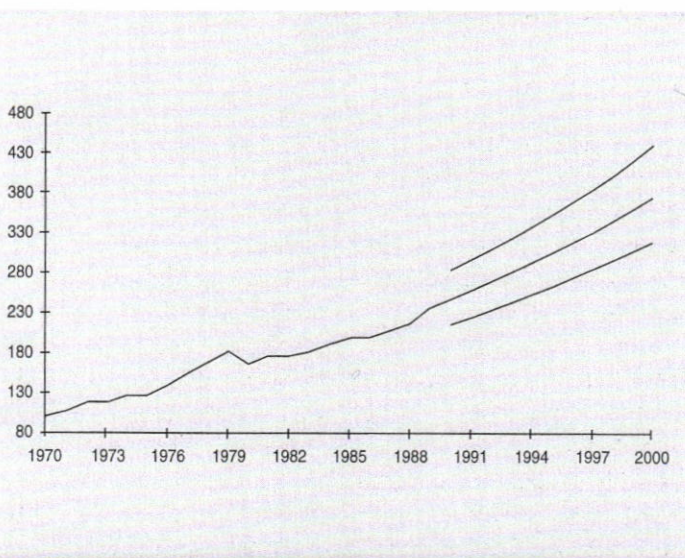


Fig. 2 Esportazioni pro capite. Analisi storica e previsioni

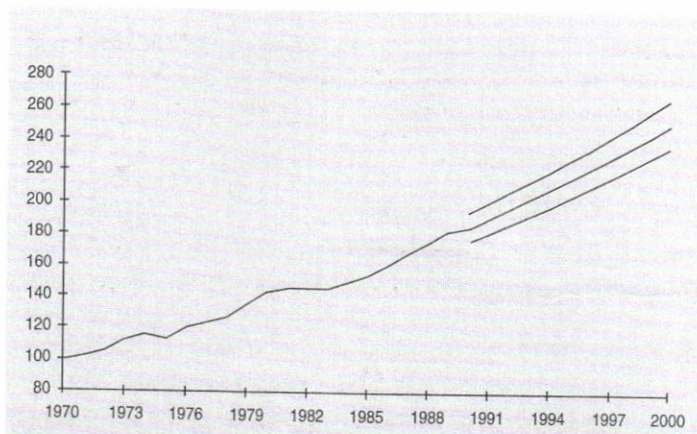


Fig. 3 Consumi Nazionali Privati pro capite.
Analisi storica e previsioni

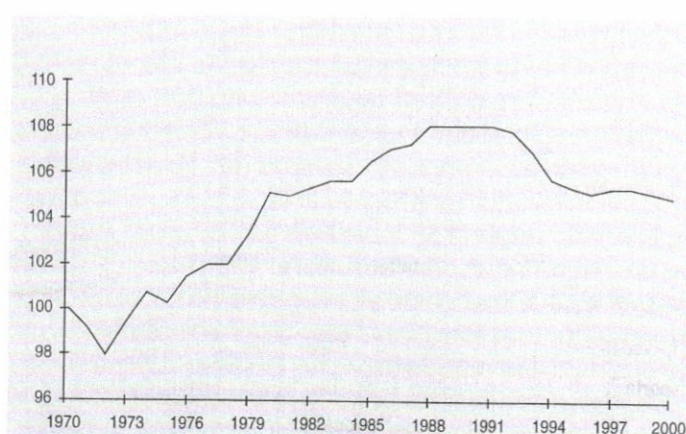


Fig. 6 Tasso di occupazione.
Analisi storica e previsioni

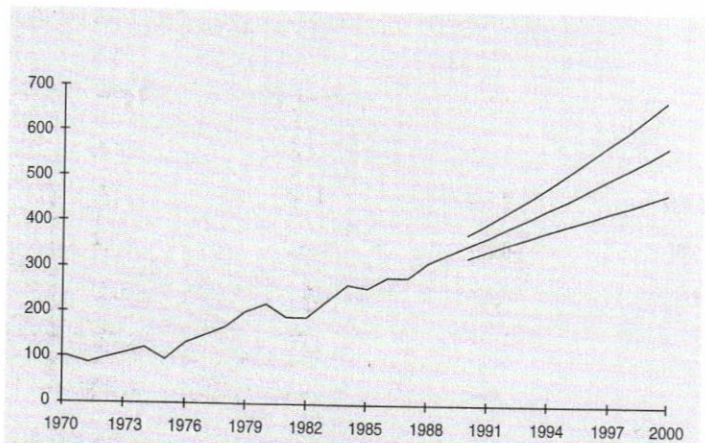


Fig. 4 Risparmio Nazionale Netto pro capite.
Analisi storica e previsioni

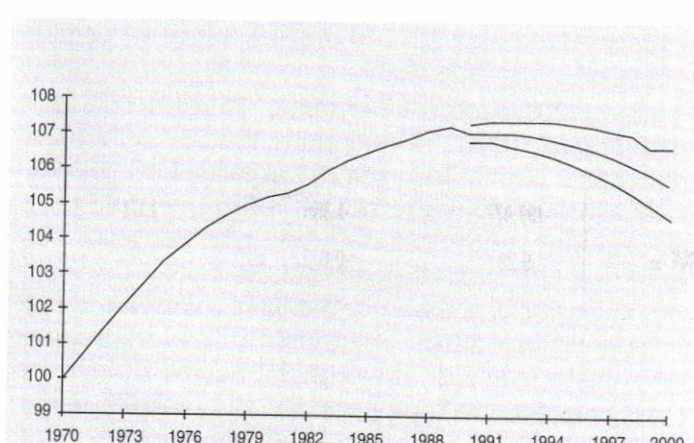


Fig. 7 Popolazione.
Analisi storica e previsioni

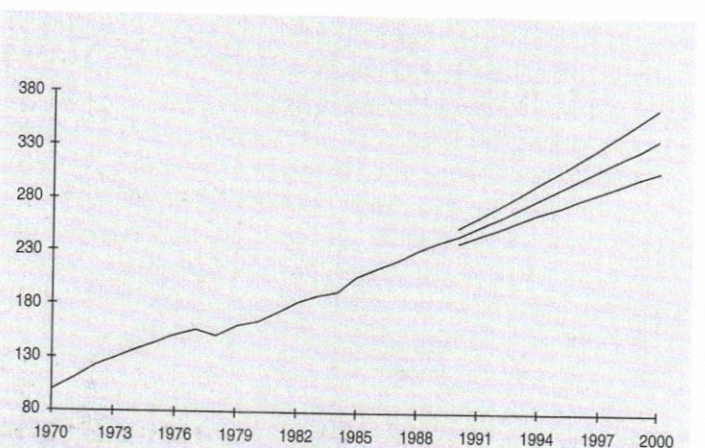


Fig. 5 Tasso di Motorizzazione.
Analisi storica e previsioni

Si è quindi ricercato il modello di regressione più soddisfacente, considerando un numero progressivamente decrescente di variabili esplicative e valutando i valori ottenuti per il coefficiente di determinazione corretto (R^2_c) e per la stima corretta della varianza (S^2) (v. Tab. 2). I risultati migliori si ottengono con il modello contenente solamente quattro variabili esplicative; rilevata tuttavia la piccola differenza rispetto ad altre ipotesi che considerano un maggior numero di variabili, si è preferito optare per la soluzione che esclude solo le Esportazioni per abitante, nel timore di non tener conto di qualche variabile significativa.

Variabili indipendenti escluse	Coefficiente di determinazione	Coefficiente di determinazione corretto	Stima corretta varianza
Nessuna	0.993	0.989	37.46
Prodotto Interno Lordo pro capite	0.993	0.989	35.35
Esportazioni pro capite	0.993	0.990	34.63
Consumi Nazionali Privati pro capite	0.993	0.989	35.76
Risparmio Nazionale Netto pro capite	0.993	0.989	35.87
Esportazioni e Risparmio Nazionale Netto pro capite	0.992	0.990	34.27
Esportazioni e Consumi Nazionali Privati pro capite	0.993	0.990	33.29
Prodotto Interno Lordo e Consumi Nazionali Privati pro capite	0.990	0.987	43.54
Esportazioni, Consumi Nazionali Privati e Risparmio Nazionale Netto pro capite	0.992	0.990	32.40

Tab. 2 Sistema aeroportuale di Milano. Ricerca del modello di regressione

M =	1.131 10 ⁵	343.891	-197.477	-9.28	42.518	-311.864	-996.503
	343.891	2.001	-1.355	-0.073	0.188	-0.31	-3.896
	-197.477	-1.355	1.171	0.032	-0.209	-0.397	2.724
	-9.28	-0.073	0.032	0.01	-0.009	-0.053	0.185
	42.518	0.188	-0.209	-0.009	0.07	0.163	-0.628
	-311.864	-0.31	-0.397	-0.053	0.163	5.26	-1.486
	-996.506	-3.896	2.724	0.185	-0.628	-1.486	12.991

Tab. 3 Sistema aeroportuale di Milano. Matrice varianze-covarianze dei parametri incogniti

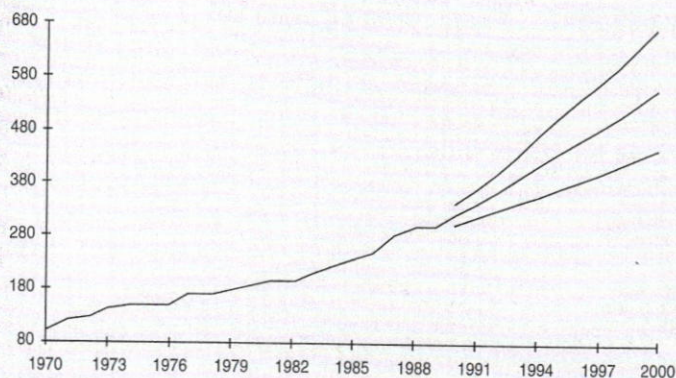


Fig. 8 Sistema aeroportuale di Milano. Andamento del n° indice del Traffico Passeggeri totale

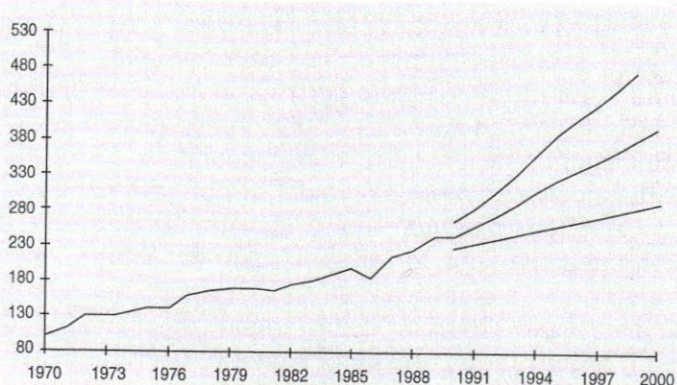


Fig. 9 Sistema aeroportuale di Roma. Andamento del n° indice del Traffico Passeggeri totale

Variabili indipendenti escluse	Coefficiente di determinazione	Coefficiente di determinazione corretto	Stima corretta varianza
Nessuna	0.985	0.977	31.27
Prodotto Interno Lordo pro capite	0.985	0.978	29.39
Esportazioni pro capite	0.983	0.976	32.75
Consumi Nazionali Privati pro capite	0.983	0.975	33.0
Risparmio Nazionale Netto pro capite	0.984	0.977	30.70
Esportazioni e Risparmio Nazionale Netto pro capite	0.979	0.971	38.23
Esportazioni e Consumi Nazionali Privati pro capite	0.981	0.974	34.79
Prodotto Interno Lordo e Consumi Nazionali Privati pro capite	0.981	0.975	33.85
Esportazioni, Consumi Nazionali Privati e Risparmio Nazionale Netto pro capite	0.978	0.972	37.32

Tab. 4 Sistema aeroportuale di Roma. Ricerca del modello di regressione

Si sono a questo punto stimati i parametri incogniti e si è calcolata la matrice delle varianze-covarianze del vettore b , di seguito riportata (v. Tab. 3): sulla diagonale principale compaiono le varianze delle stime b_j (con $j = 1, 2, \dots, k$), mentre negli altri elementi della matrice si leggono le covarianze tra le stime dei parametri. L'equazione risultante assume pertanto la forma:

$$Y = \theta + \alpha X_1 + \gamma X_3 + \delta X_4 + \varepsilon X_5 - \zeta X_6 - \eta X_7 \quad (4)$$

ed, esplicitando i valori stimati per i parametri b_j , si ottiene:

$$Y = 980.46 + 0.83 X_1 + 0.73 X_3 + 0.09 X_4 + 1.11 X_5 - 4.76 X_6 - 6.81 X_7 \quad (5)$$

In tale relazione il parametro θ è il termine costante della regressione; α è definito come la variazione della domanda di trasporto per ogni variazione unitaria della variabile Prodotto Interno Lordo pro capite, mentre tutte le altre variabili sono mantenute costanti, ovvero $\delta Y/\delta \text{PIL}$: la variazione, positiva, supera l'80%. A sua volta il parametro γ misura la variazione, pari al 73%, della variabile dipendente per ogni variazione unitaria dei Consumi nazionali Privati pro capite, quando le altre sono mantenute costanti, e corrisponde a $\delta Y/\delta \text{CNP}$; analogamente possono essere definiti gli altri parametri. Le variazioni risultano molto elevate, ed entrambe di segno negativo, con le variabili Tasso di Occupazione e Popolazione, a significare un forte legame, con relazione inversa, nei confronti della variabile dipendente.

Per il sistema aeroportuale di Roma il diagramma della serie storica denota una crescita meno pronunciata e più numerose occasioni in cui si registrano inversioni di tendenza, con variazioni percentuali negative rispetto all'anno precedente (v. Fig. 9). La tabella 4 riassume l'analisi per la ricerca del modello di regressione più

soddisfacente; i risultati migliori si ricavano con il modello a sei variabili esplicative: tutte quelle considerate ad esclusione del Risparmio Nazionale Netto pro capite. In tutti i casi si nota un valore elevato di F : ciò indica una relazione significativa tra la variabile dipendente e quelle esplicative, ma potrebbe anche indicare una dipendenza lineare tra le variabili esplicative stesse. Si sono quindi stimati, come in precedenza, i parametri incogniti e la matrice delle varianze-covarianze del vettore b (v. Tab. 5). L'equazione di regressione risulta del tipo:

$$Y = \theta - \alpha X_1 + \beta X_2 + \gamma X_3 + \varepsilon X_5 - \zeta X_6 + \eta X_7 \quad (6)$$

e, sostituendo ai parametri b_j i valori ricavati, si ottiene:

$$Y = 308.43 - 0.29 X_1 + 0.48 X_2 + 1.1 X_3 + 0.21 X_5 - 4.61 X_6 + 1.03 X_7 \quad (7)$$

La variazione per α è in questo caso negativa, e risulta inferiore al 30%; il parametro η , definito come $\delta Y/\delta P$ quando tutte le altre variabili esplicative sono costanti, mostra una variazione positiva e pari a circa il 100%, contrariamente a quanto riscontrato nel caso di Milano. Nell'insieme l'equazione di regressione stimata indica che la variabile domanda di trasporto è legata da una relazione diretta alle variabili Esportazioni pro capite, Consumi Nazionali Privati pro capite, Tasso di Motorizzazione e Popolazione, e da una relazione inversa con le variabili Prodotto Interno Lordo pro capite e Tasso di Occupazione. Le equazioni di regressione appena definite consentono di formulare dunque delle ipotesi di sviluppo per la domanda di trasporto aereo passeggeri fino all'anno 2000. Si utilizzano a tale scopo i valori medi previsti, espressi sempre in termini di numero indice, per le grandezze socio economiche introdotte nel modello econometrico quali variabili

esplicative: il trend medio di sviluppo è riportato in forma grafica nelle Figg. 1 - 7, nelle quali è leggibile anche l'andamento dell'intervallo di confidenza. Le previsioni per il traffico totale e i relativi intervalli di confidenza, determinati assumendo un livello di significatività del 10%, sono rappresentati nelle Figura 8, nel caso di Milano, e 9, per il sistema aeroportuale di Roma. Si osserva nel primo caso un incremento del traffico, nel corso degli anni '90, pari a 85%, con estremi dell'intervallo di confidenza che si allontanano nel 2000, rispetto al valore medio, di $\pm 20,1\%$; nel 1992 il valore stimato dal modello risulta praticamente coincidente con quello effettivo, con una piccola approssimazione per difetto, pari a $-0,26\%$. La crescita che si prevede per Roma, risulta meno consistente, di poco superiore a 65% nell'arco del decennio, con un intervallo di confidenza che nel 2000 mostra uno scostamento dal valore medio di $\pm 26,8\%$. Nel 1992 il valore previsto dal modello risulta approssimato ancora per difetto, con una differenza tuttavia più rilevante, pari a 5,2%.

	9.377 10 ⁴	229.1	6.662	-146.242	30.855	-291.684	-763.722
	229.1	1.722	-0.142	-1.066	0.111	-1.18	-1.736
	6.662	-0.142	0.052	0.024	6.166 10 ⁴	0.21	-0.208
M =	-146.242	-1.066	0.024	0.959	-0.161	-0.106	1.805
	30.855	0.111	6.166 10 ⁴	-0.161	0.056	0.107	-0.421
	-291.684	-1.18	0.21	-0.106	0.107	5.269	-1.32
	-763.722	-1.736	-0.208	1.805	-0.421	-1.32	9.434

Tab. 5 Sistema aeroportuale di Roma.
Matrice varianze-covarianze dei parametri incogniti

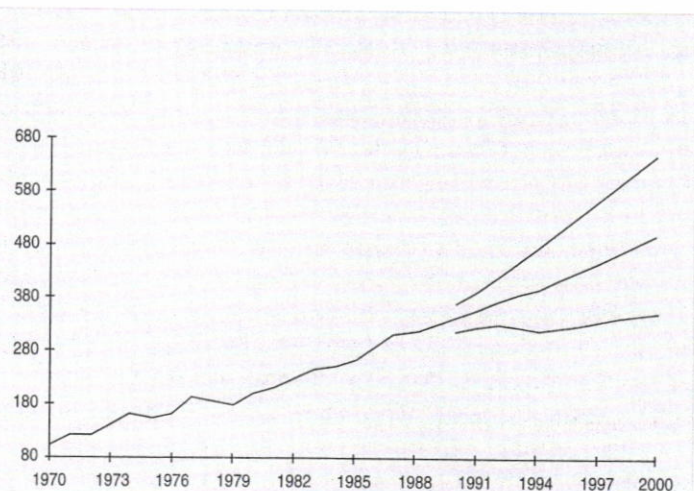


Fig. 10 Sistema aeroportuale di Milano.
Previsione del traffico passeggeri nazionale

Utilizzando lo stesso insieme di variabili esplicative è possibile elaborare anche previsioni di traffico settoriali, relative alle componenti nazionale, internazionale e intercontinentale, in cui solitamente si suddivide il flusso viaggiatori totale.

Con riferimento allo scalo di Milano, l'equazione di regressione, calcolata questa volta prendendo in esame la serie storica relativa alla componente nazionale del traffico passeggeri, risulta così modificata:

$$Y = 187.6 - 0.42 X_1 - 0.06 X_3 + 0.09 X_4 + 1.8 X_5 + 2.9 X_6 - 5.15 X_7 \quad (8)$$

Il valore del coefficiente di determinazione corretto diminuisce leggermente, e risulta pari a 0,987, mentre aumenta la stima corretta della varianza incognita, che diventa uguale a 62,4. I risultati relativi alla previsione sul traffico passeggeri nazionale sono riportati in Fig. 10. L'incremento globale nel periodo di previsione risulta molto più contenuto, e pari a 52,3%; aumenta nel contempo, dato il valore elevato per la stima della varianza, l'incertezza della previsione: nel 2000 gli estremi dell'intervallo di confidenza si allontanano di $\pm 30\%$. Se paragonata al traffico passeggeri reale, la previsione per il 1992 è ancora per difetto, con un errore pari a $-3,8\%$. Tale risultato comunque, se si considera la maggiore incertezza della stima, si può ritenere del tutto soddisfacente. Se si considera la serie storica relativa alla componente internazionale del traffico passeggeri, la curva di regressione assume la forma:

$$Y = 1263.9 + 2.06 X_1 + 0.75 X_3 + 0.08 X_4 + 0.54 X_5 - 10.09 X_6 - 4.99 X_7 \quad (9)$$

Il valore del coefficiente di determinazione corretto rimane 0,987, mentre la stima corretta della varianza si riduce a 28,38. La previsione del traffico passeggeri internazionale si legge in Fig. 11: si osserva un raddoppio del flusso, con un incremento complessivo, nel periodo di previsione, pari a 103,6%; gli estremi dell'intervallo di confidenza si allontanano nel 2000 di $\pm 18,5\%$. Rispetto al traffico passeggeri rilevato, la previsione per il 1992 è approssimata per eccesso, con una differenza pari a $+5,4\%$.

L'equazione legata alla componente intercontinentale del traffico passeggeri, è del tipo:

$$Y = 3048.2 - 3.04 X_1 + 5.53 X_3 + 0.29 X_4 + 1.9 X_5 - 2.77 X_6 - 31.35 X_7 \quad (10)$$

Il valore del coefficiente di determinazione corretto risulta uguale a 0,96; cresce al contrario, in misura rilevante, la stima corretta della varianza incognita, che diventa pari a 440,6. I risultati relativi alla previsione sono riportati in Fig. 12: l'incremento globale nel

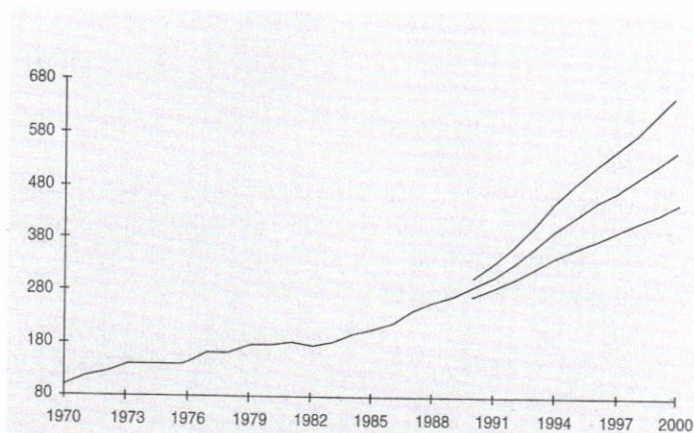


Fig. 11 Sistema aeroportuale di Milano. Previsione del traffico passeggeri internazionale

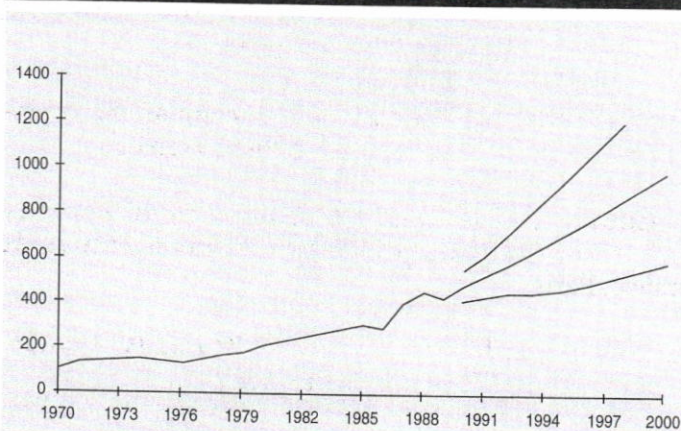


Fig. 12 Sistema aeroportuale di Milano. Previsione del traffico passeggeri intercontinentale

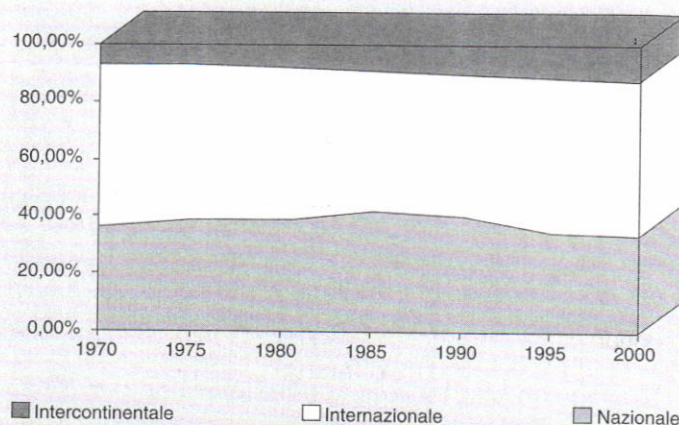


Fig. 13 Sistema aeroportuale di Milano. Composizione percentuale del traffico passeggeri

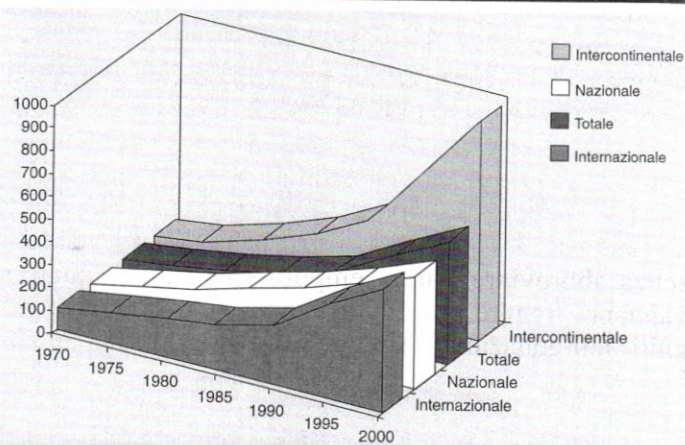


Fig. 14 Sistema aeroportuale di Milano. Andamento del n° Indice per le differenti componenti del traffico passeggeri

decennio in esame è del 131,5%, e gli estremi dell'intervallo di confidenza si allontanano nel 2000, come prevedibile, di $\pm 41\%$ rispetto al valore medio. Se paragonata al traffico effettivamente rilevato, la previsione per il 1992 è approssimata per difetto, con un errore pari a $- 11,6\%$: si osserva in proposito come il flusso di traffico registrato nel 1992 risulti addirittura maggiore di quello stimato per il 1993. L'aumento più cospicuo, secondo le previsioni, riguarda, nell'insieme, il flusso internazionale e quello intercontinentale (v. Tab. 6), sì da determinare nel 2000 una ridistribuzione dei pesi relativi per le diverse quote di traffico: il flusso internazionale acquisterebbe, nel corso degli anni '90, cinque punti percentuali, raggiungendo circa il 55% del totale, quello intercontinentale

Movimento passeggeri

ANNO	Traffico nazionale				Traffico internazionale				Traffico intercontinentale				Totale		
	N.RO PASS. 10 ³	NUM. INDICE	VARIAZ. MEDIA ANNUA	% DEL TOTALE	N.RO PASS. 10 ³	NUM. INDICE	VARIAZ. MEDIA ANNUA	% DEL TOTALE	N.RO PASS. 10 ³	NUM. INDICE	VARIAZ. MEDIA ANNUA	% DEL TOTALE	N.RO PASS. 10 ³	NUM. IND.	VAR. MEDIA ANN.
1970	1261	100		37.4	1892	100		56.1	221	100		6.5	3374	100	
1975	1939	154	10.8	39.8	2652	140	8.03	54.4	286	130	5.90	5.8	4877	145	8.91
1980	2490	198	5.68	39.9	3310	175	4.97	53.0	449	203	11.3	7.1	6249	185	5.63
1985	3345	265	6.87	42.3	3901	206	3.57	49.4	659	298	9.35	8.3	7905	234	5.30
1990	4136	328	4.73	40.8	5065	268	5.97	50.0	926	419	8.14	9.2	10127	300	5.62
1995	5200	412	5.15	35.5	7930	419	11.3	54.1	1530	692	13.0	10.4	14660	434	8.95
2000	6300	500	4.23	33.6	10310	545	6.0	55.0	2150	972	8.10	11.4	18760	556	5.59

Tab. 6 Sistema aeroportuale di Milano. Evoluzione del traffico passeggeri nel tempo

oltre due, per coprire una quota pari a 11,5%, e quello nazionale ne perderebbe più di sette, scendendo ad una percentuale del 33,5% (v. Figg. 13 e 14).

Rispetto alla formulazione definita per il flusso totale di traffico, le maggiori variazioni si notano nell'espressione relativa alla componente nazionale, e, in misura minore, a quella intercontinentale; nel primo caso si trova infatti che la relazione, nei confronti della variabile dipendente, diventa inversa per il Prodotto Interno Lordo pro capite e per i Consumi Nazionali Privati pro capite, mentre si trasforma in diretta rispetto al Tasso di Occupazione; nel secondo caso si ha un'inversione di segno a proposito della sola variabile X_1 (Prodotto Interno Lordo pro capite).

Conclusioni

Quando la capacità previsiva del modello si rivelasse non soddisfacente, diventa indispensabile intervenire sottoponendo a revisione, più o meno radicale, tutte le fasi precedenti dell'intero processo previsionale. Il test di verifica è continuo nel tempo e consiste nel confrontare, come si è già messo in evidenza, i dati di traffico rilevati con i valori ottenuti utilizzando il modello econometrico: lo scostamento risultante fornisce una misura della validità della stima. Questo modo di operare consente di eseguire il test sull'efficacia del modello senza abbreviare l'arco temporale in base al quale si valutano, tramite procedura statistica, i parametri incogniti dell'equazione di regressione; tale soluzione realizza un innegabile vantaggio, in quanto la teoria relativa ai metodi di previsione basati sui modelli econometrici mette chiaramente in evidenza come la capacità di effettuare delle stime attendibili sia direttamente proporzionale all'ampiezza del campione di dati disponibile. Un simile approccio consente pertanto di tener costantemente sotto controllo lo sviluppo del traffico durante il periodo di previsione, in modo da verificare la coerenza del modello ed apportare le necessarie correzioni se l'evoluzione di qualche fattore risultasse differente dalle assunzioni originarie.

In studi di questo tipo per aggirare l'ostacolo principale, costituito dall'impossibilità di valutare con certezza l'evoluzione, nel breve e medio termine, delle variabili esogene che influiscono sul livello di traffico, si fa frequentemente ricorso alla tecnica di costruire diverse previsioni condizionali, in modo da definire non un'unica curva, ma un cono previsionale; tale gamma di ipotesi consente anche di considerare le conseguenze generate sull'evoluzione della variabile dipendente dall'effetto di politiche diverse per le variabili indipendenti.

BIBLIOGRAFIA

- M. ABRAHAMS (1983) A service quality model of air travel demand: An empirical study, *Transportation Research*, 17 A(4), 385-393.
- S. BROWN, W. S. WATKINS (1968) The Demand for Air Travel: a Regression Study of Time Series and Cross-sectional Data in the U.S. Domestic Market, *Highway Research Record*, 213, Washington.
- G. CALZOLARI (1987) La varianza delle previsioni nei modelli econometrici, Cleup, Padova.
- N. CAPPUCCIO, R. ORSI (1991) *Econometria*, Il Mulino, Bologna.
- C. CHATFIELD (1992) *The Analysis of Time Series, An Introduction*, Chapman & Hall, London.
- B. CONTINI (1984) *Econometria: principi teorici e problemi applicativi*, Rosenberg & Sellier, Torino.
- B. COUTROT, J.J. DROESBEKE (1984), *Les méthodes de prévision, Que sais-je?*, Presses Universitaires de France, Paris.
- A.C. DARNELL, J.L. EVANS (1990) *The Limits of econometrics*, Edward Elgar, Aldershot Hants.
- V. Esposito (1989) Il sistema aeroportuale milanese. Sviluppo del traffico negli ultimi anni, *Trasporti e Trazione*, 5, 182-187.
- R.C. FAIR (1980) Estimating the expected predictive accuracy of econometric models, *International Economic Review*, 21, 355-378.
- L. FRIDSTROM, H. THUNE-LARSEN (1989) An econometric air travel demand model for the entire conventional domestic network: the case of Norway, *Transportation Research*, 23 B (3), 213-223.
- C. GOURIEROUX, A. MONFORT (1989) *Statistique et modèles économétriques*, Economica, Paris.
- W.H. GREENE (1993) *Econometric Analysis*, Macmillan, New York.
- A.C. HARVEY (1990) *The Econometric Analysis of Time Series*, Mit Press, Boston.
- D.F. HENDRY (1993) *Econometrics: Alchemy or Science? Essays in Econometrics Methodology*, Blackwell, Oxford.

- B.G. HUTCHINSON (1993) Analyses of Canadian air travel demands, *Journal of Transportation Engineering*, 119 (2), 301-316.
- J. JOHNSTON (1993) *Econometrica*, Franco Angeli, Milano.
- KAEMMERLE (1991) Estimating the demand for small community air service, *Transportation Research*, 25 A (2-3), 101-112.
- A. KANAFANI (1983) *Transportation Demand Analysis*, Mc Graw-Hill, New York.
- A. KANAFANI G. GOSLING, S. TAGHAVI (1975) Studies in the demand for short-haul air transportation, Special Report 127, Institute of Transportation and Traffic Engineering, University of California, Berkeley.
- T. LANCASTER (1990) *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, New York.
- G.S. MADDALA (1988) *Introduction to Econometrics*, Macmillan Publishing Co., New York.
- E. MALINVAUD (1981) *Méthodes statistiques de l'économétrie*, Dunod, Paris.
- Manuel de prévision du trafic aérien (1985), I.C.A.O., Paris.
- G. MARBACH, C. MAZZIOTTA, A. RIZZI (1991) *Le previsioni: fondamenti logici e basi statistiche*, Etas Libri, Milano.
- Modelli econometrici per la domanda di trasporto. Viaggiatori a lunga distanza (1976), C.S.S.T., Quaderno n. 11, Roma.
- O.E. MOORE, A.H. SOLIMAN (1981) Airport catchment areas and air passenger demand, *Journal of Transportation Engineering*, ASCE, 107 (5).
- P.J. OBERHAUSEN, F.S. KOPPELMAN (1982), Time-series analysis of intercity air travel volume, *Transpn. Res. Recd.* 840, 15-21.
- Origin-destination survey of airline passenger traffic, (1985) fourth quarter, U.S. Department of Transportation, Washington D.C.
- R.S. PINDYCK, D.L. RUBINFELD (1982) *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, New York.
- G. REITANI (1985) Système de transport dans les régions continentales. Relations entre la structure de l'offre et la structure du territoire dans la région Lombarde, *Revue "T" Tijdschrift*, 2, 139-148.
- Id. (1989) Assetto del territorio e mobilità: analisi delle interazioni, *International Meeting*, Caracas, vol. 3, 877-887.
- G. REITANI, A. COSTA (1994) *Analisi e previsione della domanda di trasporto aereo nella Comunità Europea: un modello econometrico multivariabile*, PI-ME Press, Pavia.
- V.R. RENGARAJU, V. THAMIZH ARASAN (1992) Modeling for air travel demand, *Journal of Transportation Engineering*, 118 (3), 371-380.
- T.A. RUHL, M. ROMANA, R.F. RAMOS, C. SPIDLE (1993) Assessing potential for superhub airport for California, *Journal of Transportation Engineering*, 119 (5), 667-680.
- A. SPANOS (1986) *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge University Press, New York.
- M. SULAIMAN (1990) Airport choice: Empirical study of the determinants of demand for local air service, University of California, Berkeley.
- R.L. THOMAS (1985) *Introductory Econometrics, Theory and Applications*, Longman, New York.
- B.A. THORSON, K.A. BREWER (1978) A Model to Estimate Commuter Airline Demand in Small Cities, *Transportation Research Board's, Annual Meeting*, Washington.
- P.K. VERLEGER (1972) Models of the demand for air transportation, *Bell J. Econ. Mgmt. Sci.* 3 (2).
- K.J. WHITE, S.A. HAUN, D.J. GOW (1988) *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley and Sons, New York.
- K.M. YOUNG (1972) A synthesis of time-series and cross-section analysis: Demand for air transportation services, *J. Am. Stat. Assoc.*, 67, 560-566.
- A. ZELLNER (1979) *Statistical analysis of econometric models*, JASA, vol. 74, 628-643.
- C. ZOCCHI (1988) *Le previsioni di mercato: tecniche previsionali quantitative. Analisi delle serie temporali e modelli causali*, Pirola, Milano.