

Agosto 1984

31

Servizio Studi
della
Banca d'Italia

TEMI DI DISCUSSIONE

Marco MAGNANI - Roberto VALCAMONICI

Funzioni aggregate d'investimento

FUNZIONI AGGREGATE D'INVESTIMENTO

di

Marco Magnani e Roberto Valcamonici

Nel lavoro vengono stimate, a fini essenzialmente previsivi, alcune specificazioni della domanda di beni d'investimento (escluse le costruzioni) in Italia nel periodo 1970-1982. I modelli teorici di riferimento sono l'acceleratore e un semplice modello neoclassico di massimizzazione dei profitti. L'esame dei risultati raggiunti in sede di stima e soprattutto di capacità previsiva induce a ritenere che il tasso d'interesse reale atteso costituisca, nell'esperienza italiana degli anni '70, un fattore importante del processo di accumulazione; le simulazioni dinamiche delle specificazioni nelle quali è presente questa variabile appaiono particolarmente soddisfacenti.

La serie dei "Temi di discussione" intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti. I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.

FUNZIONI AGGREGATE D'INVESTIMENTO: 1970-1982 (*)

1 - Introduzione

Scopo di questo lavoro è di pervenire a una stima econometrica della domanda di investimenti fissi (escluse le costruzioni) per il totale dell'economia italiana. Così come la disponibilità in corso d'anno di informazioni tempestive sugli investimenti ottenute sulla base dell'indicatore elaborato in tempi recenti nel Servizio Studi della B.I. (1) ha migliorato l'analisi congiunturale del fenomeno in esame, allo stesso modo poter disporre di una stima econometrica degli investimenti fissi costituisce un utile strumento per le previsioni a breve termine.

(*) Si ringraziano I. Angeloni, G.P. Galli, S. Nickell, N. Rossi e I. Visco per i commenti ricevuti nel corso del lavoro. Gli eventuali errori sono ovviamente da attribuire agli autori. Per quanto il lavoro sia frutto di una ricerca comune dei due autori, i paragrafi 1, 2 e l'Appendice sono stati curati da M. Magnani, mentre i paragrafi 3 e 4 da R. Valcamonici. Una prima versione del lavoro è stata presentata al Convegno sui modelli per la politica economica, tenutosi a Perugia dal 16 al 18 febbraio 1984.

(1) Cfr. MAROTTA, G.-PIERUCCI, C.M.-VALCAMONICI, R. (1983).

Nel secondo paragrafo, dopo un breve esame della natura dei dati trimestrali di contabilità nazionale (C.N.) relativi agli investimenti in macchine, attrezzature e mezzi di trasporto, vengono sinteticamente illustrate le specificazioni sottoposte a stima; esse fanno riferimento al modello accelerativo (clay-clay) e al modello neoclassico di massimizzazione dei profitti (putty-putty).

Nell'ambito del primo modello sono state considerate due versioni molto note in letteratura: lo stock-adjustment e la specificazione in termini di "rational distributed lags". Inoltre, sempre con riferimento al modello clay-clay, è stata stimata un'equazione di tipo "error-correction" che si configura come caso particolare del modello neoclassico in cui compare, come proxy del costo del capitale, il tasso d'interesse reale atteso.

Nel terzo e nel quarto paragrafo vengono presentati rispettivamente i risultati delle stime e l'analisi della capacità previsiva a breve termine delle specificazioni adottate.

2 - I modelli

2.1 - Gli investimenti nella C.N. - A causa del riflesso che il metodo utilizzato in contabilità nazionale per il calcolo degli investimenti fissi lordi (escluse le costruzioni) ha sulle stime che

saranno presentate più avanti per la stessa grandezza, è utile fornire una breve illustrazione di tale metodo, anche per vederne le implicazioni sul piano sia economico che statistico.

Come è noto, in contabilità nazionale i metodi di calcolo degli investimenti fissi lordi sono in pratica due. Il primo, detto "metodo delle disponibilità", è legato alle statistiche dei flussi dei prodotti, essendo la formazione del capitale determinata aggiungendo alla produzione nazionale di beni di investimento il saldo netto del commercio estero di tali beni. Il secondo, noto come "metodo della spesa", si basa sulle statistiche desunte dalle contabilità aziendali, in quanto la formazione di capitale risulta dal consolidamento dei dati inerenti le acquisizioni di capitale fisso registrate nei conti delle imprese appartenenti a un medesimo settore di attività economica ⁽²⁾.

Per quanto vengano tenute in conto anche le informazioni desunte dal "metodo della spesa", è il primo dei due metodi citati che viene correntemente impiegato per la determinazione degli investimenti fissi ai fini della contabilità nazionale. Ciò sia per i vantaggi di tempestività che consente, sia perchè permette di effettuare la valutazione considerando come beni capitali solo quelli che rientrano nelle definizioni accolte

(2) Cfr. SIESTO, V. (1973), pp. 357-359.

dalla contabilità nazionale ⁽³⁾ e registrandoli nello stesso momento in cui lo sono gli altri flussi di beni e servizi e cioè all'atto in cui il bene viene ultimato dall'impresa che lo produce oppure quando viene importato o esportato. Implicitamente viene quindi fatta l'ipotesi che non esistano scorte di beni d'investimento.

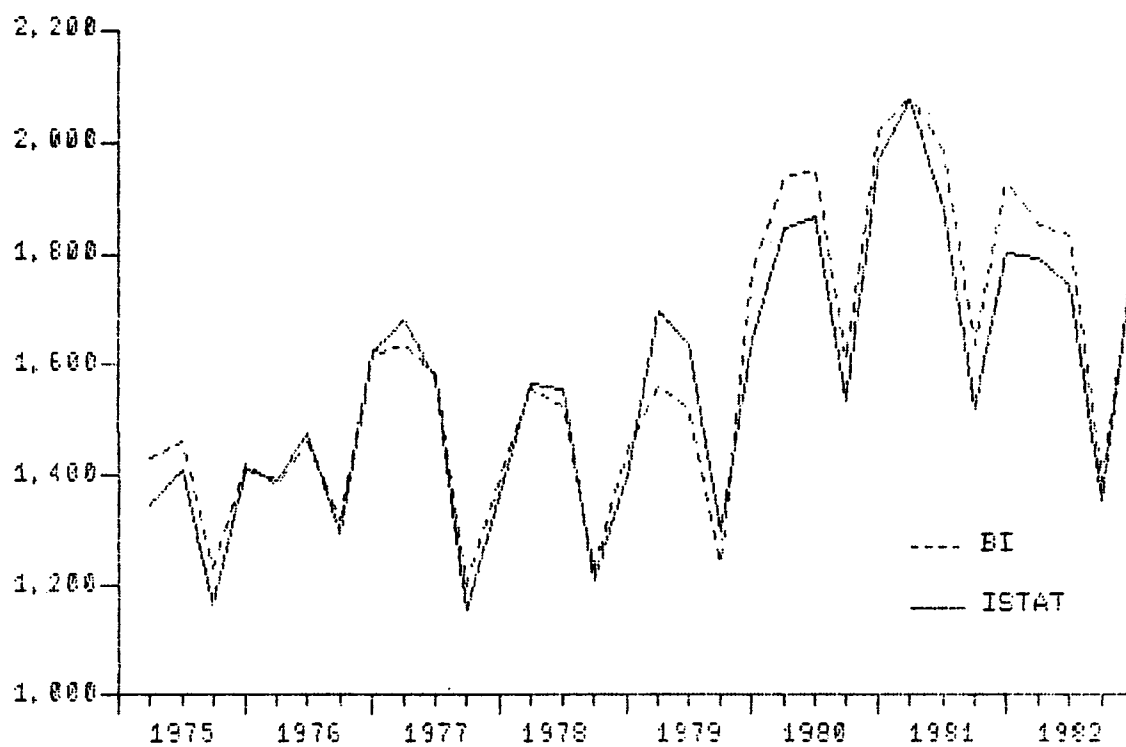
Il notevole adattamento dell'indicatore Banca d'Italia, costruito sulla base esclusiva del metodo delle disponibilità, degli investimenti in "impianti, macchine e mezzi di trasporto" ai dati ufficiali dell'ISTAT per lo stesso aggregato (vedi Fig.1 ⁽⁴⁾) è una conferma di quanto appena detto circa il metodo seguito in contabilità nazionale per la valutazione degli investimenti.

(3) In contabilità nazionale gli investimenti fissi lordi in "mezzi di trasporto" e "impianti, macchine e attrezzature" rappresentano il valore dei beni materiali mobili, durevoli e riproducibili acquistati dai produttori per essere utilizzati per un periodo superiore a un anno nel processo produttivo, nonché il valore dei servizi in essi incorporati. Gli investimenti fissi lordi sono quindi pari alle spese che i produttori sostengono per accrescere il loro capitale fisso. Le spese per investimenti fissi sono computate ai prezzi di acquisto, i quali sono comprensivi del valore dei servizi resi dagli intermediari, etc., nonché delle imposte indirette. Cfr. SIESTO, V. (1973).

(4) Cfr. MAROTTA, G.-PIERUCCI, C.M.-VALCAMONICI, R. (1983).

Fig. 1

investimenti in macchine attrezzature e mezzi di trasporto
(miliardi di lire 1970)
indicatori grezzi



coefficiente di correlazione	.97
errore medio assoluto	56
errore medio	29
coefficiente di regressione	.92

Dagli aspetti istituzionali di cui si è appena detto emerge quindi un legame contestuale molto stretto tra investimenti (escluse le costruzioni) e valore aggiunto industriale. Esso, sul piano statistico, può porre problemi di simultaneità ⁽⁵⁾, qualora, come nelle specificazioni adottate in questo lavoro, non venga stimata la domanda di beni di investimento sulla base di una serie di investimenti desiderati, bensì l'offerta degli stessi beni che si ipotizza legata alla domanda da una struttura di ritardi distribuiti.

2.2 - Le specificazioni sottoposte a stima - Le specificazioni delle funzioni d'investimento qui adottate possono essere ricondotte a un modello domanda-investimenti e a un semplice modello neoclassico di massimizzazione dei profitti.

L'esclusione della sostituibilità tanto ex-ante quanto ex-post dei fattori di produzione conduce a una specificazione in cui - nell'ipotesi di invarianza del grado di utilizzo dei fattori - il rapporto capitale-prodotto è costante.

Nel presente paragrafo l'ipotesi "clay-clay" viene stimata nella formulazione tradizionale dello stock-adjustment e in quella più generale incentrata sui "rational

(5) Se in contabilità venisse utilizzato il metodo della spesa per il calcolo degli investimenti, il problema della simultaneità sarebbe sensibilmente ridotto dal momento che, in ogni periodo, parte delle importazioni e della produzione di beni capitali verrebbe necessariamente registrata come scorte e non come investimenti.

distributed lags"; nel paragrafo successivo essa è stimata sulla base di una specificazione "error correction" che si configura come "nested" rispetto all'equazione neoclassica.

Le prime due specificazioni derivano, come è noto, dalle ipotesi assunte circa la struttura dei ritardi distribuiti che legano la domanda di beni d'investimento al prodotto. L'acceleratore flessibile nella sua forma più generale viene espresso come:

$$(1) \quad I_t = a + k \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \delta K_{t-1}$$

I_t = investimenti

k = rapporto capitale-prodotto

δ = tasso costante di deprezzamento del capitale

ΔY_t = differenze assolute fra prodotto al tempo t
e prodotto al tempo $t-1$

K_t = stock di capitale netto

a = costante (6)

(6) Il modello accelerativo non ammette, da un punto di vista teorico, la presenza della costante; quest'ultima infatti implica, ceteris paribus, un aumento del rapporto capitale-prodotto nel tempo. Integrando la (1) si ottiene, infatti,

$$K_t = a_0 + a_1(t) + kY_t$$

La sua presenza può peraltro essere motivata sulla base di un progresso tecnico labour-saving e/o di una deviazione della legge di deprezzamento dall'ipotesi di proporzionalità assunta. Su quest'ultimo punto si veda ad esempio CLARK, P.J. (1979).

I ritardi distribuiti, oltre ad approssimare l'output atteso ⁽⁷⁾, incorporano anche i cosiddetti ritardi tecnici (consegna, installazione). Vengono così ridotte in un'unica struttura dei ritardi due fasi temporali concettualmente distinte: quella della formazione degli investimenti desiderati e quella successiva della loro realizzazione ⁽⁸⁾.

Nell'ipotesi in cui la struttura dei ritardi nella (1) sia di tipo geometrico si ottiene il modello di stock-adjustment:

$$I_t = a + b (kY_t - K_{t-1}) + \delta K_{t-1}$$

in cui il divario tra stock di capitale desiderato bkY e lo stock esistente K_{t-1} viene colmato, in ogni periodo, dalla misura indicata dal valore del coefficiente b .

(7) La scelta dei ritardi distribuiti non è inattaccabile sul piano teorico. NICKELL, S. (1978) osserva, ad esempio, che l'output atteso approssimato dai ritardi distribuiti, risultando vincolato dallo stock di capitale esistente, può non avere alcuna relazione con l'output futuro atteso.

(8) E' stata peraltro recentemente sottolineata l'importanza di distinguere nella specificazione fra le due cause dei ritardi; si veda HALL, R.E. (1977).

In quanto segue verrà presentata la stima dell'equazione precedente, dinamicizzata con l'inserimento fra i regressori della dipendente sfasata, suggerito dalla forte autocorrelazione del primo ordine dei residui:

$$(2) \quad I_t = a + b (kY_t - K_{t-1}) + cI_{t-1} + \delta K_{t-1}$$

La dipendenza lineare degli investimenti dalla domanda attesa implica, una volta riconosciuta l'impossibilità di variare istantaneamente e senza costi lo stock di capitale, che essa debba essere considerata "permanente", svincolata cioè dalle mere oscillazioni congiunturali. L'influenza delle condizioni cicliche sull'accumulazione del capitale può allora essere introdotta nelle formulazioni del tipo della (2) tramite l'utilizzo esplicito di variabili fortemente dipendenti dal ciclo. L'influenza dell'autofinanziamento come "speeding up factor" può essere inserita nella (2) rendendo il coefficiente b funzione lineare di una misura dello scostamento dei profitti dal loro valore di trend nel periodo di stima ($b_t = n \text{ PROFNOIT}_{t-1}$):

$$(3) \quad I_t = a + n \text{ PROFNOIT}_{t-1} (kY_t - K_{t-1}) + cI_{t-1} + \delta K_{t-1}$$

Approssimando sotto certe condizioni i ritardi distribuiti della (1) con una struttura del tipo "rational distributed lags" (9) si ottiene:

$$(4) \quad I_t = a/V(L) + U(L)/V(L) k \Delta Y_t + \delta K_{t-1}$$

$$\text{ove} \quad U(L) = u_0 + u_1 L + u_2 L^2 + \dots + u_m L^m$$

$$V(L) = v_0 + v_1 L + v_2 L^2 + \dots + v_n L^n \quad ; \quad v_0 = 1$$

Nell'ipotesi che i coefficienti del ritardo distribuito sommino all'unità ($u_0 + u_1 + \dots + u_m = 1 - v_1 - v_2 - \dots - v_n$) i parametri della (4) (10) risultano esattamente identificati.

(9) Come noto, i "rational distributed lags" comprendono il ritardo geometrico come caso particolare; per le condizioni analitiche di approssimazione di cui nel testo, si veda DHRIMES, P.J. (1981), pp.44-52.

(10) Nella (4) l'errore è ipotizzato autoregressivo.

Da $I_t - \delta K_{t-1} = U(L)/V(L) \Delta Y_t + a/V(L) + \eta_t$ si ricava:

$V(L)(I_t - \delta K_{t-1}) = U(L) \Delta Y_t + V(L) \eta_t + a^*$ da cui discende la specificazione sottoposta a stima:

$$I_t = a + k u_0 \Delta Y_t + k u_1 \Delta Y_{t-1} + v_1 (I_{t-1} - \delta K_{t-2}) + (1 - v_1) \eta_t + \delta K_{t-1}$$

$$\text{ove} \quad (1 - v_1) \eta_t = \varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad t \neq s$$

Analogamente a quanto si è fatto nella specificazione dello stock-adjustment, l'autofinanziamento può essere considerato un fattore che influenza nel breve periodo il rapporto capitale-prodotto desiderato:

$$(5) \quad I_t = a^* + u_t k \Delta Y_t + u_{t-1} k \Delta Y_{t-1} + v_1 (I_{t-1} - \delta K_{t-2}) + \delta K_{t-1}$$

ove: $u_t = m \text{PROFNOIT}_{t-1}$;

si noti che anche in questo caso: $U(L) = u_0 + u_1 L$, $V(L) = v_0 - v_1 L$

L'inserimento nella (5) di un tasso d'interesse reale atteso quale regressore addizionale potrebbe essere, analogamente all'autofinanziamento, correttamente motivato in termini di speeding-up factor di breve periodo, qualora si vincolasse a zero la somma dei coefficienti del ritardo distribuito relativi a tale regressore. L'impossibilità di pervenire a una struttura di ritardi significativi oltre il primo termine ha indotto gli autori a stimare la seguente relazione "eclettica":

$$(6) \quad I_t = a^* + u_t k \Delta Y_t + u_{t-1} k \Delta Y_{t-1} + v_1 (I_{t-1} - \delta K_{t-2}) + a_0 \text{TRB}_{t-1} + \delta K_{t-1}$$

In questa formulazione, ove l'effetto di lungo periodo del tasso reale TRB non è pari a zero, non è chiaro quale sia l'effetto colto da questa variabile; essa potrebbe

infatti catturare l'influenza dei prezzi relativi sull'accumulazione, oltre che quella di breve periodo delle condizioni del credito e quindi della condotta della politica monetaria.

L'inclusione del tasso d'interesse reale fra i regressori della (6) induce a verificare se quest'ultimo (interpretato secondo un approccio neoclassico come proxy del costo del capitale) costituisca una determinante di lungo periodo della domanda di beni d'investimento.

Come noto, un modello "error correction" consente di definire una soluzione di lungo periodo senza ipotizzare che le variabili soggette a stima siano costantemente lungo un sentiero di steady state. Sia la soluzione di lungo periodo una funzione di produzione di tipo CES con rendimenti costanti di scala; notando che in steady state il rapporto capitale-prodotto ottimale è uguale al rapporto investimenti-prodotto a meno di una costante, si ottiene la seguente relazione di lungo periodo (in cui il livello dell'output è implicitamente quello ottimale):

$$(7) \quad I = a \bar{C}^{-\sigma} Y$$

ove: σ = elasticità di sostituzione

C = costo del capitale

L'ipotesi di comportamento sottostante alla (7) è la massimizzazione dei profitti. La costante a incorpora l'elasticità al prezzo della domanda del prodotto, supposta finita

e data; l'abbandono dell'ipotesi di concorrenza perfetta è necessario per determinare lo stock di capitale ottimale nell'ipotesi di rendimenti costanti di scala.

Inserendo nell'espressione precedente un aggiustamento dinamico di breve periodo di tipo "error correction" e rendendo il coefficiente relativo all'incremento del prodotto funzione dello scarto dal trend dei profitti di cui al paragrafo precedente, si ha:

$$(8) \quad \Delta \ln I_t = a_0 + a_1 (\text{PROFNOIT}_{t-1} * \Delta \ln Y_t) + a_2 (\ln I - \ln Y)_{t-1} + a_3 \ln \text{TR}_{t-1}$$

ove l'operatore Δ indica la differenza prima e TR il tasso reale.

L'assenza dello stock di capitale nella espressione (8) consente di evitare l'arbitrarietà delle ipotesi connesse alle usuali funzioni di deprezzamento utilizzate per la costruzione del suddetto stock. Questa considerazione acquista maggiore rilevanza qualora si reputi particolarmente ardua la formalizzazione per questa via dell'investimento di sostituzione avvenuto in Italia negli anni '70.

In steady state, crescendo l'economia a un tasso costante g ed essendo quindi PROFNOIT pari a 1, la (8) si riduce a:

$$\ln I = \frac{(1-a_1)g - a_0}{a_2} - \frac{a_3}{a_2} \ln \text{TR} + \ln Y$$

Passando ai valori naturali otteniamo la relazione (7) di partenza:

$$I = aC^{-\frac{a_3}{a_2}} Y, \quad \text{ove} \quad a = \exp \frac{(1-a_1)g-a_0}{a_2}$$

L'ipotesi clay-clay diviene, entro questo tipo di specificazione dinamica, un caso particolare - in cui non compare il tasso reale - della (8) corrispondente alla soluzione di lungo periodo $I=aY$.

3 - I risultati delle stime

3.1 - I modelli di stock-adjustment e "rational distributed lags"

In questo paragrafo vengono presentati i risultati delle stime della funzione degli investimenti fissi lordi (escluse le costruzioni) seguendo la traccia delle specificazioni passate in rassegna nel secondo paragrafo. Le stime econometriche sono state condotte sui dati trimestrali degli investimenti fissi lordi in "impianti, macchine e attrezzature e mezzi di trasporto" (ai prezzi del 1970 destagionalizzati), di fonte ISCO, con il metodo dei minimi quadrati ordinari. La stima è stata effettuata sul periodo 1970-1982.

I risultati delle stime sono stati organizzati in due tabelle, ognuna delle quali si riferisce a uno specifico modello di base, così da rendere esplicite e apprezzabili le

differenze che si ottengono sul piano statistico dal passaggio da una specificazione a un'altra. La valutazione dei risultati è avvenuta sulla base sia dell'esame comparato dei tests diagnostici più noti, con riferimento alla parte della varianza spiegata, all'ampiezza dell'errore standard, alla presenza di autocorrelazione dei residui e alla stabilità strutturale dei coefficienti stimati, sia, ove possibile, della verifica della plausibilità, rispetto a certi a priori, del valore dei parametri strutturali identificati dai coefficienti stimati.

Nella Tav. 1 sono raccolte le equazioni di stock-adjustment e quelle relative alla specificazione in termini di rational distributed lags. Nella colonna 1 è riportata l'equazione (2) del paragrafo precedente:

$$I_t = a_0 \delta + a_1 Y_t + a_2 K_{t-1} + a_3 I_{t-1}$$

dove $a_1 = bk$ e $a_2 = \delta - b$. Una volta noto δ , il tasso di deprezzamento del capitale, il coefficiente di aggiustamento b e il rapporto capitale-prodotto k risultano facilmente identificabili dai coefficienti a_1 e a_2 stimati:

$$b = \delta - a_2 \quad (\text{con } 0 < b \leq 1) \quad k = a_1 / b$$

Il fit delle equazioni è elevato; ponendo il tasso di deprezzamento pari a 2.3 per cento a trimestre, in linea con le stime effettuate per la costruzione dello stock di capitale ⁽¹¹⁾, il valore d'impatto del coefficiente di aggiustamento b risulta pari a 0.042, individuando in tal modo un processo di aggiustamento che si esplica in tempi relativamente lunghi: solo il 4 per cento del divario fra lo stock di capitale desiderato e lo stock di capitale esistente viene, in media, colmato dall'investimento netto del periodo ⁽¹²⁾.

Il rapporto capitale-prodotto k stimato è pari a 5.14, un valore inferiore del 23 per cento a quello storico, pari a 6.7. I valori di stato stazionario di b e k sono pari rispettivamente a 0.067 e 7.5. I valori assunti dal Chow e Hendry test rivelano, tuttavia, una instabilità strutturale dei parametri sia dentro che fuori del campione di stima; inoltre, l'ipotesi di normalità degli errori risulta rifiutata.

Nella colonna 2 di tav. 1 figurano le stime dell'eq.(3), ove il coefficiente di aggiustamento b varia in funzione dello scarto dei profitti ⁽¹³⁾ dal loro valore di trend:

(11) Si veda l'Appendice parte I.

(12) Risultati di questo tipo sono stati ottenuti in altri lavori sulla domanda di investimenti in Italia; si veda, ad esempio, IETTO, G. (1969) e FAZIO, A.-VICARELLI, F. (1966).

$$I_t = a_0 + a_1 Y_t \text{ PROFNOIT}_{t-1} + a_2 K_{t-1} \text{ PROFNOIT}_{t-1} \\ + a_3 K_{t-1} + a_4 I_{t-1}$$

ove: $a_1 = nk$ $a_2 = -n$ $a_3 = \delta$ $a_4 = c$

Anche in questo caso, tenendo presente che $b=n\text{PROFNOIT}_{t-1}$, il coefficiente di aggiustamento e il rapporto capitale-prodotto sono facilmente identificabili dalle seguenti relazioni:

$$b_t = a_2 (\text{min PROFNOIT}, \text{max PROFNOIT}) \quad \text{e} \quad k = a_1 / a_2$$

L'ipotesi di flessibilità del coefficiente di aggiustamento non pare rifiutata dai dati; l'aggiustamento quando l'autofinanziamento è elevato risulta di circa 3 volte superiore a quello che opera nelle fasi depressive. L'instabilità strutturale risulta, comunque, ancor più accentuata che nel caso

(13) I profitti sono rappresentati dal risultato lordo di gestione dell'industria in senso stretto al netto degli oneri finanziari derivanti dall'indebitamento della stessa (al passivo sono stati considerati i debiti verso le aziende di credito, i mutui degli ICS, le obbligazioni e i debiti sull'estero e all'attivo i depositi bancari e i buoni ordinari del Tesoro posseduti dalle imprese), sia delle imposte dirette a loro carico. Il deflatore utilizzato per riportarli ai prezzi del 1970 è quello della variabile dipendente. Cfr. MACCHIATI, A. (1983). PROFNOIT è costruito come media mobile a tre termini rapportata al valore di trend dei profitti stessi.

precedente; il coefficiente a_3 , infine, è pari a circa il 50 per cento del coefficiente di deprezzamento stimato separatamente in Appendice.

Le colonne 3, 4 e 5 si riferiscono alle equazioni (4), (5) e (6), la cui struttura dinamica è stata proposta originariamente da Jorgenson-Siebert ⁽¹⁴⁾

La restrizione che impone alla somma dei pesi di essere uguale all'unità consente di identificare il rapporto capitale-prodotto:

$$a_1/k + a_2/k = 1 - v_1 ; \quad k = (a_1 + a_2)/(1 - v_1)$$

I risultati delle stime appaiono nel complesso soddisfacenti: la capacità esplicativa del modello proposto è elevata, non vi è evidenza di autocorrelazione seriale, i valori molto contenuti del Chow test ⁽¹⁵⁾ confermano, a differenza del modello di stock-adjustment, una buona stabilità strutturale dei parametri entro il periodo di stima, mentre viene rifiutata, nelle specificazioni in cui non compare il tasso reale, l'ipotesi di stabilità dei parametri fuori del campione. La costante, in linea con le indicazioni teoriche, non risulta mai significativa.

(15) La spaccatura è stata arbitrariamente effettuata nel 7503 in corrispondenza del punto più basso raggiunto dagli investimenti dopo il ciclo espansivo del 1973-74.

Non emergono sostanziali differenze con riferimento alla bontà delle stime fra l'equazione in cui si sono inseriti i profitti come speeding-up factor (colonna 4) e la specificazione in cui sono assenti (colonna 3). Il rapporto capitale-prodotto stimato (5.3) è del 20 per cento inferiore a quello osservato storicamente. Il coefficiente di deprezzamento risultante dalle stime dell'equazione è assai vicino a quello ricavato separatamente nella costruzione dello stock di capitale.

La specificazione eclettica in cui è stato inserito il tasso reale ⁽¹⁶⁾ (colonna 5) presenta una qualità della stima migliore: il fit è più elevato ($R_2C=.951$), l'Hendry test non rivela indizi di instabilità strutturale, lo standard error risulta pari al 2.7 per cento della variabile dipendente. Il coefficiente del tasso reale risulta significativo e il segno secondo le attese a priori; l'elasticità di equilibrio - calcolata intorno alla media delle variabili nell'intero periodo di stima - degli investimenti rispetto al tasso d'interesse reale atteso è pari a circa 0.13 (0.03 quella d'impatto).

(16) Il tasso reale atteso è stato inserito nella forma: $(1+i)/(1+p^e)-1$, ove i = tasso nominale, p^e = inflazione attesa. Si veda l'Appendice, parte II, per la fonte dei dati.

Tav. 1

MODELLI DI STOCK ADJUSTMENT E "RATIONAL DISTRIBUTED LAGS"

Variabile dipendente INV; periodo di stima: 7002-8204, valore medio= 1519 mld. ai prezzi 1970

Equazioni	STOCK ADJUSTMENT		RATIONAL DISTRIBUTED LAGS		
	1	2	3	4	5
Costante	45.8 (.8)	134.5 (2.09)	39.4 (.64)	54.4 (.91)	69.5 (1.3)
VAI70	.216 (8.1)				
VAI70 * PROENOIT ₍₋₁₎		.185 (8.1)			
CAP ₍₋₁₎ * PROENOIT ₍₋₁₎		-.026 (7.4)			
CAP ₍₋₁₎	-.019 (6.5)	.012 (6.3)	.022 (19.8)	.022 (20.2)	.025 (21.6)
DVAI70			.254 (7.7)		
DVAI70 ₍₋₁₎			.027 (.84)		
DVAI70 * PROENOIT ₍₋₁₎				.228 (7.8)	.189 (6.9)
DVAI70 ₍₋₁₎ * PROENOIT ₍₋₂₎				.026 (.87)	-.004 (.14)
INV ₍₋₁₎	.57 (9.6)	.498 (7.1)			
INV ₍₋₁₎ - 0.023 * CAP ₍₋₂₎			.947 (17.6)	.930 (17.6)	.782 (13.0)
TRB ₍₋₁₎					- 7.5 (3.8)
DUMMY	140.3 (4.4)	131.0 (4.3)	70.6 (2.1)	68.6 (2.1)	64.6 (2.2)
R2C	.934	.936	.932	.936	.951
LM(1,4)	.564	1.13	.378	.297	1.382
LM(1)	.125	.628	.006	.003	.908
LM(2)	1.050	2.140	.014	.042	.982
LM(3)	.792	1.133	1.264	.131	.170
LM(4)	.429	.479	.359	.294	.50
LM(NORM.RESID)	15.2	17.6	1.03	1.103	.589
Chow 7503	4.9	4.4	1.1	.66	.66
Hendry 8004	38.1	163.5	25.6	22.8	12.3
SEF	48.6	47.6	49.1	47.8	41.9

DVAI70 = $VAI70 - VAI70_{(-1)}$, dove VAI70 = valore aggiunto industria in senso stretto (prezzi 1970).

TRB = Tasso reale d'interesse (tasso nominale sugli impieghi in lire; attese d'inflazione a sei mesi).

PROENOIT = Media mobile a tre termini dei profitti (a prezzi 1970) dell'industria in senso stretto al netto di imposte e oneri finanziari rapportata al valore di trend dei profitti stessi.

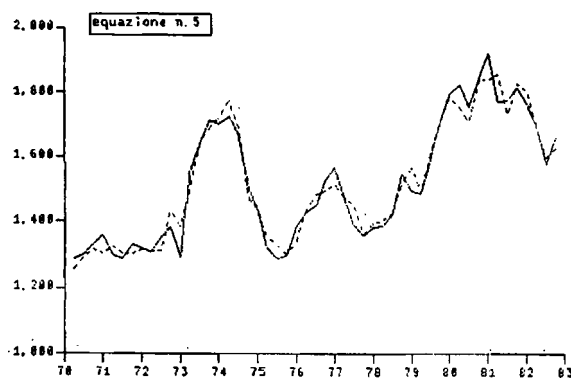
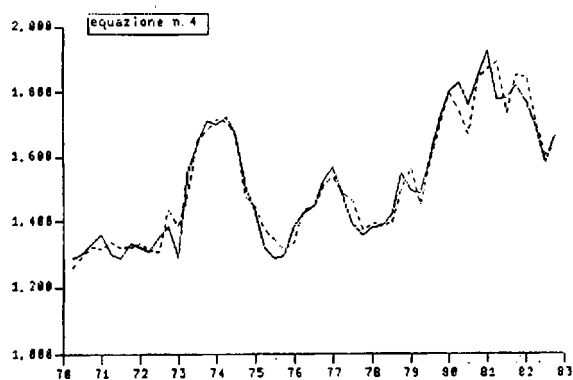
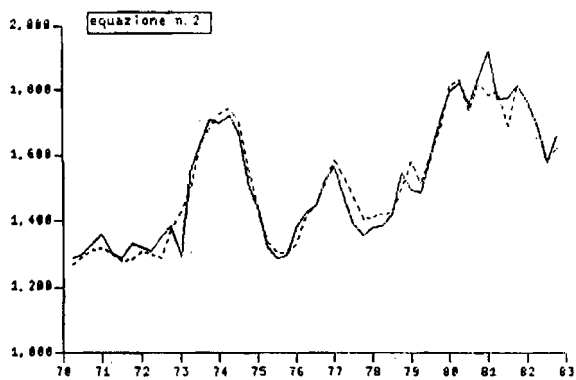
INV = Investimenti fissi lordi (escluse le costruzioni) ai prezzi del 1970, destagionalizzati (fonte: ISCO).

DUMMY = Dummy stagionale (8004=1, 8104=1, 8204=1).

CAP = Stock di capitale netto (prezzi 1970).

Fig. 2

Equazioni Tav. 1



—— valori osservati; - - - - valori stimati
(miliardi di lire 1970)

3.2 - Il modello di error correction - Il modello "error correction" è stato stimato in quattro versioni e i risultati sono stati riportati nella tav. 2; la prima equazione si riferisce al caso particolare clay-clay:

$$\Delta \ln I_t = a_0 + a_1 (\text{PROFNOIT}_{t-1} * \Delta \ln Y_t) + a_2 (\ln I_{t-1} - \ln Y_{t-1})$$

Le equazioni 2, 3, 4 si differenziano invece per le diverse definizioni del tasso reale atteso. Nella prima sono stati utilizzati il tasso nominale sui mutui degli istituti di credito speciale (ponderato per tener conto del credito agevolato) e le aspettative d'inflazione all'ingrosso a due anni ⁽¹⁷⁾; nella seconda lo stesso tasso nominale e le aspettative d'inflazione a sei mesi; nella terza il tasso reale a breve TRB, come nelle equazioni relative al modello domanda-investimenti (tav. 1).

Da un punto di vista teorico la prima e la seconda versione appaiono più corrette, poichè l'approssimazione del costo del capitale con i rispettivi tassi reali è effettuata utilizzando i tassi nominali sui mutui a medio e lungo termine. Si noti inoltre che nella eq. 2 l'ipotesi implicita è l'identità fra aspettative d'inflazione a breve e lungo termine ⁽¹⁸⁾.

(17) Si veda l'Appendice, parte II, per il metodo di costruzione di questa variabile.

(18) Questa stessa ipotesi è adottata in SCHIANTARELLI, F.(1982).

Come si nota dalla tav. 2, l'equazione del modello clay-clay presenta un fit peggiore rispetto a quello messo in luce dalle equazioni relative al modello neoclassico, confermando quanto osservato a proposito delle equazioni della tav. 1, ove la presenza del tasso d'interesse reale migliorava la bontà della stima. Inoltre, la costante e il termine di error correction risultano significativi a un livello di confidenza del 90 per cento.

I risultati delle stime delle eq. 2, 3 e 4 sono nel complesso soddisfacenti; la varianza spiegata è elevata, considerando che la stima è effettuata su variabili espresse in variazioni logaritmiche. L'eq.4 presenta il fit statistico migliore, mentre le eq.2 e 3, che utilizzano i tassi nominali sui mutui degli ICS, evidenziano un errore standard leggermente più elevato; l'instabilità dei parametri entro il periodo di stima è rifiutata in tutte le equazioni, l'elasticità di breve periodo del tasso di crescita degli investimenti rispetto a quello dell'output varia da un minimo di 0.459 a un massimo di 1.580. L'imposizione di una elasticità unitaria rispetto all'output non è rifiutata dai dati⁽¹⁹⁾.

(19) Come noto, è possibile testare l'ipotesi di elasticità unitaria in modelli di tipo error-correction aggiungendo nel nostro caso quale regressore addizionale $\ln VAI_{t-1}$; se il t statistico non risulta significativo, l'ipotesi di elasticità unitaria non è rifiutata.

Eq. 1 $0.713g - 1.48 + \ln Y = \ln I$

per $g = 0.005$ (tasso medio trimestrale di crescita del prodotto nel periodo di stima) si ha: $I = 0.229 Y$

Il rapporto investimenti-prodotto stimato risulta del 12 per cento inferiore a quello osservato storicamente (0.26).

Eq. 2 $0.020g - 1.329 - 3.383 \ln TACRE2 + \ln Y = \ln I$

per $g = 0.005$ si ha: $I = 0.265 TACRE2^{-3.383} Y$

Ponendo TACRE2 pari al valore medio assunto nel periodo di stima, si ottiene un rapporto investimenti-prodotto pari a 0.223.

Eq. 3 $0.209g - 1.455 - 1.51 \ln TACREAP + \ln Y = \ln I$

per $g = 0.005$ si ottiene: $I = 0.234 TACREAP^{-1.51} Y$

Per TACREAP posto uguale al valore medio il rapporto investimenti-prodotto è pari a 0.227.

Tav. 2

MODELLO ERROR-CORRECTION

Variabile dipendente	$\Delta \ln \text{INV}$; periodo di stima: 7002 - 8204			
Equazioni	1	2	3	4
Costante	-.160 (1.8)	-.198 (2.2)	-.278 (2.9)	-.338 (3.5)
LDVAI70P	1.077 (9.3)	1.03 (9.1)	1.04 (9.5)	.948 (8.6)
$\left[\ln(\text{INV}) - \ln(\text{VAI70}) \right]_{(-1)}$	-.108 (1.8)	-.149 (2.4)	-.191 (2.9)	-.241 (3.6)
$\ln(\text{TACRE2})_{(-1)}$		-.504 (2.4)		
$\ln(\text{TACREAP})_{(-1)}$			-.289 (2.7)	
$\ln(\text{TRB})_{(-1)}$				-.344 (3.5)
DUMMY	.029 (1.6)	.045 (2.4)	.037 (2.2)	.045 (2.7)
R2C	.656	.687	.695	.723
LM (1-4)	.536	.375	.131	.985
LM (1)	.069	.343	.129	.933
LM (2)	.310	.802	1.13	1.818
LM (3)	.143	.282	.473	.361
LM (4)	.485	.03	.001	.068
LM norm. resid.	.046	.401	.463	.739
Chow 7503	.28	.73	.60	.61
Hendry 8004	11.9	9.4	9.7	8.7
SEK	1.030	.029	.028	.027

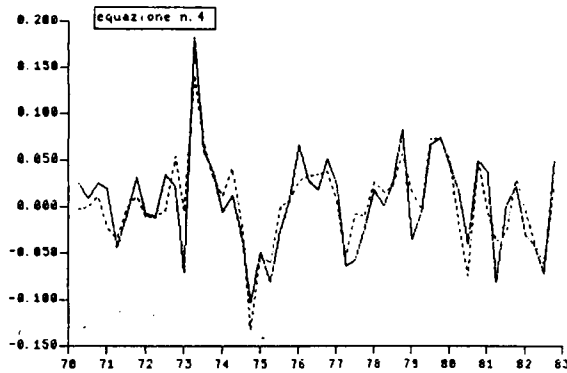
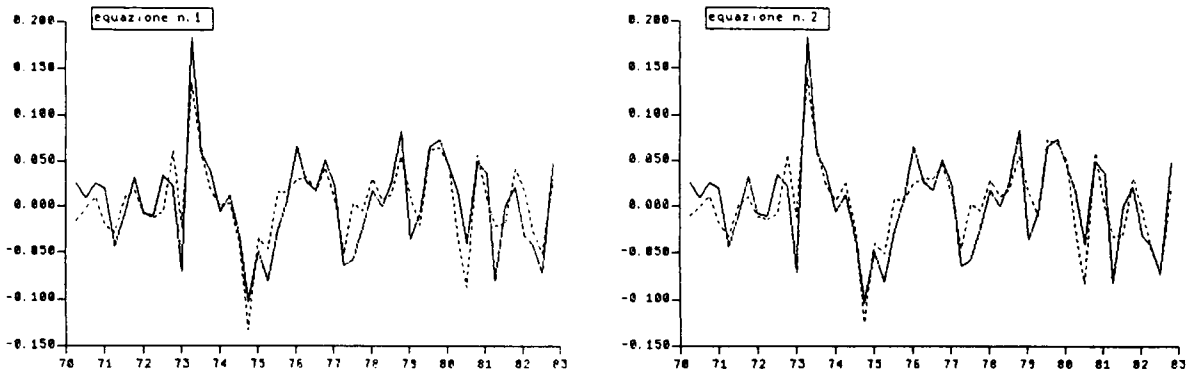
LDVAI70P = $\Delta \ln \text{VAI70} * \text{PROFNOIT}_{(-1)}$, dove $\Delta \ln$ è la differenza prima logaritmica.

TACRE2 = Tasso reale d'interesse (tasso medio ponderato sui mutui ICS; attese di inflazione a due anni).

TACREAP = Tasso reale d'interesse (tasso medio ponderato sui mutui ICS; attese di inflazione a sei mesi).

INV, VAI70, TRB, PROFNOIT, DUMMY = Vds. Tav. 1.

Equazioni Tav. 2



_____ valori osservati; - - - - valori stimati
 (variazioni logaritmiche sul periodo precedente)

$$\text{Eq. 4} \quad - 0.216g - 1.402 - 1.427 \ln \text{TRB} + \ln Y = \ln I$$

$$I = 0.246 \text{TRB}^{-1.427} Y$$

$$I/Y = 0.226 \quad (\text{per TRB pari al valore medio})$$

I tassi reali TACRE2, TACREAP e TRB sono stati approssimati da $\ln (1+i)/(1+p^e)$, ove i =tasso nominale e p^e =tasso atteso d'inflazione; le semi-elasticità di lungo periodo degli investimenti al tasso d'interesse reale variano quindi da un massimo di 3.383 (eq.2) a un minimo di 1.427 (eq.4); nel primo caso per un aumento di un punto del tasso reale gli investimenti diminuiscono di poco più del 3 per cento (pari nel IV trimestre del 1982 a circa 60 miliardi ai prezzi del 1970).

4 - La capacità previsiva

La presentazione delle stime effettuata nel paragrafo precedente viene completata con un esame della capacità previsiva a breve termine delle singole equazioni.

Le equazioni riportate nelle Tavv. 1 e 2 sono state ristimate su un sottoperiodo con il 1980 come anno finale. Successivamente, i coefficienti delle rispettive equazioni stimate fino al 1980 sono state utilizzate in simulazione, sia statica che

dinamica, per estrapolare il valore della variabile dipendente negli otto trimestri successivi. Nelle simulazioni dinamiche delle relazioni in cui compare come argomento anche lo stock di capitale (Tav. 1), quest'ultimo è stato, naturalmente, ricalcolato di volta in volta sulla base dei livelli degli investimenti simulati nel periodo di previsione.

Per le equazioni del tipo error-correction (Tav. 2), i valori simulati delle variazioni percentuali sono stati applicati al livello degli investimenti del trimestre (8004) immediatamente precedente il periodo su cui si è effettuata la previsione per consentire un più agevole confronto con le simulazioni delle equazioni della Tav.1. Le simulazioni statiche e dinamiche per ognuna delle equazioni prese in esame, unitamente ad alcune statistiche per valutare l'accuratezza delle previsioni, sono riportate nelle Figg. 4 e 5.

Le simulazioni statiche delle equazioni della Tav. 1 (modelli stock-adjustment e acceleratore) mostrano una discreta capacità previsiva, se si escludono le equazioni di stock-adjustment (eq.1 e 2) che presentavano problemi, come si è visto, già a livello di stima. Da un errore medio, espresso in termini percentuali, compreso tra il 3.6 e 7.4 per cento di queste ultime, si passa a uno sensibilmente inferiore, attorno al 2 per cento, per le equazioni accelerative che non comprendono il tasso d'interesse reale come variabile esplicativa (eq.3 e 4) e solo lo 0.6 per cento per l'eq. 5 che include questa variabile tra gli

argomenti. In quest'ultima equazione l'errore quadratico medio è pari a 50 miliardi ed è quasi per intero attribuibile alla sua componente accidentale ("disturbance proportion") che assume un valore prossimo al 90 per cento.

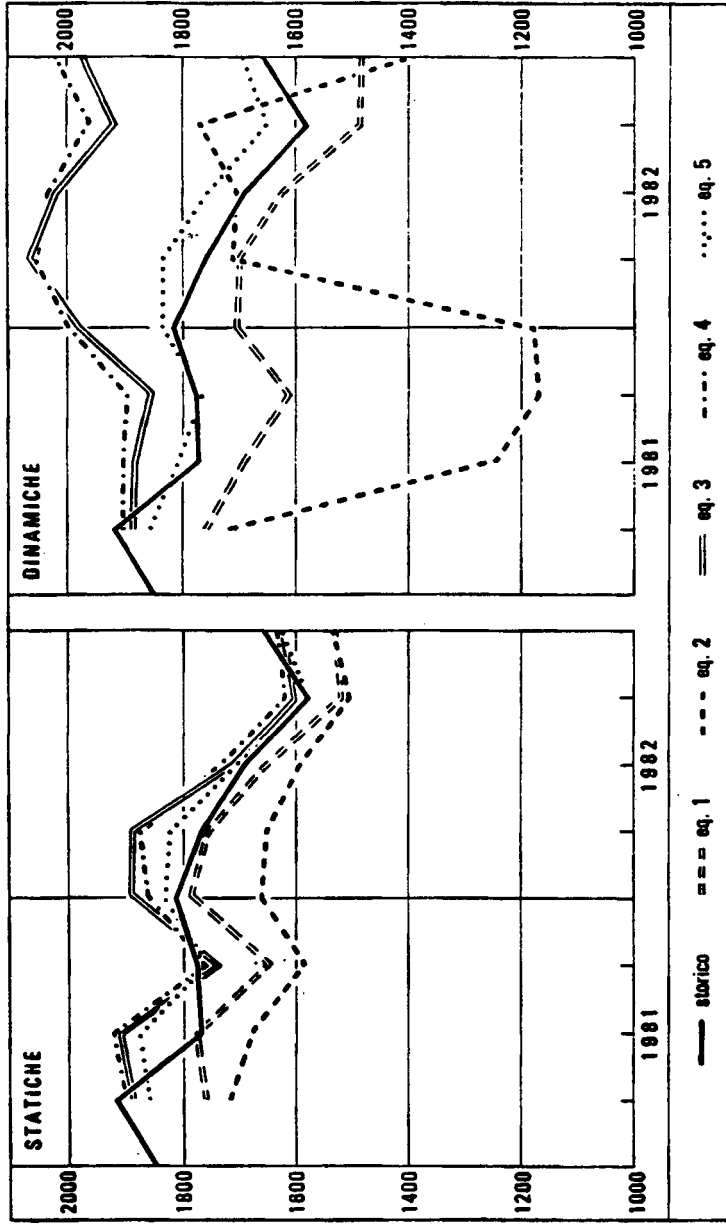
Passando alle simulazioni dinamiche, i risultati appena discussi appaiono notevolmente peggiori. In tutte le relazioni vi sono evidenti fenomeni di deriva, che appaiono in ogni caso relativamente contenuti nel primo anno di previsione. Anche in questo caso, la presenza del tasso d'interesse reale si conferma determinante per la bontà delle previsioni. L'eq. 5 presenta, infatti, l'accuratezza previsiva migliore; i fenomeni di deriva sono ridotti, l'errore medio, in termini percentuali, è di circa il 3 per cento e contenuti appaiono gli errori nei punti di svolta.

Le simulazioni sia statiche sia dinamiche relative alle equazioni della Tav. 2 e che sono riportate nella Fig. 5 presentano nel complesso una buona capacità previsiva, assai superiore a quella evidenziata dal gruppo di equazioni del modello domanda - investimenti e stock -adjustment. Con l'unica eccezione dell'eq. 1 che presenta consistenti fenomeni di deriva sia in simulazione statica che dinamica e di conseguenza errori di previsione particolarmente elevati, in tutte le altre equazioni (in cui il tasso d'interesse reale figura tra le variabili esplicative) l'accuratezza delle previsioni risulta assai soddisfacente. Delle tre definizioni di tasso d'interesse reale

Simulazioni statiche e dinamiche delle equazioni di Tav. 1

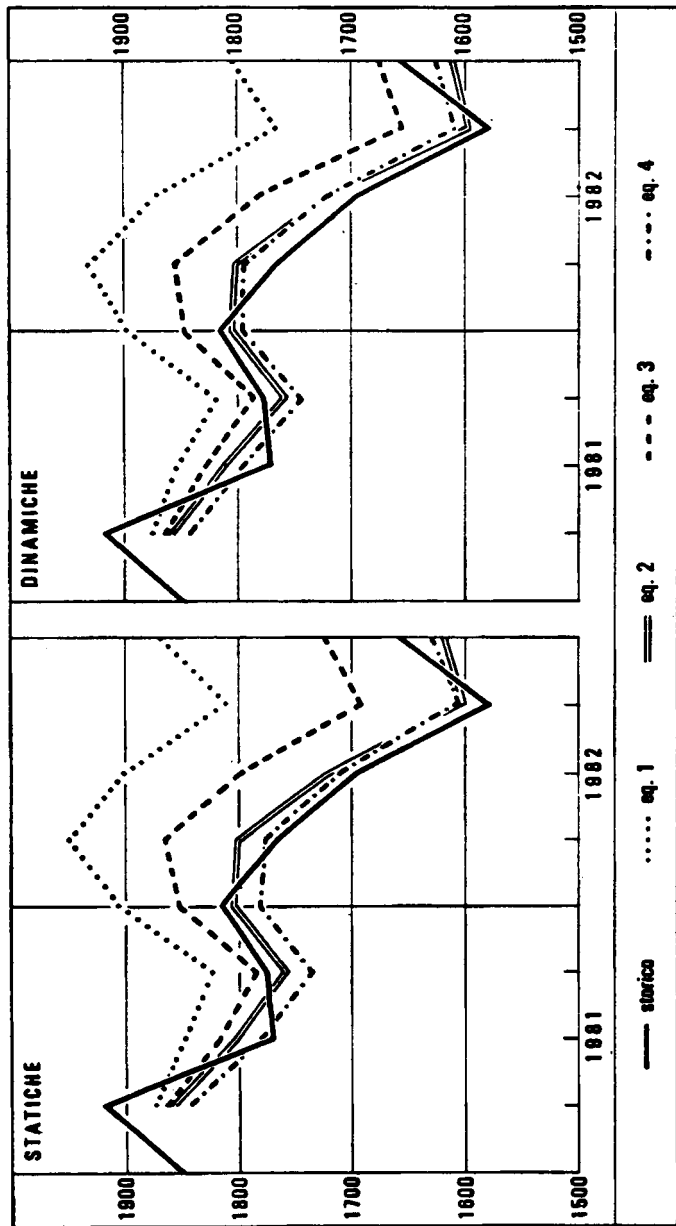
Fig. 4

(miliardi di lire 1970)



equazioni	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Errore quadr. medio	92	156	77	74	50	121	388	236	258	54
Errore assoluto	74	147	59	58	41	112	308	206	227	48
Errore medio	68	147	-30	-39	-6	112	257	-200	-223	-28
Bias proportion	.55	.98	.15	.28	.01	.85	.44	.72	.75	.28
Regression proportion	.08	-	.37	.21	.06	.01	.50	.12	.13	.17
Disturbance proportion	.37	.12	.48	.51	.93	.14	.06	.16	.12	.55

Simulazioni statiche e dinamiche delle equazioni di Tav. 2
(miliardi di lire 1970)



equazioni	1	2	3	4	1	2	3	4
Errore quadr. medio	154	38	73	37	128	40	60	38
Errore assoluto	137	33	65	30	116	34	51	34
Errore medio	-127	7	-53	16	-107	6	-38	6
Bias proportion	.68	.04	.52	.20	.69	.03	.41	.03
Regression proportion	-	.01	.08	.17	.02	.04	.01	.06
Disturbance proportion	.32	.95	.40	.63	.29	.93	.58	.91

utilizzate, i risultati migliori sono forniti da quella (eq. 2) che concettualmente appare la più corretta perchè si riferisce ai tassi sui mutui degli ICS e a una inflazione attesa sull'arco temporale più lungo tra quelli considerati; buoni appaiono, comunque, anche i risultati dell'eq. 4 che impiega i tassi sugli impieghi a breve e l'inflazione attesa a sei mesi. In queste due equazioni l'errore quadratico medio è inferiore ai 40 miliardi e quello medio è praticamente nullo.

I punti di svolta esattamente previsti sono due sui tre osservati nel periodo di simulazione.

5 - Conclusioni

Nel presente lavoro sono stati confrontati - con riferimento alla bontà delle stime e alla capacità previsiva - alcune equazioni di domanda di capitale fisso (escluse le costruzioni) che, oltre a presentare specificazioni dinamiche diverse fra loro, sono riconducibili da una parte al modello clay-clay (in cui si sono inclusi degli "speeding-factors" del processo di accumulazione) e dall'altra a un semplice modello neoclassico di massimizzazione dei profitti.

Un problema comune a tutte le equazioni è la presenza di una struttura dei ritardi troncata al primo termine, contrariamente alle attese a priori; ciò sembra potersi ricondurre

al fatto che viene sottoposta a stima anziché la domanda di investimenti, una serie di investimenti realizzati il cui metodo di costruzione acuisce, come accennato nel secondo paragrafo, i problemi di simultaneità tra valore aggiunto e investimenti.

Nell'ambito delle equazioni clay-clay, le equazioni di stock-adjustment rivelano una elevata instabilità strutturale e conseguentemente evidenziano una scarsa capacità previsiva; quest'ultima si rivela peraltro mediocre in tutte le specificazioni clay-clay, compresa quella fondata sul modello error-correction.

L'inclusione del tasso d'interesse reale atteso migliora ovunque la bontà della stima ed eleva notevolmente la capacità previsiva. Inoltre, qualora il tasso in questione venga interpretato come proxy del costo del capitale, non viene rifiutato dai dati un semplice modello neoclassico di massimizzazione dei profitti. In realtà, la rozzezza di tale approssimazione, oltre alla discutibilità dell'ipotesi putty-putty sottostante al modello, induce a ritenere aperta la questione se tale variabile colga in qualche modo effetti di breve periodo (ad es. razionamento sul mercato del credito) o piuttosto il mutamento dei prezzi relativi. E' peraltro possibile affermare con sufficiente sicurezza che il tasso reale atteso influenza in modo non trascurabile il processo di accumulazione, rendendo inadeguato un modello clay-clay "puro". Ovviamente, gli effetti sulla spesa per investimenti delle variazioni del tasso di interesse reale atteso sopra

evidenziati rappresentano esclusivamente gli effetti diretti della politica monetaria sulla grandezza in esame; gli effetti indiretti, di gran lunga preponderanti, sono quelli che passano attraverso le variazioni del valore aggiunto come conseguenza del controllo della domanda.

Infine, le equazioni del modello neoclassico sono bene utilizzabili per la previsione a breve termine che, come accennato nell'introduzione, costituiva l'obiettivo principale di questo lavoro.

BIBLIOGRAFIA

- CLARK, P.K. (1979), Investment in the 1970s: Theory, Performance and Prediction, "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1.
- DHRYMES, P.J. (1981), Distributed Lags, Amsterdam, North-Holland.
- ESPOSITO, G. (1975), Concetti e metodi di misura della ricchezza e del capitale, in Problemi relativi alla definizione, stima, rilevazione ed utilizzazione del capitale, "Annali di statistica", Roma, Istat, vol.28.
- FAZIO, A. - VICARELLI, F. (1966), Un modello di domanda per beni di investimento: formulazione teorica e applicazione al settore estrattivo e manifatturiero dell'economia italiana, "Rivista di Politica Economica", novembre.
- GOLDSMITH, R.W. (1951), A Perpetual Inventory Method of National Wealth, "Studies in Income and Wealth", N.B.E.R.
- HALL, R.E. (1977), Investment, Interest Rates and the Effect of Stabilization Policies, "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1.
- IETTO, G. (1969), La funzione degli investimenti nei modelli econometrici, Milano, F. Angeli.
- JORGENSON, D.W. - SIEBERT, C.D. (1968), A Comparison of Alternative Theories of Corporate Investment Behaviour, "American Economic Review", settembre.

- MACCHIATI, A. (1983), Il finanziamento delle imprese industriali: 1970-1981, Lavoro preparatorio per la Relazione sul 1982.
- MAROTTA, G. - PIERUCCI, C.M. - VALCAMONICI, R. (1983), Indicatori trimestrali sui consumi e sugli investimenti di contabilità nazionale, Banca d'Italia, Supplemento al Bollettino, n.16, aprile.
- NICKELL, S. (1978), The Investment Decision of Firms, Cambridge, Cambridge University Press.
- SCHIANTARELLI, F. (1982), Aspettative e modelli aggregati d'investimento, 1964-1976, in "Ricerche di economia applicata: il caso italiano", a cura di N.Rossi-R.Rovelli, Milano, F.Angeli.
- SIESTO, V. (1973), Teoria e metodi di contabilità nazionale, Milano, Giuffré.
- SIESTO, V. (1975), I conti economici dell'Italia dal 1954 al 1974 secondo il nuovo schema internazionale, "Economia del Lavoro", n.2-3.
- VISCO, I. (1976), Misure ed analisi delle aspettative inflazionistiche: l'esperienza italiana, Banca d'Italia, Contributi alla ricerca economica, n.6.
- VISCO, I. (1984), Price Expectations in Rising Inflation, Amsterdam, North Holland.
- WARD, M. (1976), The Measurement of Capital. The Methodology of Capital Stock Estimates in OECD Countries, Paris, OECD.

APPENDICE

I) LO STOCK DI CAPITALE

La valutazione dello stock di capitale fisso in "mezzi di trasporto" e "impianti, macchine e attrezzature" per l'intero sistema economico è stata effettuata con riferimento al periodo 1964-1981. Alla stima del capitale fisso si è pervenuti, con riferimento alla fine di ciascun anno, utilizzando il metodo dell'inventario permanente (MIP) separatamente per le due categorie di beni capitali considerati, che assicuravano un certo grado di omogeneità per quanto riguarda la durata media del loro utilizzo. Come è noto, il MIP consente la stima del valore del capitale riproducibile sulla base dei flussi passati degli investimenti fissi lordi seguendo la successione delle seguenti fasi (20):

- 1) individuazione e classificazione dei beni capitali in categorie omogenee con riferimento alla loro vita media;

(20) Per un esame più approfondito del metodo dell'inventario permanente, si rinvia a GOLDSMITH, R.W.(1951); WARD, M.(1976); SIESTO, V.(1973); ESPOSITO, G. (1975).

- 2) raccolta per ciascuna categoria di beni capitali considerati dei flussi degli investimenti lordi effettuati lungo l'intera loro vita media;
- 3) calcolo in ogni periodo del capitale lordo come somma di tutti gli investimenti lordi passati (a prezzi costanti); esso misura il valore dei beni capitali esistenti nell'ipotesi che essi abbiano conservata intatta la loro efficienza produttiva nel tempo;
- 4) calcolo del capitale netto detraendo da quello lordo in ogni periodo la somma degli ammortamenti avvenuti nella vita decorsa del bene capitale allo scopo di compensare la perdita di valore di quest'ultimo a causa del logorio fisico ed economico connesso , quest'ultimo, con il progresso tecnico.

Nella contabilità nazionale italiana la stima degli ammortamenti avviene assumendo che i beni capitali deperiscano gradualmente nell'arco della loro vita economica e più precisamente secondo una legge a quote costanti, così che il valore residuo del bene alla fine della durata prevista è nullo (21).

(21) Per le categorie di nostro interesse, in Italia si applicano le seguenti vite medie (in anni): macchine e attrezzature:
(continua annotazione)

Nel caso della nostra valutazione dello stock di capitale è stato adottato il "metodo dell'ammortamento regressivo" o a "quote decrescenti", che è preferito dalle imprese dal momento che consente di ammortizzare ogni anno una percentuale costante del valore residuo posseduto all'inizio del periodo considerato, risultando così il più consistente con il principio di base del mantenimento del valore reale del patrimonio ⁽²²⁾. Secondo questo metodo il deprezzamento è maggiore nei primi anni di vita del bene capitale e decresce con l'avvicinarsi degli ultimi anni di vita nei quali assume valori trascurabili. Il valore residuo V_t varia secondo la legge seguente:

$$V_t = V_0 (1 - r)^t \quad t = 0 \dots\dots T$$

macchinario industriale 18; macchine agricole, trattori e attrezzature commerciali 15; attrezzature per le amministrazioni pubbliche, comunicazioni e cantieri edili 10; mezzi di trasporto: materiale rotabile ferrotranviario 43; navi mercantili 25; naviglio da pesca 22; autoveicoli 12, aerei commerciali 6. Si veda SIESTO, V. (1973), pag. 147.

(22) E' ben noto il comportamento delle imprese che con l'accantonamento di quote di ammortamento più elevate nei primi anni di vita del bene capitale si coprono dal rischio di incorrere in difficoltà finanziarie nel caso in cui la durata di vita dei beni capitali diventasse, per varie ragioni, più breve di quella prevista al momento dell'installazione dei beni stessi. Cfr. ESPOSITO, G. (1975).

dove: r è il tasso di deprezzamento annuo, ipotizzato nella nostra elaborazione pari al 12 e 8 per cento rispettivamente per i mezzi di trasporto e per gli impianti, macchine e attrezzature, e t sono gli anni di effettivo utilizzo del bene capitale (T vita media). Nel nostro caso, dato r , si è ipotizzato che dopo 12 e 18 anni rispettivamente per i mezzi di trasporto e per gli impianti, macchine e attrezzature, il rispettivo valore residuo (inferiore al 20 per cento del valore iniziale) subisca un deprezzamento più accelerato (quote costanti in 5/7 anni) di quello previsto in base alla legge di ammortamento geometrica utilizzata.

Per quanto riguarda i flussi di investimenti lordi con riferimento alle due categorie di beni capitali prese in esame, dal 1970 in avanti si sono utilizzati i dati dell'attuale contabilità SEC a prezzi 1970, precedentemente si è effettuata una ricostruzione sulla base dei dati di V.Siesto ⁽²³⁾ e della vecchia contabilità nazionale ⁽²⁴⁾. Lo stock di capitale netto, con riferimento all'insieme dei due gruppi di beni capitali, è stato trimestralizzato con un trend temporale.

(23) Cfr. SIESTO, V. (1975).

(24) Il calcolo dello stock di capitale da noi effettuato, secondo il metodo sopra esposto, costituisce un semplice aggiornamento di quello eseguito da C.M.Pierucci per il periodo 1964-79. I dati sono disponibili a richiesta.

Considerando che gli investimenti lordi al tempo t (I_t^L) sono dati dalla somma degli investimenti netti (I_t^N) e degli ammortamenti (δK_{t-1}) e cioè:

$$I_t^L = I_t^N + \delta K_{t-1}$$

e che

$$I_t^N = K_t - K_{t-1}$$

il tasso di deprezzamento esponenziale δ , implicito nel calcolo dello stock di capitale, è facilmente stimabile dalla seguente equazione di regressione:

$$K_t - I_t^L = (1 - \delta) K_{t-1} + \epsilon_t$$

Dai risultati della stima si desume che il coefficiente di K_{t-1} è pari a 0.977; il tasso di deprezzamento è pari nella media al 2.3 per cento a trimestre e a circa il 10 per cento nell'anno.

II) IL TASSO DI INTERESSE REALE ATTESO

Il tasso reale atteso (TRB) è stato ottenuto deflazionando la serie trimestrale del tasso nominale sugli impieghi a breve in lire al tempo t (TN_t) con le attese trimestrali d'inflazione all'ingrosso a 6 mesi (PA_t) secondo la relazione seguente:

$$TRB_t = \frac{1 + TN_t}{1 + PA_t} - 1$$

Le attese d'inflazione sono basate sulle informazioni delle inchieste semestrali del Forum di Mondo Economico (25). Sia il tasso d'interesse sia quello relativo all'inflazione attesa sono espressi in percentuale e su base annua.

Le aspettative d'inflazione a due anni utilizzate per il calcolo del tasso reale TACRE2 sono state ottenute applicando una "chain rule of forecasting" sulla base della relazione:

$$P_t^e = \sum_{i=1}^{14} w_{t-i} P_{t-i}$$

(25) Per il metodo di costruzione delle aspettative d'inflazione sulla base delle risposte delle inchieste si veda VISCO, I. (1976).

ove p_t^e = tassi attesi d'inflazione all'ingrosso a 6 mesi rilevati semestralmente all'inizio del periodo t ;

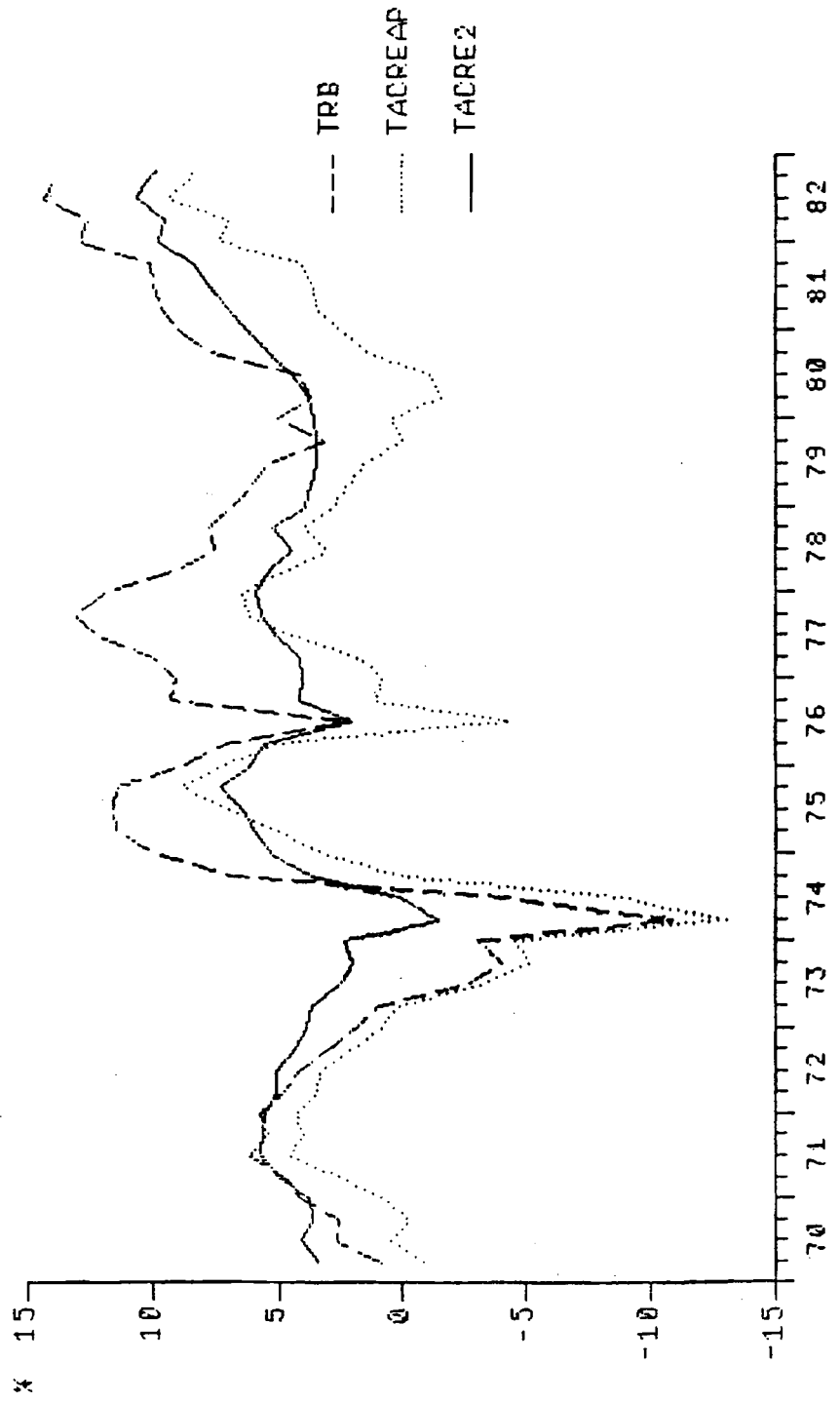
p_t = tasso d'inflazione storico del semestre t rispetto al semestre precedente.

Tale relazione è presentata in un recente lavoro di I.Visco ⁽²⁶⁾; essa rappresenta la struttura di lags implicita nella stima preferita (per grado di utilizzo della capacità e incertezza normali) delle aspettative d'inflazione all'ingrosso semestrali FORUM-ME. Nella Figura A1 sono raffigurati gli andamenti dei tre tassi reali utilizzati nella equazione 5 della Tav.1 e nelle equazioni 2,3,4 della Tav. 2.

(26) Cfr.VISCO, I. (1984). Il ritardo distribuito è infinito nella relazione originaria. Nel presente lavoro è stato troncato al 14° termine, data la esiguità dei valori dei coefficienti successivi.

Fig. A1

TASSI REALI D'INTERESSE



TEMI DI DISCUSSIONE RECENTEMENTE PUBBLICATI (*)

- n. 16 - I mutamenti nella struttura degli scambi mondiali e la "posizione italiana", di F. Pierelli (marzo 1983)
- n. 17 - Il rapporto di fido bancario nell'opinione delle imprese finanziate: sintesi dei risultati di un'indagine campionaria, di C. Nanni (giugno 1983)
- n. 18 - La valutazione dell'affidabilità della clientela da parte delle banche: criteri e prassi operative, di P. Ciocca (giugno 1983)
- n. 19 - Obiettivi e strumenti della vigilanza strutturale: schemi di riferimento e regole ottimali per l'autorizzazione all'apertura di dipendenze bancarie, di G. Lanciotti (giugno 1983)
- n. 20 - Dimensioni aziendali, costi ed efficienza nel sistema bancario italiano, di C. Conigliani (giugno 1983)
- n. 21 - L'andamento dei profitti bancari rispetto al ciclo economico, di V. Sannucci (giugno 1983)
- n. 22 - I conti economici e le situazioni patrimoniali degli istituti di credito speciale: 1975-1981, di D. Franco (giugno 1983)
- n. 23 - L'andamento del grado di rischio dell'attività bancaria, di A.M. Giannoni (giugno 1983)
- n. 24 - Costi e margini del sistema bancario italiano: un'analisi comparata, di F. Passacantando (giugno 1983)
- n. 25 - L'attività internazionale delle banche italiane: informazioni statistiche, di G. Giordano (novembre 1983)
- n. 26 - Il reddito da lavoro dipendente nelle indagini campionarie della Banca d'Italia dal 1972 al 1981: evoluzione e determinanti, di R.A. Pirrotta - G. Zen (dicembre 1983)
- n. 27 - L'utilizzo dell'analisi discriminatoria per la previsione delle insolvenze: ipotesi e test per un'analisi dinamica, di S. Appetiti (marzo 1984)
- n. 28 - La domanda di BOT da parte del pubblico, di E.A. Zautzik (aprile 1984)
- n. 29 - Real balances, the exchange rate, and indexation: real variables in disinflation, di S. Fischer (giugno 1984)
- n. 30 - Il bilancio pubblico per il quinquennio 1984-88: alcune simulazioni, di G. Morcaldo - G. Salvemini (luglio 1984)

(*) I "Temi" pubblicati possono essere richiesti alla Biblioteca del Servizio Studi della Banca d'Italia.

