

LA FUNZIONE DI ESPORTAZIONE DISAGGREGATA PER L'ITALIA: UN'ANALISI DINAMICA

di Alessandra Mori (*)
con la supervisione di Fabrizio Onida

1. Introduzione

L'analisi si concentra sulle determinanti delle esportazioni per l'aggregato dei beni manufatti e per alcuni comparti manifatturieri italiani. Essa si colloca all'interno di quella limitata letteratura empirica che considera la stima di funzioni di commercio estero disaggregate settorialmente (per l'Italia Modiano-Onida (1983), Barca-Caselli (1989) e Mosconi-Prosperetti (1989), limitato però al solo settore meccanico).

Il modello econometrico è basato sulle seguenti principali ipotesi:

1) *i beni commerciati internazionalmente sono imperfetti sostituti dei beni interni; si può accogliere ragionevolmente tale ipotesi per i beni manifatturieri, non omogenei, sulla base di alcune considerazioni (Goldstein e Khan (1985)): per esempio l'esistenza di differenze di prezzo significative e non transitorie per lo "stesso" prodotto in paesi diversi (dopo la conversione in valuta comune), o il fiorire di commercio orizzontale (lo stesso paese è sia importatore che esportatore di uno "stesso" bene).*

2) *Un procedimento di stima uniequazionale è adeguato per ottenere stime affidabili delle elasticità di prezzo e di reddito (1).*

Le variabili esplicative che entrano nella specificazione sono un indicatore di competitività (Tasso di Cambio Effettivo Reale, TCER), l'attività economica estera (resa con l'indice di produzione mondiale), la pressione della domanda interna (resa con la capacità produttiva utilizzata) e la profitabilità relativa delle esportazioni (2).

La variabile di competitività è costruita come rapporto tra prezzi esteri e prezzi interni, in valuta comune, e quindi un aumento dell'indicatore ha effetto di far aumentare le esportazioni italiane: il suo segno atteso è dunque positivo (si noti che spesso, in letteratura, l'indice utilizzato è l'inverso di quello proposto qui, e dunque il segno atteso è negativo).

L'attività economica estera è, quantitativamente, la maggiore determinante delle esportazioni di un paese.

La pressione della domanda interna, si argomenta, dovrebbe essere correlata negativamente alle esportazioni di un paese, in considerazione dell'azione combinata di due effetti:

— *di domanda: in periodi di forte espansione della produzione interna, calerebbe la qualità del servizio offerto all'estero (diminuzione dell'assistenza, ritardi di consegna...), e gli importatori esteri diminuirebbero la loro domanda;*

— *di offerta: i produttori tenderebbero a lasciare il mercato estero per quello interno, giudicato più profittevole e più sicuro, quando la domanda interna è elevata. In proposito, si vedano Winters (1981), Mosconi-Prosperetti (1989).*

La profitabilità delle esportazioni relativamente alle vendite interne cattura prevalentemente effetti derivanti dal lato dell'offerta, dovuti al maggior incentivo ad esportare quando il mercato estero è giudicato più profittevole; il suo segno atteso è dunque positivo (si vedano Winters (1981), Conti-Massari-Modiano (1989)).

I dati sono trimestrali. Il periodo di stima si estende dal 1971.I al 1991.IV per il manifatturiero, e dal 1980.I al 1990.II per gli altri settori.

2. I risultati

2.1 Esportazioni di beni manufatti

Nella tabella 1 sono riportati i risultati delle stime relative alle esportazioni manifatturiere italiane nel periodo che va dal primo trimestre del 1971 al quarto trimestre del 1991. La specificazione adottata è del tipo logaritmico, quindi è possibile interpretare i coefficienti stimati come elasticità.

L'equazione 1.1 rappresenta l'ultimo stadio del procedimento di riduzione (3). Nonostante la dinamica notevolmente semplificata, l'equazione mostra una buona performance rispetto ai test diagnostici condotti (4), con la possibile eccezione del test sulla normalità dei residui.

(*) Istituto di Economia Politica e CESPRI, Università Bocconi di Milano

Si ringrazia Rodolfo Helg, senza la cui preziosa collaborazione questo lavoro non sarebbe stato possibile.

Le elasticità di lungo periodo implicite nella (1.1) sono riportate nell'equazione 1.2. L'elasticità-reddito, nella fattispecie definita come elasticità alla produzione mondiale, è pari a 1,57 e l'elasticità al prezzo (TCER) è pari a 0,69. Un paragone con precedenti risultati è reso difficile dalle differenze nella specificazione dell'equazione (in particolare nel modo di modellare la dinamica), nella misurazione delle variabili (si ricorda che qui la variabile di attività è la produzione mondiale, mentre in molti lavori si utilizza la domanda mondiale, o le esportazioni mondiali) e nell'arco temporale considerato. Tenendo ciò in dovuta considerazione, si può osservare che, per quanto riguarda l'elasticità-reddito, non esiste, tra gli studi presi in esame, un'omogeneità di risultati (tabella 2) (5). Il risultato qui ottenuto, significativamente maggiore di uno, è in media più elevato dei precedenti.

Anche per l'elasticità-prezzo non esiste concordanza di risultati (5). Una bassa elasticità al prezzo è in linea con quanto ottenuto, per esempio, dalla Banca d'Italia nel modello trimestrale e da Sabani (1989) (per entrambi, si ha un valore di 0.8).

Un aspetto non molto indagato nell'analisi empirica è quello del ruolo dei fattori non di prezzo come determinanti della performance all'esportazione (un'eccezione sono, a questo riguardo, Modiano-Onida e Mosconi-Prosperetti).

Le indicazioni che giungono da analisi qualitative recenti (Carisano-Rosa (1990)) paiono sottolineare la crescente importanza, per le imprese italiane, di tali fattori di competitività diversa dal prezzo - per esempio relativi a caratteristiche intrinseche o percepite del prodotto, quali l'affidabilità o il design, o a prestazioni accessorie del produttore, come l'assistenza pre- e post-vendita.

In generale, in un esercizio econometrico, non è agevole trovare un indicatore sintetico che colga l'azione di questi fattori. La metodologia proposta qui si basa sull'ipotesi che un aumento della competitività non di prezzo renda la funzione di esportazione meno sensibile al prezzo, e comporti dunque una diminuzione dell'elasticità di prezzo.

A partire da questo apriori, si analizza la stabilità nel tempo della stima di tale elasticità, e si interpretano eventuali sue variazioni sistematiche come possibile risultante dei cambiamenti nei "non-price factors".

A questo riguardo, la figura 1 riporta il risultato delle stime ottenute col metodo dei minimi quadrati ricorsivi (6). A partire dalla fine degli anni '70, è presente un evidente trend negativo nell'elasticità-prezzo (7). Questa diminuzione, secondo la metodologia proposta qui, può essere interpretabile come spia dell'azione favorevole di fattori di competitività diversa dal prezzo.

2.2. Esportazioni settorialmente disaggregate

Per gli anni 80 si sono stimate funzioni di esportazione disaggregate. La tabella 3 riporta i risultati di lungo periodo per i diversi settori indagati, nonché per il manifatturiero per lo stesso arco temporale (8).

Spicca la relativa dispersione, pur sempre intorno a valori bassi, dell'elasticità di prezzo, nonché i valori elevati dell'elasticità di reddito. La pressione della domanda interna e la profittabilità agiscono prevalentemente come variabili congiunturali, ma questa analisi non ha lo scopo di soffermarsi propriamente su fattori di breve periodo (9).

Vengono di seguito riportati i risultati delle stime settore per settore.

Legno, carta, gomma e altri prodotti industriali

La soluzione di lungo periodo è la seguente:

$$(2.1) L_{exp} = - 7.09 + 0.92 LTCER + 1.663 L_{prod}$$

(Legenda: exp = esportazioni; $TCER$ = competitività di prezzo; $prod$ = produzione mondiale. Il prefisso L indica il logaritmo).

Si tratta di un settore molto eterogeneo, in cui predominano i prodotti tradizionali, e che presenta un'elasticità al prezzo relativamente elevata, anche se inferiore all'unità, e un'elasticità al reddito tra le più alte. Barca e Caselli ottengono elasticità al prezzo di poco più basse (0.7 per la carta, 0.5 per il mobilio) ma con problemi di significatività; molto più bassi, ma poco significativi, sono invece i valori da loro riportati per l'elasticità di reddito (0.7 per il mobilio, 0.6 per la carta). Differenze così marcate possono essere imputate alla limitata attenzione agli aspetti dinamici nella specificazione da loro adottata e al periodo coperto dai dati (anni 80 qui, parte degli anni 70 in Barca e Caselli). Il risultato di Modiano e Onida (1983), di elasticità al prezzo pari a 1.45 (per il solo mobilio), è concorde nell'indicare questo settore come uno di quelli più sensibili al prezzo.

Prodotti chimici e farmaceutici

La soluzione di lungo periodo è la:

$$(2.2) L_{exp} = - 7.46 + 0.37 LTCER + 1.52 L_{prod} + 0.77 L_{cap}$$

(Legenda: exp = esportazioni; TCER = competitività di prezzo; prod = produzione mondiale; cap = pressione della domanda interna. Il prefisso L indica il logaritmo).

La pressione della domanda interna entra, significativamente, nell'equazione di lungo periodo, ma con il segno positivo, contrario alle attese; per tale fenomeno si può avanzare una spiegazione strutturale, in considerazione delle caratteristiche peculiari del settore in esame.

Infatti, la chimica ha goduto, fino alla metà degli anni 70, di un elevato tasso di crescita, caratterizzata dalla costruzione di grandi impianti. La crisi petrolifera ha colpito duramente il settore, saturando i mercati e risultando in capacità produttiva in eccesso. La ristrutturazione che è seguita ha comportato una internazionalizzazione che ha stimolato le esportazioni, mentre il grado di utilizzo della capacità produttiva cresceva, per forza di cose, dopo un periodo di marcato sottoutilizzo.

Sia le esportazioni che il grado di utilizzo degli impianti sono dunque cresciuti nel periodo coperto dalle stime (Federchimica, 1990), per un motivo legato alle esigenze di ristrutturazione del settore. L'ipotesi che si fa qui è che fra le due variabili si sia venuta ad instaurare una correlazione spuria, motivata da questa ristrutturazione in atto: il grado di utilizzo degli impianti non sarebbe, in questo settore, un buon indicatore di pressione della domanda interna. Modiano e Onida, per gli anni 70, trovano un coefficiente significativo e dal segno atteso negativo (-0.47 per la chimica fine), ma la diversità tra le specificazioni rende difficile trarre conclusioni definitive da tale confronto.

Il settore è piuttosto inelastico al prezzo, e tale indicazione concorda con i risultati di Modiano e Onida per gli anni 70 (elasticità al prezzo comprese tra 0.7 e 0.9 nei diversi comparti); anche qui gli anni 80 risultano meno sensibili al prezzo degli anni 70. In Barca-Caselli l'elasticità ai prezzi del settore chimico è bassa e non significativa.

L'elasticità alla domanda estera è maggiore di uno anche in questo settore, in netto contrasto con quanto trovato da Barca e Caselli (0.64).

Minerali e metalli ferrosi e non ferrosi

Nella soluzione di lungo periodo compaiono soltanto i prezzi relativi e la domanda estera, mentre la profittabilità e la pressione della domanda interna hanno effetti solo ciclici:

$$(2.3) L_{exp} = - 3.19 + 0.77 LTCER + 0.97 L_{prod}$$

(Legenda: si veda equazione 2.1).

Questo settore esibisce un'elasticità al prezzo di poco superiore alla media per il manifatturiero e un'elasticità alla domanda estera sostanzialmente unitaria, unico tra i settori indagati. I valori trovati da Barca e Caselli (1.95) e da Modiano e Onida (1.6 e 2.7) mostrano al contrario un'elevata dipendenza delle esportazioni dal prezzo, che parrebbe dunque essersi ridotta negli anni 80.

La (2.3) è stata sottoposta ai test di instabilità, che evidenziano un'irregolarità nell'88. Si può forse azzardare una spiegazione di tale instabilità ricordando la forte crisi attraversata dal settore in quel periodo (Confindustria, 1988), che potrebbe essersi riflessa nei parametri dell'equazione.

Prodotti metalmeccanici

L'equazione di lungo periodo è:

$$(2.4) L_{exp} = - 3.08 + 0.45 LTCER + 1.24 L_{prod}$$

(Legenda: si veda equazione 2.1).

L'elasticità al prezzo è contenuta, così come quella alla domanda estera, rispetto all'aggregato. Barca e Caselli non producono stime aggregate per questo settore, ma lo scompongono in diverse branche e la loro elasticità al prezzo non è mai significativa, mentre il coefficiente dell'attività estera è molto basso (<0.5), eccettuato il caso dei prodotti in metallo, che esibiscono un'elasticità paragonabile a quella trovata qui (1.2). Mosconi e Prosperetti ottengono un valore di 0.97 per l'elasticità di prezzo e uno pari a 0.85 per l'elasticità di reddito, mentre Modiano e Onida scompongono il settore in diversi sottosectori, e concordano sostanzialmente con l'elasticità di prezzo trovata da Mosconi e Prosperetti (0.72 per la meccanica di precisione, 0.85 per i macchinari elettrici, 0.87 per i macchinari non elettrici). Tali specificazioni sono tra loro molto diverse, e coprono differenti periodi temporali, quindi è d'obbligo esercitare molta cautela nel raffrontarne i risultati. La (2.4) pare suggerire per questo settore un'elasticità di prezzo più bassa e un'elasticità di reddito più alta di quanto ottenuto nei lavori precedenti.

3. Conclusioni

In questo lavoro si sono analizzate le determinanti delle esportazioni italiane, per il manifatturiero e per alcuni comparti di esso. Particolare attenzione è stata rivolta alla specificazione dinamica (modello ECM), al fine di ottenere le elasticità di lungo periodo. L'analisi si estende al ventennio 70-90 per i manufatti, e agli anni 80 per gli altri settori. I risultati suggeriscono elasticità al prezzo relativamente diverse da settore a settore, ma contenute, ed elasticità al reddito superiori all'unità. Vi è inoltre un significativo trend discendente dell'elasticità di prezzo dei manufatti dalla fine degli anni 70 ad oggi, fenomeno che può venir interpretato come spia dell'esistenza di un miglioramento della competitività non di prezzo nel periodo considerato.

- (1) Questa ipotesi, che permette di eliminare il problema della simultaneità tra prezzi e quantità, è stata anche sottoposta a verifica tramite il test di Hausman-Wu (si veda nota 4) e il metodo di stima delle variabili strumentali. L'approccio econometrico adottato per la specificazione è del tipo dal "generale al particolare". All'interno di questo contesto, viene usato un meccanismo di correzione dell'errore (ECM) per riparametrizzare il modello di "regressione dinamica lineare" (DRL, Spanos (1986)).
- (2) **DATI**
Le esportazioni sono numeri indici delle quantità (1980 = 100): i dati settoriali, disaggregati NACE per 10 macrobranche e non destagionalizzati, sono di fonte ISTAT; quelli aggregati, destagionalizzati, sono di fonte ISCO.
Per la domanda mondiale sono stati usati numeri indici (1980 = 100) della produzione totale per i paesi OCSE (fonte: OCSE, Indicators of Industrial Activity, varie annate); la disaggregazione settoriale è ISIC, a una, due o tre cifre, resa compatibile con la NACE in macrobranche; i dati sono destagionalizzati per tutti i settori tranne il legno, carta, gomma e altri prodotti industriali.
Per la competitività, il Tasso di Cambio Effettivo Reale (TCER) è costruito come media ponderata del rapporto tra i prezzi alla produzione industriale di un gruppo di paesi e quelli italiani (numeri indici 1980 = 100), in valuta comune (si veda Fumagalli e Helg, 1989). Per costruzione, il segno atteso della variabile è positivo. Per il manifatturiero viene usato l'indice TCER elaborato dalla Banca d'Italia (Appendice alla Relazione del Governatore, anni diversi).
La pressione della domanda interna è stata resa con il grado di utilizzo della capacità produttiva per branca, in percentuale; la disaggregazione è NACE-CLIO, per macrobranche; i dati sono destagionalizzati, di fonte Banca d'Italia (Appendice alla Relazione del Governatore, anni diversi).
La profittabilità è il rapporto tra i Valori Medi Unitari all'esportazione e i prezzi interni alla produzione, espressi in numeri indici (1980 = 100), disaggregati NACE-CLIO per 10 macrobranche. La fonte è ISTAT (Serie dei numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti industriali, Note e Relazioni, anno 89 n. 7 e Bollettino mensile, vari numeri).
I dati sono trimestrali. Il periodo di stima si estende dal 1971.I al 1991.IV per il manifatturiero, e dal 1980.I al 1990.II per gli altri settori. La disaggregazione settoriale adottata è la seguente.
MANIFATTURIERO: indice generale della disaggregazione NACE e NACE-CLIO; divisione 3 ISIC; comparto manifatturiero ISCO.
LEGNO, CARTA, GOMMA E ALTRI PRODOTTI INDUSTRIALI: macrobranca J della disaggregazione NACE e NACE-CLIO; gruppi 33 e 34 ISIC.
PRODOTTI CHIMICI E FARMACEUTICI: macrobranca E della disaggregazione NACE e NACE-CLIO; gruppo 35 ISIC.
MINERALI E METALLI FERROSI E NON FERROSI: macrobranca C della disaggregazione NACE e NACE-CLIO; gruppo 37 ISIC.
PRODOTTI METALMECCANICI: macrobranca F della disaggregazione NACE e NACE-CLIO; gruppo 38 ISIC.
- (3) Il punto di partenza è la specificazione di un'equazione generale, con molti ritardi. Essa viene semplificata in stadi successivi per giungere ad una forma più parsimoniosa come numero di parametri.
- (4) Le equazioni stimate sono state tutte sottoposte ai seguenti test diagnostici (si vedano, per esempio, Maddala, 1977 e 1988).
Test Moltiplicatori di Lagrange (LM) per l'autocorrelazione dei residui. L'ipotesi nulla è che non ci sia autocorrelazione del primo ordine. Si riporta la forma F, suggerita da Harvey (1981a) per i piccoli campioni. *Test A.R.C.H. (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity).* L'ipotesi nulla è assenza di eteroschedasticità dovuta a residui al quadrato non correlati. Forma F per piccoli campioni. *Test di normalità dei residui.* L'ipotesi nulla è di normalità dei residui. *Test Hetero.* L'ipotesi nulla è di omoschedasticità non condizionata, e l'alternativa è che la varianza dei residui sia funzione dei regressori e dei loro quadrati. *Test Fun-Form.* Test molto generale di misspecificazione: l'ipotesi nulla è che gli errori siano omoschedastici o, se si ha eteroschedasticità, che questa sia non correlata con i regressori. *Test RESET.* L'ipotesi nulla è che il coefficiente della variabile dipendente stimata, inserita all'n-esima potenza fra i regressori, non sia significativo (test di misspecificazione del modello). *Test di Chow sequenziali.* Offrono gli andamenti in sequenza di opportuni test F di Chow, a verifica della stabilità dei parametri. *Test di Hausman-Wu.* L'ipotesi nulla è di esogeneità debole della variabile indagata.
- (5) Il valor medio dell'elasticità di reddito, calcolato per i lavori citati nella Tab.2 escluso questo, è pari a 1,46. Il valor medio dell'elasticità di prezzo, per gli stessi lavori, è pari a 1,50.
- (6) Accanto alle stime con i minimi quadrati ricorsivi, che sono molto dipendenti dalle osservazioni passate, si sono condotte anche stime della variabilità dei parametri del tipo rolling regression, che soffrono meno di questo problema. Entrambe le metodologie portano alle stesse conclusioni (per maggiori dettagli si rimanda a Helg-Mori (1992)).
- (7) Ai fini dell'interpretabilità della figura 1, si ricorda che, come è noto, il metodo dei minimi quadrati ricorsivi soffre di elevata variabilità per quanto riguarda le prime osservazioni, essendo i risultati molto dipendenti dalla "storia" della serie.
- (8) Per il manifatturiero sono riportate, accanto alle stime dei minimi quadrati ordinari (OLS), anche quelle ottenute con variabili strumentali, che risultano uguali a quelle OLS fino alla seconda cifra decimale. Tale risultato permette ragionevolmente di escludere la presenza di distorsioni verso il basso nelle stime, a causa di simultaneità (si veda Helg-Mori (1992)).
- (9) Tali variabili spesso non entrano nel termine ECM dell'equazione stimata.

Riferimenti bibliografici

- BARCA, F., CASELLI, P. (1989) "Competitività internazionale e ristrutturazione dell'industria italiana negli anni '80", *Politica Economica*, Il Mulino, anno V, Agosto.
- BINI-SMAGHI, L., VONA, S. (1987) "Economic Growth and Exchange Rates in the EMS: their Trade Effects in a Changing External Environment", in F. Giavazzi, S. Micossi (eds) *The European Monetary System*, CUP.
- CARISANO, R., ROSA, G. (1990) "Strategie esportative delle piccole imprese", Collana CSC Ricerche, *Centro Studi Confindustria*, Roma.
- CONFINDUSTRIA "Evoluzione dei settori industriali 1988", *Centro Studi*.
- CONTI, G., MASSARI, A., MODIANO, P. (1989) "Le determinanti dell'"export performance" dell'Italia: un'analisi quantitativa delle tendenze recenti", *Note Economiche*, n.2.
- FAINI, R., ROSSI, N. (1990) "Competitività, ciclo relativo e dinamica delle esportazioni: una analisi delle recenti tendenze italiane", in *ICE (1989) "Rapporto sul commercio estero"*.
- FEDERCHIMICA (1990) "Rapporto sullo stato dell'industria chimica in Italia, Anno 1989".
- FUMAGALLI, R., HELG, R. (1989) "Un indicatore di competitività di prezzo settoriale: considerazioni metodologiche", Mimeo, Cespri, Università Bocconi, Milano.
- GOLDSTEIN, M., KHAN, M.S. (1985) "Income and Price Effects in Foreign Trade", *Handbook of International Economics*, vol. II, Jones R.W. Kenen P.B. eds.
- HARVEY, A.C. (1981a) "The Econometric Analysis of Trade Series", Philip Allan ed.
- HELG, R., MORI, A. (1992) "Specificazione dinamica ed analisi disaggregata della funzione di esportazione dell'Italia", di prossima pubblicazione come WP CESPRI, Univ. Bocconi.
- MADDALA, G.S. (1977) "Econometrics", McGraw-Hill, New York.
- MADDALA, G.S. (1988) "Introduction to Econometrics", Macmillan Publishing Company, New York.
- MODIANO, P., ONIDA, F. (1983) "Un'analisi disaggregata delle funzioni di domanda di esportazione dell'Italia e dei principali paesi industriali", Banca d'Italia, *Ricerche sui modelli per la Politica Economica, Atti del Convegno di Perugia*.
- MOSCONI, R., PROSPERETTI, L. (1989) "Modelli econometrici della funzione di esportazione: il caso del settore meccanico italiano", in Onida, F. (a cura di) "*Specializzazione e integrazione internazionale dell'industria italiana*", F. Angeli, Milano.
- SABANI, L. (1989) "Simultaneous and Sequential Modelling in International Trade Analysis: the Italian Empirical Evidence (1960-84)", *Economic Notes*, 2.
- SPANOS, A. (1986) "Foundations of Econometric Modelling", CUP.
- WINTERS, L.A. (1981) "An Econometric Model of the Export Sector. UK Visible Exports and Their Prices 1955-1973", Cambridge University Press.

**STIME PER LE ESPORTAZIONE DI MANUFATTI
(1971.II-1991.IV)**

$$\begin{aligned}
 \text{eq. 1.1} \quad D\text{Lexp} = & 0.190 - 0.438 \text{Lexp (t-1)} + 0.688 \text{Lprod (t-1)} + \\
 & (0.744) \quad (0.101) \quad (0.163) \\
 & + 0.304 \text{LTGER (t-1)} + 0.284 \text{Lprof (t-1)} - \\
 & (0.171) \quad (0.221) \\
 & - 0.336 \text{Dlexp (t-1)} + 0.794 \text{DLprod} \\
 & (0.100) \quad (0.296)
 \end{aligned}$$

sigma = 0.04998

DW = 2.02

Campione: 1971.II-1991.IV

Test diagnostici:

Normality Chi2 (2)	=	10.22
AR 1-4 F [4, 72]	=	0.16
ARCH 4 F [4, 68]	=	0.12
HETERO F [12, 63]	=	0.67
FUN-FORM F [27, 48]	=	0.70
RESET F [1, 75]	=	1.23

Soluzione di lungo periodo:

$$\begin{aligned}
 \text{eq. 1.2} \quad \text{Lexp} = & 0.434 + 1.571 \text{Lprod} + 0.648 \text{Lprof} - 0.694 \text{LTGER} \\
 & (1.720) \quad (0.082) \quad (0.494) \quad (0.393)
 \end{aligned}$$

I termini fra parentesi sono gli standard error.

Tabella 1

FUNZIONI DI ESPORTAZIONI: MANUFATTURIERO

	Periodo di stima	Elast. prezzo di lungo periodo	Elast. domanda di lungo periodo	Elast. pressione domanda interna di lungo periodo	Altro
Goldstein e Khan (1978)	1955-1970 (dati trimestr.)	Equazione statica -3.29 Partial adjustment: -2.36	1.96 2.21		Stime simultanee di dom. e off.
Modiano e Onida (1983)	1964-1980 (dati annuali)	-1.22	1 (hp)	-0.21	Trend per i fattori non di prezzo
Sabani (1989)	1960-1984 (dati annuali)	Modello preferito: Partial adjustment: -0.8050	0.8568		N.B.: la pressione del dom. interna e la profittabilità non risultano mai significativamente diverse da zero.
Mosconi e Prosperetti (1989)	1976.I- 1985.II (dati trimes.)		ECM: -1.38 (*) Tradizionale -1.58 (*)	0.98 0.94	-0.10 -0.18
Bini-Smaghi e Vona (1988)	1979.II- 1985.IV (dati trimes.)	(verso i paesi SME): -0.82 (verso i paesi non SME): -1.04	2.21 2.40		Profitt.: VMU/CLUP = = 0.74 Composiz. merceol. della dom. Inv./Cons = = -0.25
Conti, Massari e Modiano (1989)	1976.II- 1988.II (dati semes.)	-1.38	1 (hp)	-0.67	
Faini e Rossi (1990)	1976.II- 1988.II (dati semes.)	-1.1	1 (hp)	-0.36	
eq. (1.1)	1971.II- 1991.IV (dati trimes.)	-0.694 (*)	1.571		Prof. = = VMU/P int. 0.648

(*) Nei lavori originali, il segno di questa variabile, per come è stata costruita, è positivo. Qui è stata indicata con valore negativo, per uniformità con gli altri risultati.

Tabella 2

**TAVOLA SINOTTICA DEI RISULTATI PER LE ESPORTAZIONI SETTORIALI
STIME DI LUNGO PERIODO**

	Elast. prezzo (*)	Elast. reddito	Elast. pressione della dom. interna	Elast. profitt.	sigma
MANIF. (OLS)	0.63 (+ +)	1.20 (+)	—	0.19 (+ +)	0.04
MANIF. (IV)	0.62 (+ +)	1.20 (+)	—	0.19 (+ +)	0.04
LEGNO E CARTA...	0.92 (+)	1.66 (+)	—	—	0.03
CHIMICO FARMACEUTICO	0.37 (+ +)	1.52 (+)	0.77 (+ +)	—	0.05
MIN. E METALLI	0.77 (+ +)	0.97 (+)	—	—	0.06
METALMEC.	0.45 (+ +)	1.24 (+)	—	—	0.04

(*) Variabile Tasso di Cambio Effettivo Reale; segno atteso: positivo.

(+ +) Variabile significativa al 10% all'ultimo stadio del procedimento di riduzione.

(+) Variabile significativa al 5% o più all'ultimo stadio del procedimento di riduzione.

Tabella 3

ELASTICITA' DI PREZZO DELLE ESPORTAZIONI MANIFATTURIERE ITALIANE

(stime con i MQR del coefficiente di LTCER in eq. 1.1)

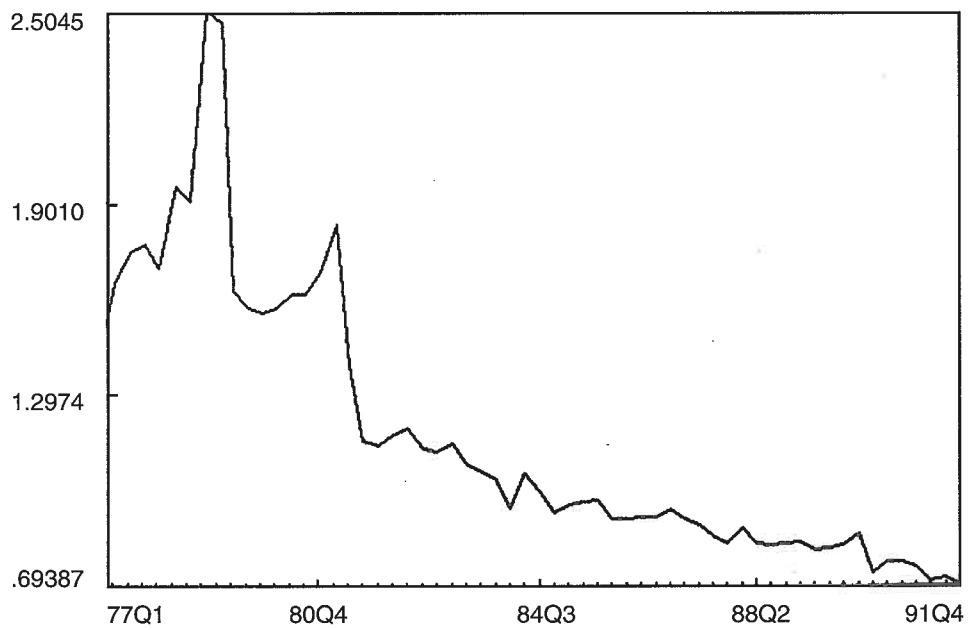


Figura 1