

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PISA

Dipartimento di Statistica e Matematica Applicata all'Economia

Report n.94

Uno studio empirico sul confronto
tra alcuni indici statistici della congiuntura

Gilberto GHILARDI

Pisa, Settembre 1995

Questa ricerca e' stata finanziata in parte dal Ministero dell'Universita' e della Ricerca Scientifica e Tecnologica (fondi 60%)

INDICE

| | |
|---|-------------|
| 1. Introduzione | pag. 1 |
| 2. Alcuni indici applicati per l'analisi congiunturale | pag. 2 |
| 3. I dati statistici | pag. 5 |
| 4. Le modalita' di applicazione dell'indice ricavato in base al metodo della regressione | pag. 8 |
| 5. Le modalita' di applicazione degli altri indici congiunturali | pag. 11 |
| 6. I risultati del confronto empirico tra i vari indici | pag. 13 |
| Riferimenti bibliografici | pag. 19 |

1. Introduzione

Le indagini congiunturali si basano talvolta su dati di tipo qualitativo, che vengono elaborati al fine di calcolare degli indici statistici della congiuntura economica (Carlucci, 1988; D'Elia, 1991; De Nicola e Liberatori, 1967; Giovannini, 1988). Tuttavia, l'uso di tali indici presenta alcuni problemi di carattere teorico ed applicativo (D'Elia, 1991; Visco, 1976; Zani, 1970), cosicché lo studio delle loro proprietà e della loro sensibilità è interessante, perché rappresenta un ausilio importante per l'interpretazione dei risultati delle inchieste congiunturali.

Con questo lavoro ci proponiamo di prendere in esame alcuni degli indici statistici, che sono stati utilizzati per la sintesi distribuzioni di frequenza ricavate a partire dalle indagini messe a punto per la raccolta dei dati di tipo qualitativo, con l'intento di effettuare un confronto tra i valori che essi assumono in un caso concreto.

Le considerazioni riportate riguardano soprattutto i risultati dell'applicazione su dati reali, mediante i quali è possibile ricavare delle indicazioni interessanti sulle caratteristiche dei vari indici*. In particolare, dopo una sintetica descrizione delle modalità di quantificazione dei risultati delle inchieste congiunturali, prendiamo in esame alcune serie storiche già utilizzate in questo campo (Pesaran, 1984), per poi definire il procedimento seguito nell'applicazione degli indici prescelti. Infine, sulla base dei risultati dell'applicazione vengono riportate alcune considerazioni concernenti le conclusioni alle quali si può pervenire attraverso lo studio empirico.

* Desideriamo ringraziare la dott.ssa Carla D'Ambrosio per la paziente e faticosa collaborazione fornita attraverso l'elaborazione dei dati utilizzati ai fini della ricerca.

2. Alcuni indici applicati per l'analisi congiunturale

Le indagini congiunturali con dati di natura qualitativa si basano frequentemente sulle domande inerenti la variazione dei dati aziendali o di mercato, le cui modalita' di risposta sono aumento (A), diminuzione (D) e invariato (I). I risultati della rilevazione statistica *i*-ma, possono essere rappresentati attraverso le frequenze relative A_i , D_i e I_i , delle modalita' di risposta (rispettivamente aumento, diminuzione e invariato) alla domanda sulla variazione registrata o prevista per un certo dato aziendale o di mercato. La sintesi di tali frequenze attraverso un determinato indice viene utilizzata per ottenere un dato quantitativo che consente di esaminare l'andamento della congiuntura. Tra gli indici che sono stati proposti, il saldo

$$S_i = A_i - D_i \quad [1]$$

tra le frequenze relative (o percentuali) delle modalita' aumento e diminuzione, e' generalmente ritenuto un indice semplice ma piuttosto grossolano, soprattutto perche' non tiene conto della frequenza I_i della modalita' invariato.

Un altro indice viene ricavato mediante il cosiddetto metodo probabilistico (Carlson e Parkin, 1975) ed e' fornito dall'espressione

$$\mu_i = L - \delta_i \frac{D_i + A_i}{(A_i - D_i)} \quad [2]$$

della quantita' μ_i che e' funzione delle frequenze A_i , D_i delle modalita' aumento e diminuzione di una soglia predeterminata L e di un valore δ_i , che generalmente viene assunto costante e uguale a δ per ogni rilevazione ($\delta_i = \delta; \forall i$). Pertanto, l'indice μ_i non dipende dalla frequenza I_i della modalita' invariato e inoltre la sua applicazione presuppone la conoscenza delle due quantita' L e δ , che sono determinate arbitrariamente.

Tra gli altri indici che sono stati elaborati, quello proposto da Anderson (1952)

$${}_R\mu_i = aA_i + dD_i \quad [3]$$

e' ottenuto attraverso il metodo della regressione e viene costruito ricorrendo a due coefficienti a,d, che sono determinati utilizzando i risultati dell'applicazione del metodo della regressione multipla, ai dati che sono stati ricavati nel corso di un certo numero di indagini svolte precedentemente. Anche questo indice ${}_R\mu_i$ non dipende dalla frequenza I_i della modalita' invariato; il suo calcolo presuppone di poter disporre dei coefficienti a,d da applicare alle frequenze A_i, D_i delle modalita', rispettivamente, aumento e diminuzione, coefficienti che vengono determinati applicando opportunamente il metodo della regressione multipla, come si vedra' nel paragrafo 4.

Oltre i tre indici S_i , μ_i e ${}_R\mu_i$ si possono proporre altri due indici

$${}_Q S_i = (A_i - D_i)/(1 + I_i) \quad [4]$$

$${}_P S_i = (A_i - D_i) \cdot (1 + I_i) \quad [5]$$

che sono ottenuti, rispettivamente, mediante il quoziente e il prodotto tra il saldo S_i (ovvero la differenza tra A_i e D_i) e la frequenza I_i della modalita' invariato, aumentata di un'unita'. Questi due indici hanno come campo variazione l'intervallo $[-1,+1]$ e dipendono da tutte e tre le frequenze A_i , D_i e I_i delle modalita' di risposta alla domanda concernente la variazione di una variabile di tipo economico o aziendale.

Infine, possiamo prendere in esame l'indice

$${}_P\mu_i = -\frac{A_i'P(D_i') + D_i'P(A_i')}{P(A_i') + P(D_i')} \quad [6]$$

ottenuto apportando alcune modifiche al metodo probabilistico e calcolato utilizzando la distribuzione normale standardizzata della variabile Z , dove A_i' e D_i' sono i quantili

della variabile Z corrispondenti alle frequenze $(1-A_i)$ e D_i , cosicche' l'indice ${}_p\mu_i$ e' una media ponderata dei valori A_i' e D_i' , con pesi pari alle probabilita'

$$P(D_i') = \Pr\left\{D_i' \leq Z \leq \frac{D_i' + A_i'}{2}\right\} \quad [7]$$

$$P(A_i') = \Pr\left\{\frac{D_i' + A_i'}{2} \leq Z \leq A_i'\right\} \quad [8]$$

che sono associate agli intervalli $(D_i', \frac{D_i' + A_i'}{2})$ e $(\frac{D_i' + A_i'}{2}, A_i')$ e che dipendono implicitamente dalla frequenza I_i della modalita' invariato, dato che tale frequenza relativa

$$I_i = \Pr\{D_i' \leq Z \leq A_i'\} \quad [9]$$

e' uguale alla probabilita' che la variabile Z sia compresa tra i quantili D_i' e A_i' .

Senza soffermarci su una valutazione dettagliata dal punto di vista teorico delle proprieta' formali dei vari indici presi in esame, possiamo considerare le serie di valori che i vari indici assumono a partire da alcune serie storiche, al fine di confrontare empiricamente i risultati che si hanno mediante l'applicazione degli indici in questione.

Il confronto empirico tra i vari indici che sono stati richiamati e' interessante, perche' ognuno di essi si basa su ipotesi o assunzioni piu' o meno diverse, che in pratica possono essere solo parzialmente valide. Percio' l'analisi dei risultati per una o piu' situazioni concrete e' utile per avere un'idea delle differenze di comportamento e di sensibilita' esistenti tra i vari indici, al di la' delle motivazioni di natura teorica che raramente consentono di effettuare una scelta univoca in questo campo tra le diverse soluzioni proposte. Tuttavia, prima di procedere e' opportuno descrivere sinteticamente le serie dei dati empirici prescelti e richiamare brevemente le modalita' di impiego dei vari indici presi in esame.

3. I dati statistici

Le serie dei dati empirici usati per il confronto tra i diversi metodi di quantificazione delle inchieste congiunturali sono relative alle indagini CBI sull'andamento e sulla variazione attesa dei prezzi medi di vendita delle industrie manifatturiere britanniche nel periodo 1958-1981 (Pesaran, 1984). Le rilevazioni in questione sono state condotte con cadenza quadrimestrale dal 1958 al 1971 e con cadenza trimestrale dal 1972 al 1981. In particolare, i risultati di indagine utili per il confronto tra i vari indici considerati in questo lavoro sono rappresentati dalle variazioni registrate e attese per i prezzi di vendita sotto forma di distribuzioni di frequenza delle modalita' aumento, diminuzione, stazionarieta' (Tab. 1). Oltre ai dati sull'andamento e sulla variazione attesa dei prezzi medi di vendita, si e' fatto ricorso al tasso effettivo di variazione dei prezzi all'ingrosso dei prodotti dell'industria manifatturiera (Tab. 1), alla stessa stregua di quanto e' stato fatto da Pesaran (1984).

Inoltre, notiamo che i valori che si riferiscono alle distribuzioni delle frequenze relative percentuali sono stati calcolati ripartendo proporzionalmente i casi di assenza di risposte. Circa l'uso dei dati, facciamo presente che il tasso effettivo e le distribuzioni di frequenza sull'andamento dei prezzi di vendita sono stati utilizzati per la messa a punto degli indici ricavati col metodo della regressione e col metodo probabilistico secondo i procedimenti indicati da Pesaran (1984) e descritti brevemente nei paragrafi seguenti. Mentre, le distribuzioni percentuali sulle variazioni attese vengono usate per calcolare i diversi indici elaborati, quali misure o indicatori della variazione attesa dei prezzi, per poi confrontare le serie dei valori ottenuti con quella relativa ai tassi effettivi, presupponendo che l'operazione fornisca un risultato sufficientemente valido per esprimere un giudizio sulla possibilita' di usare tali indici, al fine di avere anticipatamente delle informazioni sull'andamento del tasso effettivo di variazione dei prezzi praticati.

**Tab. 1 - Tassi effettivi di variazione dei prezzi e distribuzioni percentuali
dell'andamento e della variazione attesa dei prezzi di vendita dell'industria**

| Anno | Mese | Tasso effettivo | Andamento | | | Previsione | | |
|------|-------|--------------------|-----------|-------|-------|------------|-------|-------|
| | | | + | = | - | + | = | - |
| 1958 | Giu. | | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| | Ott. | | --- | --- | --- | 7.29 | 76.04 | 16.67 |
| 1959 | Feb. | 0.36 | 9.00 | 62.00 | 29.00 | 3.13 | 79.04 | 17.71 |
| | Giu. | -0.36 | 9.09 | 64.65 | 26.26 | 7.22 | 77.32 | 15.46 |
| | Ott. | 0.27 | 12.12 | 67.68 | 20.20 | 10.31 | 77.32 | 12.37 |
| 1960 | Feb. | 0.27 | 12.24 | 71.43 | 16.33 | 14.43 | 78.35 | 7.22 |
| | Giu. | 1.16 | 22.22 | 66.67 | 11.11 | 12.63 | 81.05 | 6.32 |
| | Ott. | 0.35 | 16.16 | 71.72 | 12.12 | 13.40 | 78.35 | 8.25 |
| 1961 | Feb. | 0.88 | 25.00 | 64.00 | 11.00 | 21.88 | 70.83 | 7.29 |
| | Giu. | 1.05 | 24.24 | 64.65 | 11.11 | 15.96 | 76.60 | 7.45 |
| | Ott. | 1.12 | 22.22 | 64.65 | 13.13 | 11.58 | 77.89 | 10.53 |
| 1962 | Feb. | 0.85 | 12.12 | 70.71 | 17.17 | 13.54 | 73.96 | 12.50 |
| | Giu. | 0.34 | 13.27 | 67.35 | 19.39 | 13.54 | 75.00 | 11.46 |
| | Ott. | 0.51 | 16.16 | 66.67 | 17.17 | 11.34 | 76.29 | 12.37 |
| 1963 | Feb. | 0.50 | 12.12 | 68.69 | 19.19 | 11.34 | 77.32 | 11.34 |
| | Giu. | -0.17 | 13.13 | 69.70 | 17.17 | 11.34 | 78.35 | 10.31 |
| | Ott. | 1.34 | 12.24 | 76.53 | 11.22 | 13.54 | 80.21 | 6.25 |
| 1964 | Feb. | 0.41 | 27.55 | 64.29 | 8.16 | 29.17 | 64.58 | 6.25 |
| | Giu. | 1.81 | 32.32 | 58.59 | 9.09 | 14.58 | 79.17 | 6.25 |
| | Ott. | 1.29 | 24.49 | 64.29 | 11.22 | 26.60 | 65.96 | 7.45 |
| 1965 | Feb. | 1.84 | 26.53 | 68.37 | 5.10 | 32.65 | 62.24 | 5.10 |
| | Giu. | 1.96 | 34.38 | 60.42 | 5.21 | 24.21 | 70.53 | 5.26 |
| | Ott. | 0.46 | 19.39 | 73.47 | 7.14 | 16.49 | 75.26 | 8.25 |
| 1966 | Feb. | 0.92 | 21.43 | 71.43 | 7.14 | 29.59 | 63.27 | 7.14 |
| | Giu. | 1.21 | 32.99 | 61.86 | 5.15 | 31.91 | 63.83 | 4.26 |
| | Ott. | 0.37 | 19.15 | 71.28 | 9.57 | 5.38 | 81.72 | 12.90 |
| 1967 | Feb. | 0.37 | 4.17 | 81.25 | 14.58 | 8.51 | 80.85 | 10.64 |
| | Giu. | 0.00 | 7.22 | 77.32 | 15.46 | 14.89 | 75.53 | 9.57 |
| | Ott. | 0.82 | 13.54 | 71.88 | 14.58 | 19.15 | 71.28 | 9.57 |
| 1968 | Feb. | 2.07 | 31.96 | 59.79 | 8.25 | 46.88 | 48.96 | 4.17 |
| | Giu. | 1.58 | 41.67 | 53.13 | 5.21 | 26.60 | 69.15 | 4.26 |
| | Ott. | 0.52 | 23.23 | 69.70 | 7.07 | 20.41 | 75.51 | 4.08 |
| 1969 | Feb. | 1.98 | 32.32 | 62.63 | 5.05 | 41.67 | 55.21 | 3.13 |
| | Giu. | 1.01 | 37.76 | 58.16 | 4.08 | 36.84 | 60.00 | 3.16 |
| | Ott. | 1.34 | 41.84 | 52.04 | 6.12 | 41.05 | 54.74 | 4.21 |
| 1970 | Feb. | 2.48 | 47.96 | 46.94 | 5.10 | 58.95 | 36.84 | 4.21 |
| | Giu. | 2.58 | 60.20 | 35.71 | 4.08 | 61.05 | 36.84 | 2.11 |
| | Ott. | 2.44 | 61.86 | 36.08 | 2.06 | 67.37 | 30.53 | 2.11 |
| 1971 | Feb. | 2.96 | 61.46 | 35.42 | 3.13 | 61.05 | 36.84 | 2.11 |
| | Giu. | 2.92 | 60.82 | 34.02 | 5.15 | 54.17 | 42.71 | 3.13 |
| | Sett. | 1.65 | 42.27 | 51.55 | 6.19 | 26.80 | 69.07 | 4.12 |

(segue)

(continua Tab. 1)

| Anno | Mese | Tasso effettivo | Andamento | | | Previsione | | |
|------|------|--------------------|-----------|-------|-------|------------|-------|-------|
| | | | + | = | - | + | = | - |
| 1972 | Gen. | 0.99 | 31.96 | 59.79 | 8.25 | 40.63 | 56.25 | 3.13 |
| | Apr. | 1.62 | 41.24 | 51.55 | 7.22 | 51.04 | 45.83 | 3.13 |
| | Lug. | 1.87 | 44.90 | 50.00 | 5.10 | 54.64 | 44.33 | 1.03 |
| | Ott. | 2.89 | 50.00 | 45.92 | 4.08 | 55.56 | 42.42 | 2.02 |
| 1973 | Gen. | 2.23 | 36.36 | 61.62 | 2.02 | 31.31 | 67.68 | 1.01 |
| | Apr. | 1.69 | 23.23 | 74.75 | 2.02 | 43.88 | 54.08 | 2.04 |
| | Lug. | 3.67 | 44.90 | 54.08 | 1.02 | 54.08 | 44.90 | 1.02 |
| | Ott. | 5.20 | 59.18 | 39.80 | 1.02 | 56.70 | 42.27 | 1.03 |
| 1974 | Gen. | 6.59 | 65.66 | 32.32 | 2.02 | 73.47 | 25.51 | 1.02 |
| | Apr. | 11.94 | 77.00 | 22.00 | 1.00 | 78.57 | 20.41 | 1.02 |
| | Lug. | 7.78 | 80.21 | 17.71 | 2.08 | 72.16 | 25.77 | 2.06 |
| | Ott. | 7.19 | 76.53 | 22.45 | 1.02 | 75.26 | 22.68 | 2.06 |
| 1975 | Gen. | 8.98 | 75.51 | 20.41 | 4.08 | 73.74 | 22.22 | 4.04 |
| | Apr. | 8.80 | 72.73 | 22.22 | 5.05 | 65.31 | 31.63 | 3.06 |
| | Lug. | 6.91 | 64.58 | 30.21 | 5.21 | 66.67 | 29.17 | 4.17 |
| | Ott. | 4.20 | 58.76 | 36.08 | 5.15 | 64.95 | 32.99 | 2.06 |
| 1976 | Gen. | 5.04 | 59.60 | 37.37 | 3.03 | 67.01 | 29.90 | 3.09 |
| | Apr. | 4.92 | 61.22 | 34.69 | 4.08 | 67.35 | 30.61 | 2.04 |
| | Lug. | 5.33 | 64.29 | 33.67 | 2.04 | 71.13 | 27.84 | 1.03 |
| | Ott. | 5.94 | 69.39 | 27.55 | 3.06 | 75.26 | 23.71 | 1.03 |
| 1977 | Gen. | 8.11 | 72.16 | 26.80 | 1.03 | 76.77 | 22.22 | 1.01 |
| | Apr. | 7.88 | 74.49 | 22.45 | 3.06 | 70.41 | 28.57 | 1.02 |
| | Lug. | 6.63 | 60.20 | 36.73 | 3.06 | 64.29 | 32.65 | 3.06 |
| | Ott. | 2.76 | 52.00 | 42.00 | 6.00 | 54.00 | 42.00 | 4.00 |
| 1978 | Gen. | 2.70 | 43.43 | 49.49 | 7.07 | 55.56 | 41.41 | 3.03 |
| | Apr. | 3.14 | 48.48 | 45.45 | 6.06 | 52.53 | 45.45 | 2.02 |
| | Lug. | 2.53 | 44.44 | 52.53 | 3.03 | 56.57 | 41.41 | 2.02 |
| | Ott. | 2.55 | 44.44 | 51.52 | 4.04 | 55.56 | 43.43 | 1.01 |
| 1979 | Gen. | 2.76 | 47.96 | 51.02 | 1.02 | 61.62 | 37.37 | 1.01 |
| | Apr. | 4.55 | 59.60 | 38.38 | 2.02 | 67.35 | 31.63 | 1.02 |
| | Lug. | 7.11 | 67.68 | 29.29 | 3.03 | 67.35 | 31.63 | 1.02 |
| | Ott. | 5.50 | 63.27 | 34.69 | 2.04 | 63.92 | 34.02 | 2.06 |
| 1980 | Gen. | 5.78 | 59.18 | 37.76 | 3.06 | 68.04 | 30.93 | 1.03 |
| | Apr. | 7.42 | 61.62 | 34.34 | 4.04 | 59.60 | 37.37 | 3.03 |
| | Lug. | 4.32 | 46.00 | 43.00 | 11.00 | 43.00 | 47.00 | 10.00 |
| | Ott. | 2.14 | 29.29 | 51.52 | 19.19 | 32.32 | 55.56 | 12.12 |
| 1981 | Gen. | 2.59 | 25.00 | 58.00 | 17.00 | 34.00 | 58.00 | 8.00 |
| | Apr. | 5.47 | 27.00 | 52.00 | 21.00 | 37.37 | 53.54 | 9.09 |
| | Lug. | 3.30 | 28.28 | 55.56 | 16.16 | 35.35 | 57.58 | 7.07 |
| | Ott. | 3.03 | 30.30 | 57.58 | 12.12 | --- | --- | --- |

Fonte: Pesaran, 1984

4. Le modalita' di applicazione dell'indice ricavato in base al metodo della regressione

Se consideriamo le serie di dati riportati nella Tabella 1, si ha la possibilita' di avere un riscontro sui risultati ottenuti da Pesaran (1984) e di fare un confronto tra i diversi indici congiunturali che sono stati proposti, al fine di rilevarne le differenze e le somiglianze in termini di andamento dei valori assunti. In particolare, nel lavoro citato viene affrontato il problema del confronto tra due metodi di quantificazione dei dati raccolti mediante le indagini congiunturali: il metodo della regressione (Anderson, 1952) e il metodo probabilistico (Carston e Parkin, 1975). I due metodi sono stati applicati dopo aver ripartito i casi di non risposta proporzionalmente alla frequenza delle modalita' aumento, stazionarieta' e diminuzione, quali risposte previste alle domande sulla variazione attesa e subita dai prezzi, rispettivamente, nel periodo successivo e precedente la data di riferimento di ciascuna rilevazione congiunturale.

Secondo il procedimento seguito, il tasso di variazione effettivo dei prezzi viene impiegato come variabile dipendente y_t nell'equazione di regressione

$$y_t = \alpha R_t - \beta F_t + V_t \quad [10]$$

nella quale figurano, oltre ai coefficienti α e β da stimare, le variabili indipendenti che sono rappresentate dalle frequenze R_t , F_t dei casi di aumento o diminuzione dei prezzi registrati al tempo t e il termine V_t , ovvero la componente erratica del modello che rappresenta la relazione tra la variazione subita dai prezzi e i risultati a posteriori delle indagini congiunturali.

L'equazione di regressione stimata

$$y_t = 8.64R_t - 3.98F_t + V_t \quad [11]$$

e' caratterizzata dalla presenza di autocorrelazione tra i termini V_t (i residui di interpolazione) e dalla sottostima del valore massimo del tasso di inflazione osservato nell'intervallo temporale considerato.

Dal punto di vista dell'interpretazione il modello di regressione [10] si basa sulla possibilita' di esprimere la variazione effettiva

$$y_t = \sum_{i=1}^N w_i \pi_{it} \quad [12]$$

dei prezzi di vendita del settore manifatturiero come media ponderata con pesi w_i delle variazioni π_{it} relative a ciascuna impresa. Inoltre, si assume che la variazione media

$$y_t = \sum_{i=1}^N w_i^+ \pi_{it}^+ + \sum_{i=1}^N w_i^- \pi_{it}^- \quad [13]$$

sia determinabile come somma delle combinazioni lineari tra le variazioni in aumento (π_{it}^+) o in diminuzione (π_{it}^-) e i relativi pesi (w_i^+ , w_i^-).

Successivamente, dato che le indagini congiunturali non forniscono informazioni di tipo quantitativo sulle variazioni dei prezzi, si assume

$$\alpha = \pi_{it}^+, \quad -\beta = \pi_{it}^- \quad \forall i, t \quad [14]$$

l'uguaglianza delle variazioni π_{it}^+ in aumento e di quelle π_{it}^- in diminuzione per le varie imprese e vengono sostituite le sommatorie

$$\sum_{i=1}^N w_i^+ = R_t ; \quad \sum_{i=1}^N w_i^- = F_t \quad [15]$$

corrispondenti ai pesi assegnati alle imprese che hanno fatto registrare variazioni in aumento (w_i^+) o in diminuzione (w_i^-), rispettivamente, le frequenze R_t , F_t delle imprese considerate, cosicché si perviene al modello di regressione

$$y_t^* = \alpha R_t - \beta F_t \quad [16]$$

corrispondente a quello indicato precedentemente [10], nel quale figura la variazione teorica y_t^* al posto della variazione effettiva y_t e del termine di errore V_t .

Il modello [16] può essere utilizzato per determinare delle quantità y_t^* a partire dai risultati delle indagini congiunturali con dati di tipo qualitativo sulle variazioni attese, ovvero l'indice ${}_R\mu_i$ [3], nell'espressione del quale i simboli a , A_i , d e D_i corrispondono, rispettivamente, ai simboli α , R_t , β e F_t . Le frequenze A_i , D_i riguardano i casi nei quali si prevede un aumento o una diminuzione dei prezzi per il periodo $(t, t-1)$, anziché le variazioni a posteriori, mentre i coefficienti a e d rappresentano le stime dei coefficienti incogniti α e β .

Tuttavia la significatività dei coefficienti a , d ottenuti mediante l'applicazione del modello in questione viene posta in discussione per la presenza di autocorrelazione tra i residui V_t , cosicché Pesaran (1984) propone altri due modelli.

Il primo di questi modelli

$$y_t = \alpha R_t - \beta F_t + V_t \quad [17]$$

$$V_t = \rho V_{t-1} + e_t$$

tiene conto dell'autocorrelazione di primo ordine tra i residui, attraverso l'equazione in cui figura il coefficiente ρ e il termine di errore e_t . Invece, il secondo modello

$$y_t = \frac{\alpha R_t - \beta F_t + V_t}{1 - \lambda R_t} \quad [18]$$

e' non lineare nei parametri e viene stimato nel caso di assenza di autocorrelazione e in quello di presenza di autocorrelazione tra i residui V_t .

L'equazione stimata per il modello non lineare [18], in assenza di autocorrelazione tra i residui V_t , omettendo il termine con coefficiente β , che in precedenza non era risultato significativamente diverso da zero, e' la seguente

$$y_t = \frac{3.78R_t + V_t}{1 - 0.85R_t} \quad [19]$$

ed e' ritenuta piu' adeguata della precedente equazione lineare, perche' l'adattamento risulta piu' soddisfacente. L'equazione [19] e' stata da noi utilizzata per un confronto tra i vari metodi di quantificazione dei risultati delle indagini congiunturali. In particolare, le equazioni stimate [11] e [19] sono state controllate e applicate per costruire le serie di valori di due indici congiunturali

$$y'_t = 8.64A_{t-1} - 3.98D_{t-1} \quad [20]$$

$$y''_t = 3.78A_{t-1}/(1 - 0.85A_{t-1}) \quad [21]$$

che rappresentano due misure del tasso atteso di variazione al tempo t in funzione delle frequenze A_{t-1} , D_{t-1} dei casi per i quali al tempo $(t-1)$ si ha una previsione di aumento o di diminuzione dei tassi di inflazione.

5. Le modalita' di applicazione degli altri indici congiunturali

Per quanto concerne il metodo probabilistico proposto da Carlson e Parkin (1975), esso e' stato applicato da Pesaran (1984), sugli stessi risultati delle indagini congiunturali CBI relative agli anni 1958-1981 presi in esame per l'impiego del metodo

della regressione. A tale scopo, l'indice proposto μ_i [2] e' stato utilizzato considerando la soglia $L=0$ e il coefficiente

$$\delta = \frac{\sum_{t=1}^{79} y_t}{\sum_{t=1}^{79} \frac{(A_{t-1} + D_{t-1})}{(D_{t-1} - A_{t-1})}} \quad [22]$$

che si ha rapportando la somma dei tassi effettivi di variazione y_t registrati dal 1959 al 1981 alla somma dei quozienti costruiti sulla base delle frequenze delle variazioni attese rilevate con le indagini del periodo Ottobre 1958-Luglio 1981. Come si puo' intuire, cio' consente di rapportare le variazioni subite dai tassi di inflazione a quelle dei rapporti $(A_{t-1} + D_{t-1}) / (D_{t-1} - A_{t-1})$ costruiti attraverso le frequenze dei casi di aumento o di diminuzione delle variazioni attese. Pertanto, l'indice che e' stato applicato ricorrendo al metodo probabilistico e che fornisce la variazione attesa al tempo t ,

$$\mu'_t = \delta (D_{t-1} + A_{t-1}) / (A_{t-1} - D_{t-1}) \quad [23]$$

e' stato calcolato sulla base delle frequenze A_{t-1} , D_{t-1} delle previsioni di aumento e di diminuzione dei tassi di inflazione rilevate attraverso l'indagine del tempo $(t-1)$.

Con queste precisazioni e' agevole costruire la serie dei valori dell'indice μ'_t che puo' essere confrontata con la serie dei valori osservati per altri indici e, in particolare, quelle ricavate per gli indici [20], [21] ottenuti col metodo della regressione e quelle calcolate per gli altri indici elencati nel primo paragrafo.

Per quanto concerne le espressioni usate nel calcolo dei valori di questi ultimi indici a partire dai dati prescelti, esse sono le seguenti

$$S'_t = A_{t-1} - D_{t-1} \quad [24]$$

$${}_Q S'_t = (A_{t-1} - D_{t-1}) / (1 + I_{t-1})$$

$${}_p S'_t = (A_{t-1} - D_{t-1}) \cdot (1 + I_{t-1})$$

$${}_p \mu'_t = - \left[A'_{t-1} P(D'_{t-1}) + D'_{t-1} P(A'_{t-1}) \right] / \left[P(A'_{t-1}) + P(D'_{t-1}) \right]$$

e forniscono le serie di valori corrispondenti a quelli del tasso di variazione y_t dei prezzi all'ingrosso dei prodotti dell'industria manifatturiera. Come si vede, esse sono calcolate in funzione delle frequenze A_{t-1} , D_{t-1} dei casi di aumento e diminuzione, secondo quanto risulta dalle attese formulate nel corso dell'indagine svolta al tempo (t-1) per l'intervallo di tempo (t-1, t).

6. I risultati del confronto empirico tra i vari indici

Le espressioni dei vari indici illustrati brevemente nei paragrafi precedenti sono state applicate ai dati sulle attese concernenti l'andamento del tasso di inflazione, secondo quanto è emerso dall'indagine CBI sui prezzi all'ingrosso dell'industria manifatturiera (Tab. 1). Sulla base degli stessi dati, Pesaran (1984) ha effettuato un confronto tra il metodo della regressione con riferimento al caso del modello non lineare [18] e il metodo di Carlson e Parkin, concludendo che le due misure adottate del tasso atteso di inflazione sono strettamente concordanti, pur presentando alcune differenze in termini di livello medio e di andamento ciclico. Inoltre, è stato rilevato che il modello non lineare stimato includendo i parametri relativi alla presenza di autocorrelazione tra i residui fornisce sostanzialmente gli stessi risultati che si hanno per il modello non lineare in assenza di autocorrelazione. In questo contesto, ci siamo proposti di effettuare un confronto sistematico tra sette indici: il saldo S'_t tra le frequenze attese A_{t-1} , D_{t-1} ; l'indice μ'_t relativo al metodo probabilistico; gli indici y'_t , y''_t basati sul metodo della regressione; gli indici ${}_Q S'_t$, ${}_P S'_t$ ricavati a partire dal saldo tra frequenze e l'indice ${}_P \mu'_t$ ottenuto apportando alcune modifiche al metodo probabilistico proposto da Carlson e Parkin.

Le serie dei valori calcolati per ciascuno di questi indici (Tab. 2) sono state confrontate tra di loro e con quella dei valori del tasso effettivo y_t di variazione dei prezzi, al fine di avere un'idea delle differenze esistenti tra le diverse misure che possono fornire delle informazioni interessanti sull'andamento dell'inflazione.

Per trarre alcune conclusioni sulle caratteristiche degli indici utilizzati per quantificare i risultati di tipo qualitativo delle inchieste congiunturali, il modo di procedere già seguito (Pesaran, 1984) si basa su elementi di natura diversa (grafica e numerica attraverso il coefficiente di correlazione). In questa sede, ci limitiamo al calcolo dei coefficienti di correlazione tra le serie dei valori del tasso effettivo y_t e degli indici congiunturali prescelti (Tab. 3). Sulla base di questi risultati riportiamo alcune considerazioni, che ovviamente non devono essere ritenute conclusive, ma che sono certamente utili per valutare empiricamente alcune caratteristiche degli indici esaminati.

Per quanto concerne la relazione tra l'indice effettivo y_t e l'indice μ_t' determinato col metodo di Carlson e Parkin (1975), il valore del coefficiente di correlazione (0.848) risulta praticamente uguale a quello (0.846) che è stato calcolato da Pesaran (1984) e mostra l'esistenza di una concordanza notevole tra le due serie storiche. La concordanza appare anche più forte ($r_{xy}=0.884$) tra l'indice y_t e l'indice y_t'' , ottenuto applicando il metodo della regressione multipla non lineare. Inoltre, notiamo che il coefficiente di correlazione tra l'indice μ_t' e y_t'' è praticamente pari a uno ($r_{xy}=0.979$), cosicché si può dire che i due indici differiscono sostanzialmente l'uno dall'altro per una trasformazione lineare.

Se spostiamo l'attenzione sugli altri indici applicati ai dati delle inchieste congiunturali, si può dire che il saldo S_t' e l'indice y_t hanno dato luogo ad un valore del coefficiente di correlazione che è tra i più piccoli (0.818), insieme a quelli calcolati per gli indici ${}_p S_t'$ (0.768) e ${}_p \mu_t'$ (0.745) e ottenuti, rispettivamente, a partire dal saldo e dal metodo probabilistico. Tuttavia, occorre notare che il valore del coefficiente di correlazione tra i sette indici è sempre molto alto, quasi sempre superiore a 0.90 e spesso maggiore di 0.95. Pertanto, alla luce di questi risultati si può pensare che i diversi indici non abbiano caratteristiche molto diverse l'uno dall'altro.

Tab. 2 - Valori del tasso effettivo y_t di variazione dei prezzi e degli indici S_t' , μ_t' , $Q S_t'$,

$${}_P S_t', y_t', y_t'' \text{ e } {}_P \mu_t'$$

| | | y_t | S_t' | μ_t' | $Q S_t'$ | ${}_P S_t'$ | y_t' | y_t'' | ${}_P \mu_t'$ |
|-------------|-------|-------|--------|----------|----------|-------------|--------|---------|---------------|
| 1959 | Feb. | 0.36 | -9.37 | -0.72 | -0.05 | -0.17 | -0.03 | 0.29 | -0.40 |
| | Giu. | -0.36 | -14.58 | -1.19 | -0.08 | -0.26 | -0.43 | 0.12 | -0.85 |
| | Ott. | 0.27 | -8.25 | -0.64 | -0.05 | -0.15 | 0.01 | 0.29 | -0.37 |
| 1960 | Feb. | 0.27 | -2.06 | -0.16 | -0.01 | -0.04 | 0.40 | 0.43 | -0.09 |
| | Giu. | 1.16 | 7.22 | 0.56 | 0.04 | 0.13 | 0.96 | 0.62 | 0.34 |
| | Ott. | 0.35 | 6.32 | 0.51 | 0.03 | 0.11 | 0.84 | 0.53 | 0.34 |
| 1961 | Feb. | 0.88 | 5.15 | 0.40 | 0.03 | 0.09 | 0.83 | 0.57 | 0.24 |
| | Giu. | 1.05 | 14.58 | 1.08 | 0.09 | 0.25 | 1.60 | 1.02 | 0.53 |
| | Ott. | 1.12 | 8.51 | 0.65 | 0.05 | 0.15 | 1.08 | 0.70 | 0.37 |
| 1962 | Feb. | 0.85 | 1.05 | 0.08 | 0.01 | 0.02 | 0.58 | 0.49 | 0.05 |
| | Giu. | 0.34 | 1.04 | 0.08 | 0.01 | 0.02 | 0.67 | 0.58 | 0.04 |
| | Ott. | 0.51 | 2.08 | 0.16 | 0.01 | 0.04 | 0.71 | 0.58 | 0.08 |
| 1963 | Feb. | 0.50 | -1.03 | -0.08 | -0.01 | -0.02 | 0.49 | 0.47 | -0.04 |
| | Giu. | -0.17 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.53 | 0.47 | 0.00 |
| | Ott. | 1.34 | 1.03 | 0.08 | 0.01 | 0.02 | 0.57 | 0.47 | 0.05 |
| 1964 | Feb. | 0.41 | 7.29 | 0.58 | 0.04 | 0.13 | 0.92 | 0.58 | 0.38 |
| | Giu. | 1.81 | 22.92 | 1.68 | 0.14 | 0.38 | 2.27 | 1.47 | 0.73 |
| | Ott. | 1.29 | 8.33 | 0.66 | 0.05 | 0.15 | 1.01 | 0.63 | 0.41 |
| 1965 | Feb. | 1.84 | 19.15 | 1.41 | 0.12 | 0.32 | 2.00 | 1.30 | 0.61 |
| | Giu. | 1.96 | 27.55 | 2.02 | 0.17 | 0.45 | 2.62 | 1.71 | 0.88 |
| | Ott. | 0.46 | 18.95 | 1.41 | 0.11 | 0.32 | 1.88 | 1.15 | 0.73 |
| 1966 | Feb. | 0.92 | 8.25 | 0.62 | 0.05 | 0.14 | 1.10 | 0.73 | 0.34 |
| | Giu. | 1.21 | 22.45 | 1.65 | 0.14 | 0.37 | 2.27 | 1.49 | 0.68 |
| | Ott. | 0.37 | 27.66 | 2.03 | 0.17 | 0.45 | 2.59 | 1.66 | 0.96 |
| 1967 | Feb. | 0.37 | -7.53 | -0.62 | -0.04 | -0.14 | -0.05 | 0.21 | -0.43 |
| | Giu. | 0.00 | -2.13 | -0.17 | -0.01 | -0.04 | 0.31 | 0.35 | -0.11 |
| | Ott. | 0.82 | 5.32 | 0.40 | 0.03 | 0.09 | 0.91 | 0.64 | 0.21 |
| 1968 | Feb. | 2.07 | 9.57 | 0.71 | 0.06 | 0.16 | 1.27 | 0.86 | 0.33 |
| | Giu. | 1.58 | 42.71 | 3.25 | 0.29 | 0.64 | 3.88 | 2.95 | 1.13 |
| | Ott. | 0.52 | 22.34 | 1.66 | 0.13 | 0.38 | 2.13 | 1.30 | 0.88 |
| 1969 | Feb. | 1.98 | 16.33 | 1.27 | 0.09 | 0.29 | 1.60 | 0.93 | 0.78 |
| | Giu. | 1.01 | 38.54 | 2.84 | 0.25 | 0.60 | 3.48 | 2.44 | 1.21 |
| | Ott. | 1.34 | 33.68 | 2.47 | 0.21 | 0.54 | 3.06 | 2.03 | 1.16 |
| 1970 | Feb. | 2.48 | 36.84 | 2.74 | 0.24 | 0.57 | 3.38 | 2.38 | 1.07 |
| | Giu. | 2.58 | 54.74 | 4.63 | 0.40 | 0.75 | 4.93 | 4.47 | 1.23 |
| | Ott. | 2.44 | 58.95 | 4.70 | 0.43 | 0.81 | 5.19 | 4.80 | 1.54 |
| 1971 | Feb. | 2.96 | 65.26 | 5.59 | 0.50 | 0.85 | 5.74 | 5.96 | 1.59 |
| | Giu. | 2.92 | 58.95 | 4.70 | 0.43 | 0.81 | 5.19 | 4.80 | 1.54 |
| | Sett. | 1.65 | 51.04 | 3.98 | 0.36 | 0.73 | 4.56 | 3.79 | 1.32 |

(segue)

(continua Tab. 2)

| | y_t | S'_t | μ'_t | ${}_Q S'_t$ | ${}_P S'_t$ | y'_t | y''_t | ${}_P \mu'_t$ |
|------------------|-------|--------|----------|-------------|-------------|--------|---------|---------------|
| 1972 Gen. | 0.99 | 22.68 | 1.69 | 0.13 | 0.38 | 2.15 | 1.31 | 0.89 |
| Apr. | 1.62 | 37.50 | 2.76 | 0.24 | 0.59 | 3.39 | 2.35 | 1.20 |
| Lug. | 1.87 | 47.92 | 3.66 | 0.33 | 0.70 | 4.29 | 3.41 | 1.30 |
| Ott. | 2.89 | 53.61 | 3.94 | 0.37 | 0.77 | 4.68 | 3.86 | 1.81 |
| 1973 Gen. | 2.23 | 53.54 | 4.08 | 0.38 | 0.76 | 4.72 | 3.98 | 1.52 |
| Apr. | 1.69 | 30.30 | 2.33 | 0.18 | 0.51 | 2.67 | 1.61 | 1.62 |
| Lug. | 3.67 | 41.84 | 3.06 | 0.27 | 0.64 | 3.71 | 2.65 | 1.43 |
| Ott. | 5.20 | 53.06 | 3.89 | 0.37 | 0.77 | 4.63 | 3.78 | 1.81 |
| 1974 Gen. | 6.59 | 55.67 | 4.12 | 0.39 | 0.79 | 4.86 | 4.14 | 1.82 |
| Apr. | 11.94 | 72.45 | 6.20 | 0.58 | 0.91 | 6.31 | 7.40 | 1.92 |
| Lug. | 7.78 | 77.55 | 7.25 | 0.64 | 0.93 | 6.75 | 8.94 | 1.95 |
| Ott. | 7.19 | 70.10 | 6.44 | 0.56 | 0.88 | 6.15 | 7.06 | 1.63 |
| 1975 Gen. | 8.98 | 73.20 | 7.14 | 0.60 | 0.90 | 6.42 | 7.90 | 1.65 |
| Apr. | 8.80 | 69.70 | 7.63 | 0.57 | 0.85 | 6.21 | 7.47 | 1.36 |
| Lug. | 6.91 | 62.24 | 5.46 | 0.47 | 0.82 | 5.52 | 5.55 | 1.41 |
| Ott. | 4.20 | 62.50 | 5.92 | 0.48 | 0.81 | 5.59 | 5.82 | 1.29 |
| 1976 Gen. | 5.04 | 62.89 | 5.21 | 0.47 | 0.84 | 5.53 | 5.48 | 1.58 |
| Apr. | 4.92 | 63.92 | 5.76 | 0.49 | 0.83 | 5.67 | 5.89 | 1.42 |
| Lug. | 5.33 | 65.31 | 5.57 | 0.50 | 0.85 | 5.74 | 5.95 | 1.60 |
| Ott. | 5.94 | 70.10 | 5.82 | 0.55 | 0.90 | 6.10 | 6.80 | 1.90 |
| 1977 Gen. | 8.11 | 74.23 | 6.54 | 0.60 | 0.92 | 6.46 | 7.90 | 1.92 |
| Apr. | 7.88 | 75.76 | 6.83 | 0.62 | 0.93 | 6.59 | 8.35 | 1.94 |
| Lug. | 6.63 | 69.39 | 5.70 | 0.54 | 0.89 | 6.04 | 6.63 | 1.90 |
| Ott. | 2.76 | 61.22 | 5.29 | 0.46 | 0.81 | 5.43 | 5.36 | 1.41 |
| 1978 Gen. | 2.70 | 50.00 | 3.99 | 0.35 | 0.71 | 4.51 | 3.77 | 1.21 |
| Apr. | 3.14 | 52.53 | 4.13 | 0.37 | 0.74 | 4.68 | 3.98 | 1.35 |
| Lug. | 2.53 | 50.51 | 3.79 | 0.35 | 0.73 | 4.46 | 3.59 | 1.50 |
| Ott. | 2.55 | 54.55 | 4.18 | 0.39 | 0.77 | 4.81 | 4.12 | 1.53 |
| 1979 Gen. | 2.76 | 54.55 | 4.02 | 0.38 | 0.78 | 4.76 | 3.98 | 1.82 |
| Apr. | 4.55 | 60.61 | 4.60 | 0.44 | 0.83 | 5.28 | 4.89 | 1.86 |
| Lug. | 7.11 | 66.33 | 5.27 | 0.50 | 0.87 | 5.78 | 5.95 | 1.89 |
| Ott. | 5.50 | 66.33 | 5.27 | 0.50 | 0.87 | 5.78 | 5.95 | 1.89 |
| 1980 Gen. | 5.78 | 61.86 | 5.07 | 0.46 | 0.83 | 5.44 | 5.29 | 1.57 |
| Apr. | 7.42 | 67.01 | 5.37 | 0.51 | 0.88 | 5.84 | 6.10 | 1.89 |
| Lug. | 4.32 | 56.57 | 4.62 | 0.41 | 0.78 | 5.03 | 4.57 | 1.38 |
| Ott. | 2.14 | 33.00 | 2.70 | 0.22 | 0.49 | 3.32 | 2.56 | 0.69 |
| 1981 Gen. | 2.59 | 20.20 | 1.55 | 0.13 | 0.31 | 2.31 | 1.68 | 0.47 |
| Apr. | 5.47 | 26.00 | 1.94 | 0.16 | 0.41 | 2.62 | 1.81 | 0.68 |
| Lug. | 3.30 | 28.28 | 2.18 | 0.18 | 0.43 | 2.87 | 2.07 | 0.67 |
| Ott. | 3.03 | 28.28 | 2.11 | 0.18 | 0.45 | 2.77 | 1.91 | 0.76 |

Tab. 3 - Coefficienti di correlazione tra i valori assunti dal tasso effettivo y_t di variazione dei prezzi e dagli indici S'_t , μ'_t , ${}_Q S'_t$, ${}_P S'_t$, y'_t , y''_t e ${}_P \mu'_t$

| | y_t | S'_t | μ'_t | ${}_Q S'_t$ | ${}_P S'_t$ | y'_t | y''_t | ${}_P \mu'_t$ |
|---------------|--------|--------|----------|-------------|-------------|--------|---------|---------------|
| y_t | 1.0000 | 0.8176 | 0.8484 | 0.8505 | 0.7676 | 0.8252 | 0.8843 | 0.7446 |
| S'_t | 0.8176 | 1.0000 | 0.9884 | 0.9934 | 0.9909 | 0.9990 | 0.9560 | 0.9567 |
| μ'_t | 0.8484 | 0.9884 | 1.0000 | 0.9953 | 0.9645 | 0.9907 | 0.9794 | 0.9165 |
| ${}_Q S'_t$ | 0.8505 | 0.9934 | 0.9953 | 1.0000 | 0.9689 | 0.9956 | 0.9831 | 0.9286 |
| ${}_P S'_t$ | 0.7676 | 0.9909 | 0.9645 | 0.9689 | 1.0000 | 0.9859 | 0.9087 | 0.9747 |
| y'_t | 0.8252 | 0.9990 | 0.9907 | 0.9956 | 0.9859 | 1.0000 | 0.9632 | 0.9447 |
| y''_t | 0.8843 | 0.9560 | 0.9794 | 0.9831 | 0.9087 | 0.9632 | 1.0000 | 0.8614 |
| ${}_P \mu'_t$ | 0.7446 | 0.9567 | 0.9165 | 0.9286 | 0.9747 | 0.9447 | 0.8614 | 1.0000 |

In particolare, anche gli indici y'_t e y''_t ottenuti applicando il metodo della regressione hanno dato luogo ad un valore molto alto del coefficiente di correlazione ($r_{xy}=0.963$), che denota una sostanziale equivalenza tra i due metodi di quantificazione dei dati tratti dalle inchieste congiunturali. Inoltre, notiamo che tra l'indice y_t e l'indice ${}_Q S'_t$ ottenuto attraverso il quoziente tra il saldo S_{t-1} e la somma $(1+I_{t-1})$, i dati hanno fatto registrare un coefficiente di correlazione con un valore relativamente grande (0.851), che è intermedio a quelli ottenuti per gli indici μ'_t e y''_t . D'altro canto l'indice ${}_Q S'_t$ ha dato luogo ad un valore prossimo a uno del coefficiente di correlazione con i valori di tutti i restanti indici congiunturali, mostrando l'esistenza di una relazione lineare quasi perfetta.

Nel complesso, dai risultati ottenuti sembra di poter dire che tra i diversi indici proposti esiste una notevole concordanza e che perciò non è possibile esprimere una preferenza marcata per l'uno o l'altro, se escludiamo il saldo S'_t , per la sua caratteristica di indice piuttosto grossolano, anche se i valori del coefficiente di correlazione calcolato

tra i valori del saldo e quelli degli altri indici sono tutti superiori a 0.95. Naturalmente, queste conclusioni dipendono in gran parte da due presupposti: che tra variazioni attese e variazioni registrate per prezzi vi sia una relazione stretta e che il coefficiente di correlazione sia un indice adeguato per rilevare le differenze esistenti tra i vari indici congiunturali.

Perciò, nonostante che a questo stadio dei lavori si potrebbe essere inclini ad esprimere una debole preferenza per l'indice ${}_0S'_t$, in ragione della sua semplicità e della relazione esistente tra i valori assunti da tale indice e quelli assunti dal tasso effettivo y_t di variazione dei prezzi, e' senz'altro opportuno cercare di ampliare l'attività di ricerca in questo campo, anche estendendo la base empirica dei dati per il confronto tra i vari indici e mettendo a punto dei metodi per la valutazione delle caratteristiche degli indici stessi.

Riferimenti bibliografici

ANDERSON O. (1952). The Business Test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich, and its Theoretical Model. *Review of the ISI*, n.20, pp.1-17.

CARLSON J.A., PARKIN M. (1975). Inflation Expectations. *Economica*, 42, pp.123-138.

CARLUCCI F. (1988). *Saggi sulla congiuntura degli anni '70*. F. Angeli, Milano.

D'ELIA E. (1991). La quantificazione dei risultati dei sondaggi congiunturali: un confronto tra procedure. *Rassegna dei lavori dell'ISCO*, Anno VIII, n.13, pp.5-71.

DE NICOLA E., LIBERATORI L. (1967). Analisi del comportamento ciclico di un gruppo di serie dell'inchiesta congiunturale ISCO-Mondo Economico e tentativo di costruzione di alcuni indicatori congiunturali. In: *ISCO-Rassegna dei lavori dell'Istituto*, n.10, Roma.

GIOVANNINI E. (1988). A Methodology for an Early Estimate of Quaterly National Account. In: *Economia Internazionale*, Vol. XLI, n.3/4, pp.3-21.

PESARAN M. H. (1984). Expectations Formations and Macroeconomic Modelling. In: MALGRANGE P., MUET P.A. (eds.), *Contemporary Macroeconomic Modelling*. Blackwell, Oxford.

VISCO I. (1976). Misura ed analisi delle aspettative inflazionistiche: l'esperienza italiana. In: *Contributi alla Ricerca Economica*, Banca d'Italia, n.6, pp.161-254.

ZANI S. (1970). Indicatori congiunturali sintetici tratti dalle inchieste "ISCO-Mondo-Economico". *L'industria*, n.2, pp.184-204.