



Munich Personal RePEc Archive

# **Quantifying the results of tendency surveys: a comparison among different procedures**

D'Elia, Enrico

ISAE (Institute for studies and economic analysis) Rome (Italy)

June 1991

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/16434/>

MPRA Paper No. 16434, posted 18 Jan 2012 15:10 UTC

**Rassegna di lavori  
dell' ISCO**

**SOMMARIO**

LA QUANTIFICAZIONE DEI RISULTATI  
DEI SONDAGGI CONGIUNTURALI: UN  
CONFRONTO TRA PROCEDURE.....1

Enrico D'Elia

L'USO DELLE INDAGINI CONGIUNTURALI  
ISCO PER LA PREVISIONE DEGLI INDICI  
DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE.....73

Pietro Gennari

OCCUPAZIONE, CASSA INTEGRAZIONE  
E ORE LAVORATE: UN MODELLO  
MENSILE DI DOMANDA DI LAVORO  
PER IL SETTORE INDUSTRIALE.....127

Enrico Giovannini - Giampaolo Oneto

ANNO VIII - n° 13

Roma - Giugno 1991

I lavori contenuti nella presente Rassegna riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell' Istituto

**LA QUANTIFICAZIONE DEI RISULTATI DEI SONDAGGI  
CONGIUNTURALI:**

**UN CONFRONTO TRA PROCEDURE**

Enrico D'Elia

"RASSEGNA DI LAVORI DELL'ISCO" - Autorizzazione del Tribunale di Roma n°248/84 del 15-6-1984  
Direttore responsabile dott. Almerina Ispovich  
ISTITUTO NAZIONALE PER LO STUDIO DELLA CONGIUNTURA  
ISCO - Roma-Via Palermo,20-00184

STAMPATO PRESSO LA SEDE DELL'ISTITUTO - Settembre 1991

## INDICE

1. Introduzione	Pag. 5
2. La natura dei quesiti	" 7
3. Il saldo ed i fondamenti dell'approccio probabilistico	" 10
4. Sviluppi dell'approccio di Carlson e Parkin	" 12
5. I metodi di regressione	" 16
6. Una nuova procedura	" 19
7. Un confronto empirico tra i metodi di quantificazione	" 21
7.1 I criteri generali	" 21
7.2 I dati	" 22
7.3 I quesiti a tre modalità	" 25
7.4 I quesiti a cinque modalità	" 37
7.5 Un tentativo di specificazione del valore "normale"	" 44
8. Conclusioni	" 67
Riferimenti bibliografici	

## 1. Introduzione (\*)

In alcune inchieste congiunturali gli intervistati sono periodicamente invitati ad esprimere la propria opinione su determinati fenomeni economici scegliendo una delle risposte qualitative (1) previste da un questionario. Dai quesiti che riguardano grandezze misurabili è possibile ricavare un indicatore quantitativo trasformando opportunamente le percentuali di consensi raccolti complessivamente da ciascuna modalità di risposta (2). Per realizzare tale obiettivo sono stati proposti diversi metodi di quantificazione che combinano le informazioni qualitative tratte direttamente dall'inchiesta con alcune ipotesi a priori sul comportamento degli intervistati. Scopo di questo lavoro è la discussione delle principali procedure di quantificazione e dei problemi connessi alla loro applicazione.

L'indicatore quantitativo più tradizionale è costituito dal saldo tra le percentuali di opinioni favorevoli e quelle sfavorevoli. Esso presenta tuttavia numerosi limiti che dipendono essenzialmente dal ridotto numero di informazioni utilizzate e che, come vedremo, emergono particolarmente nel trattamento dei quesiti con più di tre risposte, nei quali la valutazione delle opinioni è maggiormente influenzata dalle ipotesi a priori adottate. Per questo motivo in molte applicazioni sono stati preferiti al saldo alcuni indicatori ottenuti mediante procedure che incorporano assunzioni più complesse sul comportamento degli intervistati e sulla struttura dei dati. Essi sono riconducibili all'approccio probabilistico introdotto da Theil (1952) e diffuso da Carlson e Parkin (1975) ed a quello della regressione sviluppato da Anderson (1952) e ripreso recentemente da Pesaran (1984), al quale è collegata anche la procedura, a nostra conoscenza originale, presentata in questo lavoro.

Indipendentemente dal metodo utilizzato, l'interpretazione quantitativa delle inchieste dipende in modo cruciale dal significato attribuito di volta in volta dagli operatori ai concetti di "normalità", "stazionarietà" o "invarianza" dei fenomeni cui fanno riferimento quasi tutti i quesiti. Tali nozioni possono infatti mutare nel tempo cosicché, in linea di principio, non si può escludere che uno stesso ordine di grandezza del fenomeno possa essere associato in momenti diversi a differenti proporzioni tra le risposte e che viceversa la stessa combinazione di risposte possa corrispondere a fenomeni quantitativamente differenti tra loro. In mancanza di punti di rife-

(\*) Sono grato a Francesco Carlucci, Enrico Giovannini e Ignazio Visco per le critiche ed i preziosi suggerimenti ricevuti.

(1) Oltre alle inchieste puramente qualitative, esistono alcuni sondaggi misti nei quali le alternative proposte all'intervistato sono rappresentate da intervalli numerici (ad esempio: "dal -5% al -2%", "dal -2% allo 0%", ecc.). Indagini di questo tipo sono condotte in Italia, tra l'altro, dalla rivista "Mondo Economico". Per il trattamento di questo tipo di inchieste si rimanda a Visco (1984).

(2) Köenig, Nerlove e Oudiz (1985), utilizzando i modelli log-lineari di probabilità, hanno invece proposto un metodo per l'analisi delle risposte individuali.

rimento oggettivi e costanti forniti agli intervistati è dunque necessario associare le opinioni (eventualmente quantificate) alle deviazioni dei fenomeni rispetto ad un andamento di lungo periodo non meglio specificato. Una valutazione assoluta dei fenomeni attraverso le inchieste qualitative richiede pertanto la specificazione del quadro di riferimento sottinteso di volta in volta dagli intervistati.

Il lavoro si articola in otto sezioni, l'ultima delle quali dedicata alle conclusioni. Nel paragrafo che segue sono discussi alcuni problemi di interpretazione delle inchieste che risultano rilevanti nell'applicazione dei metodi di quantificazione. Nel terzo paragrafo il saldo viene confrontato con la versione più semplice dei metodi probabilistici, sviluppata originariamente per inchieste a tre modalità sulle attese di inflazione. Alcuni limiti di tale formulazione sono discussi nel quarto paragrafo assieme alle corrispondenti proposte di generalizzazione, che riguardano tra l'altro la distribuzione probabilistica delle valutazioni ed il trattamento dei quesiti con più di tre alternative. Nella stessa sezione si evidenzia inoltre la necessità, spesso trascurata, di tener conto dell'esatto significato delle modalità di risposta nell'impostare il problema della quantificazione in termini probabilistici. Nel quinto e nel sesto paragrafo si discutono successivamente alcuni metodi alternativi a quelli probabilistici, che sfruttano le informazioni contenute nella serie storica delle quote di risposte rilevate. Il primo si basa sulla regressione di una misura osservabile del fenomeno sulle percentuali delle diverse risposte al corrispondente quesito. Tale misura, spesso non disponibile, non è invece richiesta da una procedura presentata nel sesto paragrafo che applica l'analisi fattoriale alle percentuali di risposte rilevate. Nel settimo paragrafo si confrontano con le appropriate serie di riferimento osservabili alcune quantificazioni delle opinioni sul livello della produzione, sulla variazione mensile dei prezzi alla produzione - entrambe espresse su tre modalità - e sull'inflazione tendenziale al consumo - comprendenti cinque modalità. Come ci si attendeva, le performance dei diversi metodi differiscono essenzialmente a seconda del contenuto informativo delle risposte. Nei quesiti con tre alternative, dove le opinioni rilevate sono piuttosto "semplici" e quindi associate ad un limitato "potere risolutivo", le diverse procedure si rivelano sostanzialmente equivalenti sia dal punto di vista della struttura stocastica degli indicatori ottenuti sia del loro accostamento con le misure oggettive dei fenomeni. Nei quesiti con cinque risposte invece, grazie alle informazioni desumibili da una maggiore articolazione delle opinioni, le quantificazioni differiscono sensibilmente tra loro e rivelano l'inferiorità dei metodi più semplici come il saldo. In entrambi i casi, infine, gran parte delle divergenze tra la dinamica delle serie quantificate e quella degli indicatori osservabili sembra spiegata da opportune proxy dell'andamento "normale" dei fenomeni, a conferma del significato relativo e non assoluto da attribuire comunque alle risposte degli operatori.

## 2. La natura dei quesiti

L'ISCO, sotto il coordinamento della Comunità Europea, conduce in Italia diversi sondaggi qualitativi fra i quali l'inchiesta sulle costruzioni, quella sul commercio, il sondaggio presso gli operatori industriali (in collaborazione con la rivista "Mondo Economico"), e quello presso le famiglie. In questo lavoro faremo riferimento soprattutto agli ultimi due anche se le argomentazioni espone hanno validità più generale.

Nel primo sondaggio le domande vengono poste a cadenza mensile, o per alcuni fenomeni trimestrale, e riguardano giudizi e previsioni sui principali aspetti dell'attività produttiva. Per i quesiti mensili sono previste tre sole risposte che possono essere indicate per brevità come: "alto", "normale" e "basso" (3). La risposta "normale" viene fornita da coloro che ritengono il fenomeno in linea con l'andamento di riferimento (generalmente non esplicitato); la prima e la terza alternativa sono invece scelte da chi giudica il fenomeno rispettivamente al di sopra o al di sotto del valore ritenuto "normale".

L'inchiesta sulle famiglie viene condotta mensilmente (eccetto che ad agosto) tramite interviste dirette ed i quesiti riguardano sia la situazione economica generale che le specifiche decisioni di consumo e risparmio delle famiglie. A seconda dei casi, le risposte possibili vanno da tre a sei (oltre alla modalità "non so") e rispecchiano una maggiore graduazione tra le opinioni: ad esempio l'intervistato può ritenere che una determinata grandezza "aumenti fortemente", "aumenti moderatamente", "resti stabile", "diminuisca un po'", oppure "diminuisca molto".

La quantificazione dei risultati delle inchieste non può prescindere da una interpretazione puntuale dei diversi quesiti, finalizzata alla determinazione delle variabili sottintese dagli intervistati e dell'esatto significato da attribuire alle risposte ammissibili. In linea di principio entrambi gli aspetti potrebbero essere affrontati conducendo *ad hoc* tra gli intervistati, ma è probabile che la natura di alcuni quesiti e la loro delicatezza non consenta di ottenere per questa via risultati pienamente affidabili. In attesa di simili indagini, è comunque opportuno esaminare alcune evidenze indirette sull'argomento, ritenendo peraltro che il problema debba essere affrontato essenzialmente sul piano empirico.

In primo luogo è necessario sottolineare che ogni interpretazione quantitativa dell'inchiesta si fonda sull'ipotesi cruciale che gli intervistati siano in grado di valutare in termini quantitativi i fenomeni sui quali vertono i quesiti. Non sarebbe infatti ammissibile alcuna misurazione di fenomeni che, per loro natura o per mancanza di informazioni, gli intervi-

(3) Più precisamente, le alternative indicate sono quelle previste per i quesiti sui livelli delle variabili. Per le variazioni e le tendenze dei fenomeni le risposte possibili sono "aumento", "stazionarietà" e "diminuzione". La tendenza generale dell'economia può essere ritenuta "favorevole", "stazionaria" o "sfavorevole", mentre le scorte ammettono, oltre alle modalità "superiori al normale", "normali" e "inferiori al normale", anche la risposta "nessuna scorta".

stati stessi non potrebbero valutare numericamente. Ad esempio, le opinioni degli imprenditori sulla "tendenza generale dell'economia" e quelle dei consumatori sulla "situazione economica" non si prestano ad essere quantificate poiché a rigore simili fenomeni non corrispondono ad alcuna grandezza misurabile (4).

In altri casi il fenomeno è suscettibile di diverse misurazioni, tutte ugualmente, ammissibili, come l'adozione di differenti definizioni di liquidità, costo del denaro, disoccupazione, situazione finanziaria, reddito, ecc. Variabili di riferimento differenti potrebbero essere inoltre adottate dai diversi intervistati, rendendo così non perfettamente comparabili le rispettive risposte. In particolare, resta aperto il problema se, al di là del significato letterale delle domande, le valutazioni degli operatori riguardino grandezze individuali o aggregate: nel primo caso la distribuzione delle valutazioni coinciderebbe essenzialmente con quella delle situazioni oggettive degli intervistati, mentre nel secondo essa sarebbe determinata dall'apprezzamento soggettivo di uno stesso fenomeno. Nell'ambito dei metodi di quantificazione probabilistici viene generalmente preferita quest'ultima interpretazione (5).

Gli stessi quesiti presentano a volte qualche ambiguità o possono essere comunque interpretati dagli intervistati in modo diverso da quello letterale. Ad esempio la richiesta di previsioni sui "prossimi 3-4 mesi" potrebbe indurre gli intervistati a riferirsi ad una media di tutti i successivi 3 o 4 mesi, oppure del terzo e del quarto mese soltanto, o ancora ad una valutazione puntuale centrata su una sola delle due scadenze. Allo stesso modo il quesito sulla variazione dei prezzi percepita dalle famiglie "nel corso dei 12 mesi passati", può comportare alternativamente una valutazione del tasso tendenziale di inflazione sui 12 mesi oppure di quello riscontrato nella media degli ultimi 12 mesi rispetto ai dodici immediatamente precedenti. L'orizzonte temporale della previsione è addirittura omissa nella rilevazione sulle intenzioni di spesa per manutenzione della propria abitazione. A loro volta, le opinioni sul livello della domanda e della produzione presentano un marcato andamento stagionale (v. par. 7.3) nonostante si richieda esplicitamente agli imprenditori di "tener conto" di tale fattore nelle proprie valutazioni. In questi ed altri casi è quindi particolarmente utile una indagine empirica preliminare per individuare le grandezze cui si riferiscono effettivamente gli intervistati.

Una ulteriore difficoltà di interpretazione delle inchieste riguarda il significato attribuito dagli intervistati alle alternative previste per ogni quesito. Queste, infatti, avendo carattere qualitativo, non forniscono volutamente alcun punto di riferimento oggettivo agli operatori, ma soltanto

(4) Tali opinioni non sono infatti ordinabili in senso cardinale. Ciò non esclude che le corrispondenti serie quantificate possano approssimare l'andamento di aggregati macroeconomici come il PIL (v. tra l'altro ISCO (1990)).

(5) Costituisce una eccezione il lavoro di Batchelor (1981). Si rimanda a Visco (1984, Appendice al cap.2) per una discussione di tale aspetto.

un ordinamento delle valutazioni possibili. Talvolta il punto di riferimento è suggerito dalla formulazione delle risposte - come nel caso della "stazionarietà" di alcuni fenomeni o di una loro variazione attesa "nella stessa misura" di quella percepita attualmente - ma in generale le risposte si basano su nozioni non del tutto determinate - quali la "normalità" del fenomeno o una sua variazione "moderata" - che possono mutare da un individuo all'altro e attraverso il tempo. E' probabile, inoltre, che anche gli eventuali riferimenti oggettivi siano di fatto interpretati in modo soggettivo dagli intervistati, che possono cambiare l'intervallo di indifferenza all'interno del quale un fenomeno viene comunque considerato "normale" e che, in un contesto dinamico, possono considerare "stazionaria" anche una grandezza in costante evoluzione (v. nota 7).

In particolare, il valore "normale" del fenomeno, che è cruciale in tutte le procedure di quantificazione, può corrispondere di volta in volta ad una stima del suo andamento di lungo periodo, ad una media delle più recenti realizzazioni, al valore "desiderato", "programmato" (v. Conti e Visco (1982)) o comunque ritenuto più probabile dai singoli intervistati o dagli analisti più quotati, ecc. Soltanto lungo un sentiero di crescita di lungo periodo esso può essere dunque considerato costante o caratterizzato da incrementi costanti.

Come vedremo, la maggior parte dei metodi di quantificazione consente di trattare direttamente soltanto quesiti che prevedano punti di riferimento oggettivi, come la "stazionarietà" delle grandezze, mentre in tutti gli altri casi essi non forniscono una misura assoluta dei fenomeni ma soltanto una indicazione delle loro deviazioni rispetto alla "norma". L'impiego degli indicatori quantificati come proxy delle corrispondenti rilevazioni quantitative non può quindi prescindere dalla ricerca dei valori "normali" o "stazionari" sottintesi di volta in volta dagli intervistati.

Tali valori tuttavia non sono probabilmente desumibili dalle sole risposte fornite, poiché operatori perfettamente informati e razionali dovrebbero comunque considerare "normale" qualsiasi evoluzione attesa dei fenomeni, indipendentemente dalla sua direzione ed entità. Essi tenderebbero dunque a cambiare opinione soltanto se le variazioni del fenomeno fossero considerate transitorie e quindi, per definizione, fossero indipendenti dall'andamento "normale". In tal caso dal confronto dei risultati del sondaggio con l'andamento effettivo dei fenomeni sarebbe possibile rilevare ex post l'andamento ritenuto normale, mentre quest'ultimo non potrebbe essere desunto dalle sole opinioni degli intervistati. Sotto ipotesi meno restrittive sul comportamento degli intervistati è comunque probabile che la scelta ripetuta di una modalità diversa da "normale" da parte di un individuo lo induca alla lunga a rivedere coerentemente la propria nozione di normalità, cosicché sarebbe possibile desumere l'andamento "normale" dalla sequenza delle opinioni espresse nel recente passato (v. par. 7.5). Anche su questo aspetto l'indagine empirica può fornire le indicazioni più utili.

### 3. Il saldo ed i fondamenti dell'approccio probabilistico

Secondo l'impostazione probabilistica, per ricavare una indicazione quantitativa dai risultati di una inchiesta qualitativa sulla variabile  $x$  è necessario formulare delle ipotesi a priori sulla distribuzione delle opinioni su  $x$  tra gli individui e sul criterio seguito dagli intervistati nello scegliere tra le modalità di risposta possibili.

Ad esempio, in un quesito a tre risposte il "saldo" rappresenta la media di una distribuzione discreta delle opinioni concentrata sui valori  $-100$ ,  $0$  e  $100$ , associate rispettivamente alle risposte "alto", "normale" e "basso", scelte a seconda che la valutazione soggettiva sia rispettivamente inferiore, intermedia o superiore rispetto a due soglie arbitrarie interne all'intervallo  $(-100, 100)$ . Secondo lo stesso principio, per i quesiti a cinque risposte si può definire un "saldo ponderato" come media di una distribuzione definita per i valori  $-200$ ,  $-100$ ,  $0$ ,  $100$  e  $200$ .

L'impiego del saldo risulta dunque appropriato soltanto se le possibili valutazioni su  $x$  sono equidistribuite all'interno di classi di uguale ampiezza, ma tale ipotesi è estremamente restrittiva e contrasta, in particolare, con le evidenze sulla continuità delle opinioni degli operatori. Il saldo inoltre tiene conto soltanto della differenza tra le quote di risposte estreme (eventualmente ponderate) e non dipende dalla percentuale di risposte "normale", ossia dal grado di "concentrazione" delle valutazioni attorno al valore di riferimento.

Ipotesi meno restrittive sul comportamento degli intervistati sono state adottate da Theil (1952) e successivamente utilizzate ampiamente da Carlson e Parkin (1975) e indipendentemente da Shuford (1970), Juster (1974), De Menil (1974) e Knöbl (1974) ed altri. Secondo tale impostazione ogni individuo esprime una propria valutazione puntuale (6) sulla misura  $x$  del fenomeno e considera normale qualsiasi deviazione di  $x$  dal valore di riferimento  $S$  compresa tra il limite inferiore  $S-d$  e quello superiore  $S+d$  (con  $d > 0$ ) identici per ogni intervistato. Viene invece ritenuto alto un valore di  $x$  che supera la soglia  $S+d$  e basso un valore che non raggiunge  $S-d$ . Nel caso delle attese sui prezzi, che hanno costituito il principale campo di applicazione delle procedure di quantificazione, il valore  $S$  rappresenta il tasso di inflazione associato alla nozione di prezzi "stazionari" e viene quindi assunto pari a 0 (7), mentre le soglie  $-d$  e  $d$  rappresentano rispettivamente il tasso di deflazione e di inflazione ritenuto appena rilevante.

(6) Secondo Carlson e Parkin (1975) ciascun individuo formula un'ipotesi sull'intera distribuzione di  $x$ , come in una "scommessa equa", esprimendo una opinione sulla corrispondente mediana.

(7) In realtà, anche in periodi di inflazione elevata quote consistenti di operatori indicano prezzi "stazionari" o addirittura "in diminuzione", facendo ritenere che la "stazionarietà" non sia generalmente riferita al livello dei prezzi (come richiesto letteralmente dal quesito) ma piuttosto al tasso di inflazione. In base tale evidenza il valore di riferimento  $S$  dovrebbe essere correttamente considerato diverso da 0 e probabilmente variabile nel tempo.

Se le valutazioni degli intervistati riguardano fenomeni diversi tra loro, quali le situazioni individuali (p. es.: i propri prezzi di vendita e non l'indice generale dei prezzi), la rispettiva distribuzione rispecchierà quella specifica dei tali fenomeni tra gli intervistati (v. Batchelor (1981)). Se invece, come di solito si assume implicitamente, le valutazioni si riferiscono ad una stessa grandezza, presumibilmente aggregata, si può immaginare che esse differiscano da quella media solo per una componente casuale distribuita in modo asintoticamente normale (8). In effetti Carlson e Parkin assumono che la variabile standardizzata  $z = (x - \mu) / \sigma$  si distribuisca come una normale con media nulla e varianza unitaria ed ottengono una stima della media  $\mu$  e della deviazione standard  $\sigma$  di  $x$  in base ai quantili  $q_A$  e  $q_B$  associati rispettivamente alla percentuale complessiva  $A$  delle valutazioni inferiori a  $S-d$  ed a quella  $B$  delle opinioni non superiori a  $S+d$ . Dalle condizioni

$$[1] \quad (S-d-\mu) / \sigma = q_A$$

e

$$[2] \quad (S+d-\mu) / \sigma = q_B$$

è infatti agevole ricavare le stime

$$[3] \quad \mu = S - d \frac{q_B + q_A}{q_B - q_A}$$

e

$$[4] \quad \sigma = \frac{2d}{q_B - q_A} \quad (9)$$

Queste ultime sono funzione, oltre che delle quote  $A$  e  $B$ , anche del valore di riferimento  $S$  e dell'ampiezza dell'intervallo di indifferenza  $d$ , che determinano l'origine e la scala dell'indicatore. Ad esempio se  $S$  è nullo,  $d$  può essere fissato in modo che in un determinato periodo di tempo la media delle valutazioni  $\mu$  sia pari a quella di una corrispondente misura osservabile dello stesso fenomeno.

(8) Contrariamente a quanto spesso affermato, tale ipotesi non può essere giustificata ricorrendo al teorema del limite centrale (v. Carlson (1975)). Visco (1984, appendice al cap. 2) ammette esplicitamente che si tratta di un'assunzione di comodo dettata dallo scarso numero delle risposte previste dai quesiti e dal loro carattere qualitativo.

(9) Più in generale  $\mu$  e  $\sigma$  rappresentano rispettivamente il parametro "di traslazione" e quello "di scala" della distribuzione prescelta. Data la variabile casuale  $x$  caratterizzata dai quantili  $q(P)$  e la sua trasformazione lineare  $z = (x - \mu) / \sigma$ , i parametri  $\mu$  e  $\sigma$  si definiscono infatti rispettivamente "di traslazione" e "di scala" se i quantili  $Q(P)$  di  $z$  sono pari a  $Q(P) = \mu + \sigma q(P)$ . Nelle distribuzioni simmetriche coincide con la media (se esiste) e nel caso della normale  $z$  rappresenta la deviazione standard.



#### 4. Sviluppi del metodo di Carlson e Parkin

L'approccio di Carlson e Parkin è stato sottoposto a critiche che riguardano essenzialmente alcuni risultati controintuitivi della sua applicazione, l'ipotesi di normalità della distribuzione delle valutazioni su  $x$  tra i diversi individui e la costanza nel tempo dell'intervallo di indifferenza. Vedremo inoltre come l'applicazione del metodo ad inchieste diverse da quelle sulle attese di inflazione può richiedere modifiche sostanziali legate alla natura specifica dei quesiti.

Uno dei più evidenti limiti della procedura è costituito dalla indeterminazione della [3] e della [4] nel caso in cui uno dei quantili non sia finito. Ciò si verifica per qualsiasi distribuzione con campo di definizione infinito se è nulla la somma delle quote di risposte rispettivamente più favorevoli o più sfavorevoli di "normale". In tali circostanze una stima di  $\mu$  può essere ottenuta soltanto ricorrendo ad ipotesi ad hoc, come quella suggerita dagli stessi Carlson e Parkin (1975) di fissare in questi casi il valore di  $\sigma$ . Come hanno osservato Carlson e Ryder (1973), la particolare formulazione della [3] non consente inoltre di escludere che, contrariamente alle attese, l'indicatore diminuisca a seguito di un aumento della quota di intervistati che giudica il fenomeno "in aumento" oppure aumenti a fronte di una diminuzione di coloro che rispondono "in diminuzione". Sotto l'ipotesi di una distribuzione simmetrica ciò avviene quando una delle modalità diverse da "normale" raccoglie oltre il 50% dei consensi.

Un aspetto critico della procedura di Carlson e Parkin che, a differenza dei precedenti, non è circoscritto ad alcuni casi particolari è costituito dall'ipotesi di normalità della distribuzione di  $x$  tra i diversi individui. Tale assunzione, ampiamente trattata da Visco (1984, appendice al cap.2), è stata posta in discussione tra l'altro dallo stesso Carlson (1975), in base ad un'analisi della rilevazione quantitativa sulle attese di inflazione condotta da Livingston negli Stati Uniti, ed è stata sostituita ad esempio da Wachtel (1977) con l'ipotesi di una distribuzione log-normale, caratterizzata da una asimmetria positiva. Fische e Lahiri (1981), a loro volta, hanno utilizzato la logistica e, più in generale, Batchelor (1981) ha proposto l'impiego di funzioni non necessariamente simmetriche appartenenti alla famiglia delle distribuzioni stabili (10). Non sembrano esservi, tuttavia, motivi teorici generali per preferire l'una o l'altra ipotesi in mancanza di assunzioni esplicite sulla natura dei fenomeni e sulla struttura del campione. In ogni caso, come vedremo nel paragrafo 7, la scelta di una particolare distribuzione sembra influire più sul campo di variazione delle serie quantificate che sulla loro struttura stocastica.

(10) Tali cioè che la distribuzione di una combinazione lineare di più variabili casuali così distribuite sia essa stessa stabile (come la normale ed il  $\chi^2$ ). Ciò consente di assimilare la distribuzione delle opinioni tra gli individui e quella delle valutazioni di ciascuno di essi.

Più rilevante sembra invece l'ipotesi che il valore di  $S$  e le soglie di indifferenza siano uguali per tutti gli intervistati e soprattutto che restino costanti nel tempo. Un'eventuale variazione dei parametri  $S$  e  $d$  nella [3] potrebbe infatti risultare prevalente rispetto a quella del termine  $(q_B + q_A) / (q_B - q_A)$ , finendo per ridimensionare lo stesso valore informativo delle quote di risposte rilevate (v. ppar. 2 e 7.5).

In realtà, l'uniformità di tali parametri tra gli individui, come pure la normalità delle valutazioni, sembra connessa all'omogeneità del campione ed all'unicità della variabile di riferimento (v. Batchelor (1981)), inoltre la loro invarianza nel tempo risulta verosimile soltanto per variabili stazionarie. Alcuni risultati sfavorevoli alla costanza di  $S$  sono presentati nel paragrafo 7 ed evidenze contrarie all'invarianza di  $d$  in diversi paesi europei sono riportate tra l'altro da Batchelor (1986), che suggerisce l'esistenza di un legame tra tale parametro e la variabilità dei fenomeni indagati. Torneremo comunque su questo aspetto per mostrare come anche i metodi non probabilistici si basino su un'ipotesi analoga alla costanza di  $S$  e  $d$  e siano quindi soggetti a critiche simili.

Nei metodi esaminati finora il campo di variazione delle valutazioni viene considerato, contro ogni evidenza, infinito; inoltre la curtosi e l'eventuale asimmetria della loro distribuzione sono ritenute comunque costanti nel tempo. La prima ipotesi, come si è detto, comporta in alcuni casi l'inapplicabilità dei metodi probabilistici e può comunque conferire agli indicatori una erraticità indesiderata (v. Theil (1952)), la seconda implica una estrema stabilità del campione e dello stesso universo. Al fine di superare tali limitazioni Carlucci (1982) ha proposto l'impiego di una distribuzione Beta definita sull'intervallo finito  $(m, M)$  e caratterizzata da due parametri "di forma"  $p$  e  $q$  che possono mutare da una rilevazione all'altra. La stima di tali parametri può essere ottenuta in base a quella della media e della varianza di una approssimazione della Beta (11), costituita da una distribuzione discreta con valori non nulli soltanto in corrispondenza dei punti intermedi degli intervalli associati alle diverse modalità di risposta. A differenza dei metodi precedenti, il "centro" delle diverse opinioni viene inoltre identificato con la mediana o con la moda della distribuzione: non è infatti necessario che la valutazione più rappresentativa coincida con quella media. L'indicatore proposto è funzione del campo di definizione di  $x$  e degli intervalli corrispondenti a tutte le modalità di risposta. Tali valori possono essere fissati arbitrariamente, con effetti apprezzabili soprattutto sulla scala e sulla variabilità dell'indicatore ottenuto, oppure determinati per ogni sondaggio in base ad appropriate informazioni sugli specifici fenomeni (12).

(11) Esiste infatti una corrispondenza biunivoca tra la media e la varianza della Beta, da un lato, ed i parametri  $p$  e  $q$  dall'altro. Vedi ad esempio Johnson e Kotz (1970).

(12) Nel caso delle attese di inflazione rilevate su tre modalità, trattato esplicitamente nel lavoro di Carlucci (1982), il campo di variazione complessivo viene ricavato in base al limite fisso delle classi di risposte estreme (aperte) del corrispondente dal sondaggio condotto dalla rivista "Mondo Economico". La soglia

L'estensione del metodo di Carlson e Parkin ad inchieste qualitative diverse da quelle sulle attese di inflazione, eventualmente con più di tre modalità di risposte (13), è stato scarsamente trattato (14) e comporta alcuni problemi legati alla natura specifica dei quesiti posti agli operatori. Accettando l'impostazione probabilistica, infatti, il caso generale di quesiti che prevedono  $K+1$  modalità di risposta consente di formulare  $K$  condizioni del tipo

$$[5] \quad a_j - \mu = \sigma q_j$$

analoghe alle [1]-[2], dove  $a_j$  è la soglia superiore (o alternativamente inferiore) associata alla  $j$ -esima modalità di risposta (con  $j = 1, 2, \dots, K$ ) e  $q_j$  è il rispettivo quantile della consueta variabile trasformata  $z = (x - \mu) / \sigma$ . Avendo definito la distribuzione di  $z$ , i quantili  $q_j$  sono determinati dalle percentuali di risposte rilevate per ciascuna modalità, cosicché le  $K$  equazioni [5] comprendono  $K+2$  incognite:  $\mu$ ,  $\sigma$  e le  $K$  soglie  $a_j$ . Il problema può essere dunque risolto rispetto a  $\mu$  e  $\sigma$  soltanto imponendo almeno altre due condizioni sui parametri incogniti.

Nel caso dei sondaggi con tre alternative Carlson e Parkin fissano le due soglie  $-d$  e  $d$  all'interno delle quali i prezzi sono considerati "stazionari", ma questa è solo una delle possibili opzioni legata alla natura del quesito. Si potrebbe ad esempio supporre che la soglia inferiore dell'intervallo sia pari a 0 e che quella superiore sia  $D > 0$ , ottenendo le stime

$$[3] \quad \mu = -D \frac{q_A}{q_B - q_A}$$

c

$$[4] \quad \sigma = \frac{D}{q_B - q_A}$$

Lo stesso saldo può essere ricondotto all'approccio probabilistico adottando una distribuzione uniforme e fissando opportunamente  $\sigma$  e  $d$  nella [3] (15). La predeterminazione di tutte le soglie  $a_j$  è ugualmente sfrut-

(segue nota n.12)

inferiore della "stazionarietà" dei prezzi è associata ad un tasso di inflazione prossimo allo zero ma positivo e la soglia superiore viene determinata in modo da assicurare la correttezza in media delle aspettative su un periodo di tempo abbastanza lungo (come il parametro  $d$  nella [3]). Nella quantificazione di altri quesiti, invece, il campo di variazione adottato è (0,1) e gli intervalli intermedi sono considerati di uguale ampiezza.

(13) Al caso di tre modalità possono essere ricondotti anche i quesiti che prevedono l'ulteriore modalità "non so" o simili. Carlson e Parkin (1975) suggeriscono di assimilare almeno una frazione di tali risposte a quelle "normali", ma generalmente si preferisce escludere direttamente dal numero complessivo degli intervistati coloro che non esprimono una opinione ben definita. Il problema è discusso tra l'altro da Visco (1984).

(14) Vedi, tra l'altro, Conti e Visco (1982) per una quantificazione delle scorte e Carlucci e Giovannini (1984) per il trattamento di giudizi ex post e previsioni su ordini e produzione.

(15) Vedi Theil (1952), Carlson e Ryder (1973) e Visco (1984).

tata da Carlucci (1982) per la stima puntuale dei parametri della distribuzione Beta.

Più in generale, due sistemi di condizioni alternative a quelle suggerite da Carlson e Parkin sono state utilizzate da Batchelor e Orr (1987) in un'analisi delle attese di inflazione rilevate mediante indagini qualitative che comprendono da tre a cinque risposte possibili. Anche tali ipotesi dipendono comunque dalla particolare natura dei quesiti, che prevedono tra le risposte oltre alla "stazionarietà" dei prezzi anche un altro punto di riferimento, costituito da una inflazione "stabile" o "moderata".

In entrambe le formulazioni viene mantenuta l'ipotesi che i prezzi siano ritenuti "stazionari" se variano tra  $-d$  e  $d$ , ossia che

$$[6] \quad -a_s = a_{s+1} = d,$$

dove  $s$  è il numero d'ordine della risposta "prezzi stazionari". Il primo sistema di condizioni assume che la soglia  $m$  tra l'inflazione "moderata" e quella "elevata" sia nota, in modo da porre

$$[7] \quad a_r = m,$$

dove  $r$  è il numero d'ordine della modalità "inflazione moderata". Il secondo insieme di ipotesi considera invece "stabile" un tasso di inflazione, associato alla  $r$ -esima modalità di risposta, compreso tra  $p-e$  e  $p+e$ , dove  $p$  è la variazione dei prezzi percepita dagli intervistati nel recente passato ed  $e > 0$ . Nel primo caso la stima di  $\mu$  è

$$[8] \quad \mu^* = m \frac{q_{s+1} + q_s}{q_{s+1} + q_s - 2q_r}$$

nel secondo caso è

$$[9] \quad \mu^* = p \frac{q_{s+1} + q_s}{q_{s+1} + q_s - (q_{r+1} + q_r)}$$

La [8] e la [9] possono essere adattate a qualsiasi quesito che preveda due valori di riferimento distinti, inoltre la medesima impostazione del problema consente di ricavare le formule appropriate nei diversi casi. D'altro canto, a differenza del metodo originale di Carlson e Parkin, le [8]-[9] e le loro eventuali estensioni richiedono un'accurata interpretazione preliminare di ciascun quesito e del significato delle risposte previste. Nell'ambito di tali procedure, infatti, non è sufficiente tener conto dell'ordinamento delle modalità poiché la quota associata alla  $j$ -esima alternativa viene trattata in modo differente a seconda del significato di tale risposta. Non è quindi possibile, tra l'altro, utilizzare una formula di quantificazione unica,

valida per ogni quesito e tale da fornire indicazioni esattamente comparabili tra loro.

Nel metodo di Carlucci (1982), d'altra parte ciascuna quota contribuisce a determinare la media e la varianza della Beta - e quindi, in ultima analisi, la moda e la mediana - in funzione della sola posizione relativa della corrispondente modalità. Il trattamento dei risultati delle inchieste risulta così del tutto generale, indipendentemente dal numero e dalla natura delle risposte alternative. Resta ovviamente aperto il problema della determinazione delle soglie associate a ciascuna alternativa, che è in parte riconducibile anch'esso all'interpretazione dei quesiti.

### 5. I metodi di regressione

Sia il saldo che i metodi probabilistici sfruttano soltanto le informazioni contenute in ogni singola rilevazione, trascurando invece quelle desumibili dalla successione nel tempo delle risposte fornite dagli operatori. Tali metodi inoltre non tengono conto delle relazioni tra le opinioni qualitative e le eventuali corrispondenti rilevazioni quantitative, che probabilmente influenzano almeno l'ordine di grandezza dei valori di riferimento e delle soglie di indifferenza (16).

Una procedura abbastanza generale che tenta di integrare le informazioni ricavate dalle inchieste con quelle ottenute dalle comuni rilevazioni quantitative è stata suggerita da Anderson (1952) e sviluppata da Pesaran (1984). Essa si fonda sull'ipotesi che ciascuna modalità di risposta, che raccoglie la quota di consensi  $p_i$ , sia associata ad un valore di riferimento  $a_i$  noto agli operatori, e che quindi la media  $Q$  delle valutazioni espresse dagli intervistati sia data in ogni istante dalla media ponderata

$$[10] \quad Q = a_1 p_1 + a_2 p_2 + \dots + a_k p_k$$

Se si dispone di una proxy osservabile della grandezza  $x$  e se si assume che le valutazioni degli operatori non siano distorte in media, i parametri  $a_i$  possono essere stimati tramite una semplice regressione di  $x$  sulle percentuali  $p_i$  rilevate (17) e la [10] può essere quindi utilizzata per calcolare  $Q$ .

(16) Costituisce un'eccezione la procedura messa a punto da Papadia e Basano (1981) per la quantificazione delle attese di inflazione delle famiglie che, sfruttando la particolare formulazione del quesito ed adottando l'ipotesi che le valutazioni associate alle diverse risposte siano equispaziate, esprime tali attese come il prodotto del tasso di inflazione attuale percepito per una funzione delle quote di risposte, riconducibile, nel caso più semplice, ad una trasformazione lineare del saldo ponderato.

(17) L'approccio di Anderson richiede, a rigore, che l'ordinamento dei parametri  $a_i$  rispecchi quello dell'intensità del fenomeno sottinteso dalle corrispondenti modalità di risposta. Se tale requisito non fosse rispettato la [10] dovrebbe essere probabilmente interpretata come una semplice linearizzazione delle procedure probabilistiche e potrebbe quindi fornire al massimo indicazioni sulla distribuzione delle valutazioni tra gli individui.

Ad esempio, i giudizi ex post sull'inflazione rilevate su tre modalità potrebbero essere quantificate tramite la regressione

$$[11] \quad \dot{P}_t = a A_t + n N_t + b B_t$$

dove  $\dot{P}_t$  è una misura dell'inflazione effettiva e  $A$ ,  $N$  e  $B$  sono, nell'ordine, le percentuali di intervistati che indicano prezzi "in aumento", "stazionari" e "in diminuzione". Nella [11] le stime di  $a$ ,  $n$  e  $b$  rappresentano gli scostamenti dal tasso di inflazione non significativo  $n$  ritenuti probabili rispettivamente dagli intervistati inflazionisti e da quelli deflazionisti e consentono dunque di valutare in ogni momento, in base alle quote di risposte, l'inflazione media percepita (18).

L'approccio che conduce alla [10] può essere generalizzato al caso in cui i valori  $x^+$  e  $x^-$  sottintesi rispettivamente da chi considera i prezzi "in aumento" e "in diminuzione" non siano costanti ma mutino in base all'ordine di grandezza del fenomeno:

$$[12] \quad x^+ = a' + a'' x,$$

$$[13] \quad x^- = b' + b'' x,$$

con  $1 > a''$ ,  $b'' > 1$  e  $a'$ ,  $b' > 0$ . Mantenendo costante il solo valore  $n$  e sostituendo la [12] e la [13] nella media ponderata

$$[14] \quad Q' = x^+ A + n N + x^- B$$

si ottiene infatti l'indicatore

$$[15] \quad Q' = \frac{a' A + n N - b' B}{1 - a'' A - b'' B}$$

i cui parametri devono essere tuttavia stimati mediante tecniche non lineari.

Se le relazioni tra le quote di risposte e la variabile di riferimento sono costanti nel tempo, le stime dei parametri della [10] e della [15] risultano stabili e possono essere quindi impiegate per calcolare  $Q$  e  $Q'$  anche ai di fuori del campione utilizzato per la regressione. In caso contrario tali indicatori avrebbero soltanto valore "locale" ed i parametri costituirebbero al massimo approssimazioni dei valori di riferimento sottintesi in media dagli intervistati nel periodo di stima. Pesaran (1984) propone comunque di applicare i parametri stimati in base ai giudizi ex-post alle corrispondenti

(18) Soltanto nell'eventualità in cui risultasse  $a-b=2n$  l'indicatore  $Q$  sarebbe una trasformazione lineare del tradizionale saldo.

quote di risposte attinenti le attese degli operatori, al fine di quantificare le aspettative di questi ultimi (19).

Le procedure di Anderson (1952) e Pesaran (1984) sono indubbiamente semplici e consentono di superare alcuni degli svantaggi dei metodi probabilistici. Esse, in particolare, non dipendono da ipotesi difficilmente verificabili sulla distribuzione delle opinioni tra gli intervistati, né dalla specifica natura delle risposte alternative e sono facilmente generalizzabili al caso di quesiti con più di tre modalità. La [10] inoltre, essendo lineare, esclude i risultati indeterminati o controintuitivi prodotti a volte dalla [3] ed è applicabile, tra l'altro, sia a questionari individuali che a dati aggregati.

D'altra parte nella [10] i valori di riferimento sono considerati fissi ed è quindi mantenuta una ipotesi analoga a quella di costanza di  $S$  e  $d$  nella [3] e nella [4], mentre nella [15] si ammette soltanto la variabilità dell'ampiezza del "ventaglio" di opinioni degli operatori, che dipende ancora approssimativamente da quella dell'intervallo di indifferenza (20). A differenza dei metodi probabilistici, l'approccio della regressione non consente inoltre di ottenere stime puntuali della dispersione degli indicatori quantificati, ma può comunque fornire ex-post una misura delle divergenze tra le opinioni degli operatori e le corrispondenti rilevazioni quantitative.

La stima dei parametri della [10] e della [15] presenta inoltre alcuni problemi. In primo luogo essa richiede la disponibilità di una serie quantitativa che corrisponda esattamente a quella sottintesa nelle risposte degli operatori e tale requisito risulta estremamente stringente qualora non esistano rilevazioni dirette sull'oggetto dei quesiti o vi siano incertezze sull'interpretazione delle domande. In secondo luogo le stime potrebbero risultare piuttosto instabili per il mutamento dei valori di riferimento adottati dagli operatori o più semplicemente a causa della collinearità tra le quote di risposte, e ciò renderebbe il metodo inapplicabile al di fuori del campione di stima. Infine le quote di risposte presenti come regressori nella [10] e nella [15] sono presumibilmente correlate con il residuo della regressione poiché i giudizi ex-post degli intervistati sono determinati a loro volta dall'andamento della variabile endogena  $x$  (21), pertanto le stime con i minimi quadrati ordinari non risulterebbero generalmente consistenti.

(19) Qualora, come spesso accade, la formulazione dei quesiti sulla situazione attuale differisca da quelli sulle attese, il suggerimento di Pesaran è tuttavia difficilmente applicabile.

(20) D'altra parte, se si ammettesse la variabilità nel tempo dei parametri della [10] e della [15] gli indicatori quantitativi estratti dall'inchiesta potrebbero essere difficilmente estrapolati al di fuori del campione di stima.

(21) D'altra parte, se ciò non fosse vero l'evoluzione delle quote di risposte non potrebbe fornire alcuna informazione su quella di  $x$  e quindi il metodo di regressione sarebbe inapplicabile.

## 6. Una nuova procedura

Alcuni degli inconvenienti dell'approccio precedente possono essere superati seguendo una impostazione alternativa che, pur conducendo ad una formulazione simile alla [10], non richiede l'ulteriore conoscenza di alcuna misura quantitativa del fenomeno, ma più realisticamente riconosce la natura di variabile non osservabile (latente) a qualsiasi sintesi  $q^*$  delle valutazioni espresse dagli operatori.

Tale impostazione è simile a quella adottata da Nerlove (1987) nel trattamento dei dati dei singoli questionari e si fonda sull'ipotesi che un medesimo fattore latente determini la modalità di risposta scelta da ciascun operatore e di conseguenza la percentuale complessiva di consensi rilevata per ogni modalità. Il fattore comune che sottostà alle valutazioni degli intervistati può essere pertanto considerato un indicatore quantitativo medio dalle diverse opinioni.

Formulando un'ipotesi sulla relazione che lega le quote di risposte a  $q^*$  è possibile stimare il fattore latente in base alle percentuali rilevate. In particolare, in un modello di probabilità lineare tra ciascuna quota  $p_j$  e l'indicatore  $q^*$  sussiste una relazione del tipo

$$[16] \quad p_j = c_j + g_j q^* + v_j \quad (22)$$

dove  $c_j$  è una costante ed  $v_j$  è una componente aleatoria indipendente da  $q^*$  e generalmente eteroschedastica. Data la condizione che le quote  $p_j$  sommano ad 1 in ogni rilevazione soltanto  $K$  delle  $K+1$  equazioni [16] risultano tuttavia indipendenti.

La matrice  $P$  delle percentuali standardizzate (cioè ridotte a differenze dalla media e rapportate allo scarto quadratico medio delle rispettive serie storiche) delle  $K$  risposte osservate in  $T$  periodi successivi può essere dunque espressa in funzione delle corrispondenti  $T$  realizzazioni del fattore latente  $Q^* = (q_1^*, \dots, q_T^*)$  con media nulla e varianza unitaria, di un vettore di parametri incogniti  $G' = (g_1, \dots, g_K)$  e di una matrice di variabili aleatorie  $V$  indipendenti da  $Q^*$  e caratterizzate dalla matrice di varianza e covarianza  $\Sigma$ , legati dalla relazione

$$[17] \quad P = Q^* G' + V.$$

La matrice di correlazione  $R$  tra le  $p_j$ , della quale è possibile ottenere direttamente una stima campionaria, sarà pertanto data da

$$[18] \quad R = G G' \Sigma.$$

(22) È ovviamente possibile ricorrere alla preventiva trasformazione *logit* o *probit* delle percentuali. Più in generale si rimanda a Maddala (1983) per una rassegna delle tecniche di analisi di questo tipo di dati.

La relazione [18] non è ovviamente sufficiente ad identificare simultaneamente i  $K$  elementi di  $G$  ed i  $K(K+1)/2$  elementi distinti di  $\Sigma$ , ma è ugualmente possibile ottenere una stima di  $G$  che minimizzi la differenza (definita in termini di traccia o di norma) tra  $R$  e  $G G'$  imponendo almeno  $K$  vincoli su  $G$  e  $\Sigma$ .

Il problema è stato risolto nell'ambito dell'analisi fattoriale (23) assumendo l'indipendenza tra i  $v_i$  (che comporta la diagonalità di  $\Sigma$ ) e consiste nell'individuare  $G$  in una trasformazione scalare dell'autovettore della matrice  $R-\Sigma$  associato al massimo autovalore. Tale restrizione è sufficiente nel caso in cui sia  $K > 3$ , mentre per  $K=2$  è necessario imporre un vincolo aggiuntivo fissando ad esempio un elemento di  $G$ . Postmoltiplicando la [17] per la stima di  $G$  così ottenuta e prendendo il valor medio di entrambi i membri si giunge pertanto ad esprimere la variabile latente  $q^*$ , a meno di un fattore moltiplicativo costante, come una semplice media ponderata delle percentuali standardizzate analoga alla [10]. Al fine di conferire all'indicatore  $q^*$  il segno e l'ordine di grandezza appropriati è opportuno normalizzare i pesi  $G$  in modo che il parametro associato alla modalità di risposta più favorevole sia positivo e che l'indicatore assuma un valore prefissato nella media di un periodo scelto come base.

A rigore la validità della soluzione della [18] è limitata al campione delle  $T$  osservazioni utilizzate, delle quali costituisce una efficace "descrizione sintetica". Il sistema di pesi  $G$  stimato in base al campione noto può essere invece applicato al di fuori di tale ambito soltanto se si assume che la struttura delle relazioni lineari tra le quote di risposte, e quindi la loro matrice di correlazione, siano stabili nel tempo. Quest'ultima ipotesi sembra tuttavia abbastanza plausibile, poiché gli intervistati, di fronte all'evoluzione dei fenomeni, pur spostandosi in larga maggioranza nella stessa direzione lungo la scala delle risposte possibili, manifestano una comprensibile riluttanza ad abbandonare le valutazioni precedenti e tendono dunque ad esprimere con probabilità decrescente opinioni via via più dissimili. Ogni quota sarà pertanto correlata positivamente con quelle associate ad opinioni simili, interessate da migrazioni degli intervistati nella stessa direzione, e negativamente con quelle opposte e ciò istituisce un insieme di relazioni tra le percentuali (24) che è tipico di ogni quesito e che, dipendendo essenzialmente dagli schemi di comportamento degli operatori, è presumibilmente stabile nel tempo.

Ciò non esclude che, contrariamente a quanto assunto da Anderson (1952), le valutazioni soggettive degli intervistati possano divergere siste-

(23) Si rimanda ad un testo di "analisi dei dati" come quello curato da Lebart, Morineau e Tabard (1982) per una discussione di tale tecnica ed a Goldberger (1974) per un'interpretazione dell'analisi fattoriale in termini di variabili latenti.

(24) Oltre a quella banale imposta dal vincolo che la somma delle quote sia in ogni rilevazione pari ad 1.

maticamente rispetto alle corrispondenti grandezze di riferimento rilevate. Le ipotesi che sono alla base dell'indicatore proposto sono dunque più deboli di quelle adottate nei metodi di regressione. Non è inoltre richiesta alcuna informazione esterna rispetto al sondaggio, anche se questa può essere agevolmente utilizzata assumendo che il fattore latente  $q^*$  influenzi, oltre alle quote di risposte, anche altre variabili osservate tramite relazioni simili alla [16]. In tal caso la matrice dei dati  $P$ , il vettore di parametri  $G'$  e la matrice di correlazione  $R$  avranno delle colonne aggiuntive ed il fattore comune  $q^*$  dovrà essere espresso anche in funzione delle ulteriori variabili introdotte. Se l'informazione aggiuntiva è costituita semplicemente da un indicatore osservabile del fenomeno le stime di  $G$ , sotto alcune condizioni, tenderanno a quelle ottenute da Anderson.

Al pari dei metodi di regressione, la procedura proposta è lineare ed è direttamente applicabile a quesiti di qualsiasi natura e che prevedano anche più di tre risposte alternative. Anch'essa comporta, tuttavia, un'ipotesi simile a quella sulla costanza dei valori di riferimento poiché i parametri che definiscono  $q^*$  sono comunque costanti nel tempo. Essendo fondato sull'ipotesi di stabilità del comportamento degli operatori e non utilizzando, almeno nella versione più semplice, alcuna informazione esterna al sondaggio, è inoltre probabile che il metodo fattoriale risulti più sensibile di quelli di regressione ad eventuali cambiamenti della struttura del campione. Questi ultimi, infatti, impongono comunque il massimo accostamento tra i risultati del sondaggio e l'andamento effettivo del fenomeno, che per ipotesi è indipendente dalle oscillazioni del campione, e consentono dunque di ottenere indicatori generalmente più robusti rispetto a tali anomalie.

## 7. Un confronto empirico tra le procedure di quantificazione

Una corretta valutazione dei diversi metodi di quantificazione deve necessariamente tener conto degli obiettivi della interpretazione quantitativa dei risultati dei sondaggi congiunturali. Questi possono essere ricondotti essenzialmente alla disponibilità di indicatori su grandezze altrimenti non rilevate, come le aspettative, o registrate con una tempestività inferiore a quella consentita dalle inchieste, come la produzione industriale e le decisioni di spesa delle famiglie. Inoltre le serie quantificate, a differenza dei risultati grezzi dei sondaggi, possono essere agevolmente utilizzate all'interno dei comuni modelli econometrici come indicatori dell'orientamento degli operatori.

### 7.1. I criteri generali

In generale nessun metodo è in grado di perseguire simultaneamente i diversi obiettivi indicati ed è quindi necessario subordinare la selezione della

procedura agli specifici scopi della ricerca. In alcuni casi la scelta può essere dettata dai requisiti formali delle serie quantificate, quali l'ampiezza del campo di variazione, che può essere ritenuto finito o meno; la ricorrenza di casi di indeterminazione, tipica dei metodi probabilistici; la coerenza tra serie elementari ed aggregate, conseguita esclusivamente dai metodi lineari; la disponibilità di stime simultanee della media e della variabilità delle valutazioni degli operatori, caratteristica dei soli metodi probabilistici; ecc.

Nel trattamento di variabili non osservate il metodo prescelto deve evidentemente basarsi sulle ipotesi formulate a priori sui diversi fenomeni e che non si intendono quindi sottoporre a successiva verifica. Ad esempio l'assunzione che informazioni, potere di mercato, dotazioni iniziali ecc. siano equamente distribuiti tra gli operatori sembra coerente con una distribuzione normale, o almeno simmetrica, delle rispettive valutazioni e delle condizioni oggettive, e suggerisce dunque l'impiego del metodo di Carlson e Parkin e delle sue varianti. Viceversa una probabile accentuata instabilità delle posizioni individuali rende preferibile un metodo che, come quelli di Batchelor (1981) e Carlucci (1982), prevedano la variabilità della distribuzione delle opinioni nel tempo. Se invece non si dispone di informazioni a priori sulla distribuzione delle valutazioni e si dubita addirittura che essa sia unimodale, è possibile utilizzare i metodi di regressione o quello fattoriale, che consentono eventualmente di ricavare dai dati la distribuzione media delle opinioni. I metodi di regressione, d'altro canto, risultano applicabili soltanto se la grandezza non osservata può essere comunque messa in relazione con altre variabili osservate (mediante una semplice equazione "di osservazione", oppure una relazione funzionale vera e propria).

Se, come accade più di frequente, il sondaggio riguarda grandezze osservabili e non si persegue l'obiettivo di una misurazione soggettiva - o comunque indipendente - dei fenomeni, allora il metodo di quantificazione più appropriato sembra essere quello che garantisce il migliore accostamento tra l'indicatore quantificato e la serie osservata. In base a tale presupposto è stato valutato l'accostamento di alcuni indicatori statistici convenzionali con le corrispondenti serie quantificate ricavate dai sondaggi congiunturali. La simultanea disponibilità di rilevazioni quantitative e qualitative su uno stesso fenomeno ha inoltre consentito di verificare alcune ipotesi sulla interpretazione dei sondaggi, concernenti il valore "relativo" delle risposte e la necessità di specificare il valore di riferimento "normale" in funzione dell'andamento effettivamente osservato del fenomeno e non di quello delle sole serie quantificate.

## 7.2. I dati

La sperimentazione ha interessato due quesiti contenuti nell'inchiesta sulle imprese ed uno in quella sui consumatori, che riguardano rispettivamente il livello della produzione industriale, la variazione dei prezzi *ex*

*fabrica* e l'inflazione tendenziale al consumo. I quesiti prescelti sembrano presentare minori difficoltà di interpretazione e risultano più facilmente comparabili con rilevazioni quantitative ufficiali largamente note agli intervistati e condotte su un universo e ad una cadenza (mensile) simili a quelli del sondaggio. Il periodo esaminato termina per tutte le variabili al giugno 1990 ed inizia dal gennaio 1978 per la produzione (con l'inizio della nuova classificazione NACE dell'inchiesta), dal giugno 1986 per i prezzi (prima rilevazione di tale sondaggio) e dal gennaio 1982 per l'inflazione al consumo (data iniziale dell'inchiesta mensile).

Ai risultati di ciascun quesito sono state applicate sei diverse procedure di quantificazione: il saldo (espresso in forma decimale e non percentuale), il metodo di Carlson e Parkin sotto l'ipotesi originale di una distribuzione normale delle valutazioni e sotto quella di una distribuzione logistica - adottata da Fische e Lahiri (1981) -, il metodo di Carlucci (1982) (25), il metodo di regressione e quello fattoriale illustrato nel paragrafo precedente. Poiché le ultime due procedure richiedono la selezione di un campione per la stima di alcuni parametri, per esse sono stati presentati i risultati ottenuti sia utilizzando tutte le osservazioni disponibili (26) (caso A), sia limitando la stima ai primi 36 dati (caso B). Ciò consente una valutazione, seppure sommaria, della sensibilità di tali indicatori rispetto alla scelta del periodo di stima. Inoltre il caso B mostra i risultati della loro estrapolazione al di fuori del campione iniziale, consentendo tra l'altro un confronto con le serie quantificate tramite metodi che non richiedono alcuna inializzazione.

Avendo limitato l'analisi alle relazioni lineari tra le serie quantificate e gli indicatori di riferimento, non è apparsa rilevante la loro unità di misura: pertanto nell'applicazione delle tecniche probabilistiche è stato convenzionalmente fissato pari a 0 il valore di riferimento costante *S* e pari ad 1 la semi ampiezza dell'intervallo di indifferenza *d*, mentre l'indicatore fattoriale è stato normalizzato in modo da presentare media nulla e varianza unitaria nel periodo di stima. La scala dell'indicatore di Anderson è ovviamente la stessa della serie di riferimento.

I quesiti analizzati ricadono in tre categorie caratteristiche. Quello sul "livello della produzione" prevede tre risposte alternative: "alto", "normale" e "basso", e non fornisce dunque agli intervistati alcun metro di giudizio oggettivo, se non il riferimento ad un imprecisato livello "normale" della produzione. I risultati di tale sondaggio possono dunque fornire soltanto una indicazione dello scostamento della produzione rispetto all'andamento di medio-lungo periodo sottinteso dagli intervistati. Pur tenendo conto di tali

(25) Si ringrazia Francesco Carlucci per aver messo a disposizione il programma di calcolo per l'applicazione del metodo da lui proposto ed il relativo "know how".

(26) Più precisamente, per limitare la distorsione dovuta all'eventuale stagionalità delle serie, la stima è stata limitata ad un numero di osservazioni pari al massimo multiplo di 12 inferiore o uguale al numero di dati disponibili.

considerazioni il naturale punto di riferimento del quesito resta comunque il livello dell'indice della produzione industriale (27).

Il sondaggio sulla "variazione dei prezzi di vendita" dei propri prodotti rispetto al mese precedente, i cui risultati non erano stati finora pubblicati, ammette invece le risposte: "in aumento", "stazionari" e "in diminuzione", e sembra dunque suggerire agli intervistati un riferimento ben preciso per le proprie valutazioni costituito da una variazione nulla dei prezzi da un mese all'altro. Si tratta dunque del tipico campo di applicazione dei metodi di quantificazione probabilistici e, almeno in linea di principio, consente, a differenza del precedente, una valutazione assoluta del fenomeno. La serie di riferimento è in questo caso identificabile con sufficiente precisione nel tasso di variazione mensile dell'indice dei prezzi alla produzione praticati dalle imprese industriali.

Infine, il quesito rivolto alle famiglie sul "livello dei prezzi nel corso dei passati 12 mesi" prevede sei alternative: "aumentato molto", "aumentato abbastanza", "aumentato poco", "rimasto all'incirca stabile", "lievemente diminuito" e "non so". Seguendo la pratica corrente, l'ultima modalità è stata tuttavia trascurata riproponendo le altre quote in modo che sommassero ad 1 ad ogni rilevazione. I punti di riferimento per gli intervistati sono dunque almeno due: una variazione nulla dei prezzi ed una inflazione "normale", caratterizzata da prezzi che crescono "abbastanza". Il primo è sicuramente oggettivo, mentre l'altro implica una valutazione soggettiva. Per la specifica natura delle risposte, la quantificazione di tale sondaggio con i metodi di Carlson e Parkin e Fishe e Lahiri richiede l'applicazione della formula [9], mentre l'impiego della [3] comporterebbe di fatto l'aggregazione delle quote su tre modalità. Nel seguito entrambe le alternative sono state sperimentate.

Nonostante l'ambiguità del riferimento ad un aumento intervenuto "nel corso dei passati 12 mesi", dopo alcune sperimentazioni si è ritenuto di identificare l'oggetto del quesito con il tasso di variazione rispetto al corrispondente mese dell'anno precedente dell'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale.

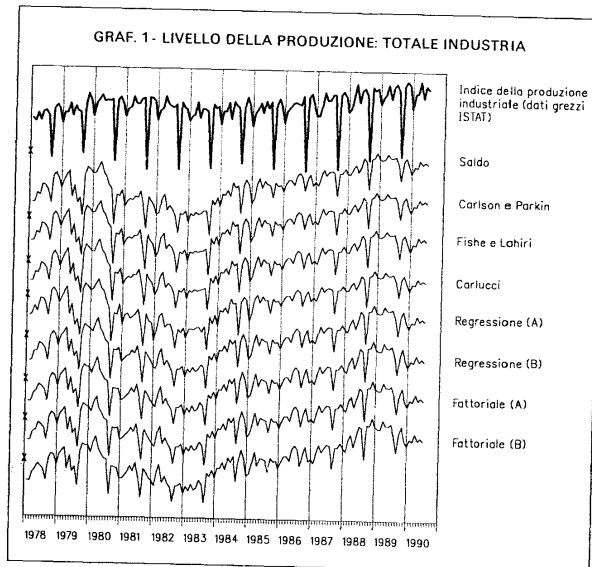
Al fine di verificare l'accostamento tra i risultati dei sondaggi e le corrispondenti rilevazioni statistiche sia a livello complessivo che disaggregato, sono stati presi in considerazione per produzione e prezzi industriali anche i dati relativi alle tre destinazioni economiche - beni intermedi, di investimento e di consumo -. Allo stesso modo sono state analizzate separatamente le risposte delle famiglie con capofamiglia lavoratore indipendente (esclusi gli agricoltori), lavoratore dipendente e inattivo (pensionato, disoccupato, ecc.), tutte messe comunque in relazione con l'indice generale dei prezzi al consumo in mancanza di una disaggregazione corrispondente a quella dell'inchiesta.

(27) I risultati di tale sondaggio sono stati infatti utilizzati nella stima anticipata dell'indice di produzione industriale, tra gli altri, da Bodo e Signorini (1985).

Poiché i risultati, come era da attendersi, differiscono soprattutto a seconda del numero di risposte possibili ad ogni quesito, verranno illustrati prima quelli relativi a produzione e prezzi di produzione - a tre modalità - e successivamente quelli sull'inflazione al consumo - sia nella versione originale che prevede cinque modalità che in quella ridotta a tre per aggregazione. Sono stati trattati invece insieme i problemi relativi all'evoluzione del valore "normale" adottato dagli intervistati, che non sembrano differire per le due classi di quesiti.

### 7.3. I quesiti a tre modalità

Come si vede dalle tavole 1,4,7,10,13,16,19 e 22, e dai Grafici 1 e 2 - relativi ai soli indici aggregati - le serie ottenute dalla quantificazione dei



questi con tre alternative, pur presentando una media ed una variabilità molto diverse - come indicato nella seconda e nella terza colonna di ogni

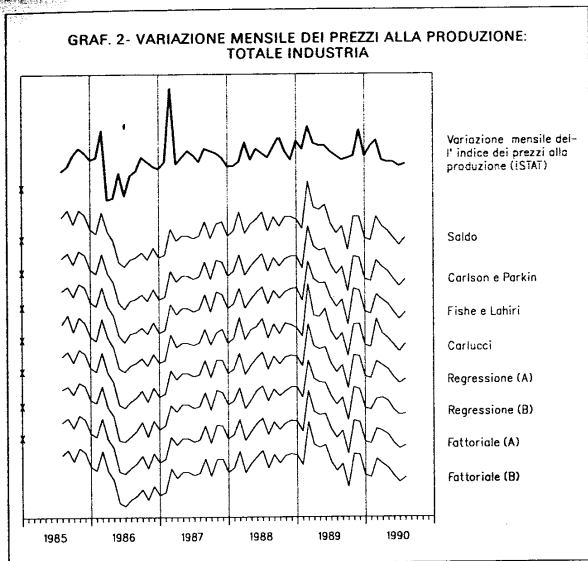


tabella - risultano di fatto fortemente correlate tra di loro non solo in termini di livelli assoluti, ma anche di differenze di passo 1 o 12 - come si desume dalla sezione di destra di ciascuna tabella -. L'andamento degli indicatori ottenuti tramite i diversi metodi e riportati ad un'unità di misura comune appare dunque abbastanza simile. Ciò conferma, da un lato, la robustezza e l'univocità delle indicazioni che possono essere estratte dai sondaggi esaminati e dall'altro suggerisce che i diversi metodi, pur fondandosi su presupposti teorici molto diversi e ammettendo risultati opposti tra loro, finiscono poi per fornire indicazioni simili se applicati a quote di risposte che nella realtà presentano un campo di variazione ben inferiore

Tav. 1 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Livello della produzione: totale industria

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze dodicesime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	-.148	.012719	1.00										
2 Carlson Parkin	-.312	.026849	1.00	1.00									
3 Fishe Lahiri	-.326	.027673	1.00	1.00	1.00								
4 Carlucci	.421	.006689	.98	.99	.99	1.00							
5 Regressione (a)	103.284	.960440	.99	.99	.99	.96	1.00						
6 Regressione (b)	101.265	1.360239	.97	.96	.97	.92	.99	1.00					
7 Fattoriale (a)	.617	.991653	.98	.97	.98	.93	1.00	1.00	1.00				
8 Fattoriale (b)	1.873	.711874	.96	.95	.96	.90	.99	1.00	1.00	1.00	1.00		

Tav. 2 - Funzione di autocorrelazione delle differenze dodicesime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Livello della produzione: totale industria

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	.79	.70	.57	.50	.44	.34	.25	.19	.17	.11	.06	-.02
Carlson Parkin	.79	.69	.55	.50	.44	.34	.25	.19	.18	.11	.06	-.01
Fishe Lahiri	.79	.69	.55	.50	.43	.33	.24	.18	.17	.10	.06	-.03
Carlucci	.78	.65	.50	.47	.40	.31	.23	.17	.17	.10	.05	-.01
Regressione (a)	.78	.71	.59	.52	.47	.35	.26	.19	.16	.10	.05	-.06
Regressione (b)	.77	.71	.60	.53	.48	.36	.26	.19	.16	.09	.04	-.10
Fattoriale (a)	.77	.71	.60	.53	.47	.36	.26	.19	.16	.09	.04	-.09
Fattoriale (b)	.76	.70	.60	.53	.48	.36	.26	.19	.15	.09	.03	-.12
Serie di rif.	.38	.43	.54	.31	.41	.37	.20	.25	.31	.08	.23	.13

Tav. 3 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy stagionali  
Livello della produzione: totale industria

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	43.485	12.778	.899	5.987	.936
Carlson Parkin	20.567	12.664	.898	6.016	.933
Fishe Lahiri	20.268	13.252	.903	5.866	.961
Carlucci	79.507	11.754	.890	6.255	.882
Regressione (a)	.593	13.857	.908	5.720	.998
Regressione (b)	.427	14.670	.914	5.528	1.051
Fattoriale (a)	.582	14.448	.912	5.580	1.036
Fattoriale (b)	.820	14.999	.916	5.453	1.075

(a) Parametri stimati sull'intero campione; (b) parametri stimati sui primi 36 dati;  
k = stima del parametro della serie quantificata; t = t di Student sulla significatività di k  
R<sup>2</sup> = coefficiente di determinazione corretto; S.E. = standard error; DW = statistica di Durbin e Watson



Tav. 4 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Livello della produzione: beni intermedi

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze dodicesime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	-.163	.014184	1.00										
2 Carlson Parkin	-.345	.029953	1.00	1.00									
3 Fishe Lahiri	-.357	.030518	1.00	1.00	1.00								
4 Carlucci	.413	.007377	.97	.98	.98	1.00							
5 Regressione (a)	104.219	.815152	1.00	.99	.99	.96	1.00						
6 Regressione (b)	103.040	.991056	.99	.98	.99	.94	1.00	1.00					
7 Fattoriale (a)	.488	.980716	.98	.97	.97	.92	.99	1.00	1.00				
8 Fattoriale (b)	.750	.619181	.98	.97	.97	.92	.99	1.00	1.00	1.00			

Tav. 5 - Funzione di autocorrelazione delle differenze dodicesime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Livello della produzione: beni intermedi

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	.78	.72	.62	.55	.49	.43	.32	.23	.17	.13	.10	-.04
Carlson Parkin	.76	.70	.60	.54	.50	.44	.34	.25	.20	.15	.12	-.02
Fishe Lahiri	.77	.70	.60	.53	.49	.43	.32	.24	.18	.14	.10	-.03
Carlucci	.76	.67	.56	.49	.48	.43	.34	.26	.21	.17	.14	.00
Regressione (a)	.78	.72	.63	.55	.50	.43	.32	.23	.17	.11	.08	-.05
Regressione (b)	.78	.72	.63	.56	.50	.43	.31	.22	.16	.11	.06	-.07
Fattoriale (a)	.78	.72	.64	.56	.50	.42	.31	.22	.15	.09	.04	-.09
Fattoriale (b)	.78	.72	.64	.56	.50	.42	.31	.22	.15	.09	.04	-.09
Serie di riferimento	.51	.51	.55	.38	.44	.39	.23	.23	.26	.06	.15	.05

Tav. 6 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy stagionali  
Livello della produzione: beni intermedi

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	34.138	12.975	.910	5.232	1.068
Carlson Parkin	16.070	12.797	.909	5.272	1.058
Fishe Lahiri	16.016	13.315	.913	5.157	1.094
Carlucci	63.848	12.230	.905	5.401	1.001
Regressione (a)	.599	13.275	.913	5.166	1.088
Regressione (b)	.496	13.495	.914	5.118	1.104
Fattoriale (a)	.503	13.729	.916	5.068	1.122
Fattoriale (b)	.797	13.710	.916	5.072	1.121

Tav. 7 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Livello della produzione: beni investimento

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze dodicesime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	-.142	.012298	1.00										
2 Carlson Parkin	-.305	.026351	1.00	1.00									
3 Fishe Lahiri	-.323	.027319	.99	1.00	1.00								
4 Carlucci	.427	.006480	.95	.97	.96	1.00							
5 Regressione (a)	102.836	1.283563	1.00	.99	.99	.97	1.00						
6 Regressione (b)	96.473	1.620605	1.00	1.00	.99	.95	1.00	1.00					
7 Fattoriale (a)	.756	1.017511	.97	.97	.98	.90	.96	.98	1.00				
8 Fattoriale (b)	3.508	.772227	.95	.94	.96	.86	.93	.96	1.00	1.00			

Tav. 8 - Funzione di autocorrelazione delle differenze dodicesime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Livello della produzione: beni investimento

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	.57	.50	.40	.32	.35	.36	.20	.19	.11	-.02	-.06	-.20
Carlson Parkin	.59	.50	.39	.33	.34	.36	.21	.20	.13	-.01	-.07	-.19
Fishe Lahiri	.59	.50	.39	.33	.35	.36	.20	.20	.12	-.02	-.08	-.21
Carlucci	.61	.49	.37	.36	.35	.35	.22	.20	.17	.02	-.07	-.18
Regressione (a)	.58	.50	.40	.34	.35	.36	.20	.19	.12	-.01	-.06	-.19
Regressione (b)	.57	.50	.40	.32	.35	.36	.20	.19	.11	-.02	-.07	-.20
Fattoriale (a)	.52	.47	.38	.27	.33	.33	.18	.18	.07	-.05	-.09	-.25
Fattoriale (b)	.50	.45	.37	.25	.32	.32	.17	.17	.06	-.06	-.09	-.28
Serie di riferimento	.42	.46	.58	.36	.41	.39	.24	.26	.26	.17	.21	.13

Tav. 9 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy stagionali  
Livello della produzione: beni investimento

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	71.490	12.254	.828	9.950	1.173
Carlson Parkin	33.492	12.313	.829	9.925	1.185
Fishe Lahiri	32.648	12.807	.836	9.718	1.224
Carlucci	131.576	11.359	.815	10.338	1.049
Regressione (a)	.682	12.042	.825	10.040	1.140
Regressione (b)	.543	12.325	.829	9.920	1.185
Fattoriale (a)	.864	12.678	.834	9.772	1.273
Fattoriale (b)	1.131	12.654	.834	9.782	1.295

Tav. 10 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Livello della produzione: beni di consumo

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze dodicesime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	-.132	.012862	1.00										
2 Carlson Parkin	-.280	.027350	1.00	1.00									
3 Fishe Lahiri	-.294	.028336	1.00	1.00	1.00								
4 Carlucci	-.429	.006839	.98	.99	.98	1.00							
5 Regressione (a)	102.099	.904538	.97	.96	.97	.92	1.00						
6 Regressione (b)	100.014	1.329631	.88	.86	.88	.80	.97	1.00					
7 Fattoriale (a)	.664	.996567	.97	.96	.97	.92	1.00	.97	1.00				
8 Fattoriale (b)	1.957	.683517	.91	.89	.90	.83	.98	1.00	.98	1.00			

Tav. 11 - Funzione di autocorrelazione delle differenze dodicesime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Livello della produzione: beni di consumo

METODO	Correlazione tra le differenze dodicesime											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	.61	.47	.20	.18	.10	.07	.14	.05	.13	-.04	-.06	-.23
Carlson Parkin	.60	.47	.19	.17	.08	.04	.11	.03	.10	-.07	-.08	-.25
Fishe Lahiri	.61	.48	.20	.19	.09	.05	.12	.04	.11	-.05	-.07	-.25
Carlucci	.57	.45	.17	.16	.07	.02	.08	.00	.06	-.11	-.12	-.27
Regressione (a)	.59	.49	.24	.25	.14	.12	.18	.07	.15	-.01	-.04	-.26
Regressione (b)	.55	.48	.29	.30	.19	.15	.19	.07	.14	-.01	-.04	-.30
Fattoriale (a)	.59	.49	.24	.25	.14	.12	.18	.07	.15	-.01	-.04	-.26
Fattoriale (b)	.56	.48	.28	.29	.18	.14	.19	.07	.15	-.01	-.04	-.29
Serie di riferimento	.33	.39	.49	.26	.35	.27	.09	.15	.22	-.09	-.12	-.03

Tav. 12 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy stagionali  
Livello della produzione: beni di consumo

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	34.339	9.182	.880	6.632	.879
Carlson Parkin	16.060	9.054	.879	6.667	.898
Fishe Lahiri	15.798	9.412	.882	6.569	.911
Carlucci	61.479	8.482	.873	6.825	.885
Regressione (a)	.517	10.231	.890	6.346	.921
Regressione (b)	.364	11.070	.898	6.124	.973
Fattoriale (a)	.469	10.233	.890	6.346	.921
Fattoriale (b)	.704	10.925	.896	6.162	.962

Tav. 13 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Variazione dei prezzi: totale industria

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.075	.008876	1.00										
2 Carlson Parkin	-.171	.019859	.99	1.00									
3 Fishe Lahiri	-.194	.022350	.98	1.00	1.00								
4 Carlucci	-.529	.003778	1.00	.98	.96	1.00							
5 Regressione (a)	-.258	.027065	.99	.99	.99	.98	1.00						
6 Regressione (b)	-.213	.023477	.96	.98	.98	.93	.99	1.00					
7 Fattoriale (a)	-.083	.986954	.98	.99	.99	.96	1.00	.99	1.00				
8 Fattoriale (b)	1.495	.751138	.99	1.00	.99	.98	1.00	.98	1.00	1.00			

Tav. 14 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Variazione dei prezzi: totale industria

METODO	Correlazione tra le differenze prime											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.41	-.10	.16	.01	-.22	.40	-.39	.12	.13	-.13	-.22	.45
Carlson Parkin	-.40	-.09	.15	.01	-.21	.38	-.38	.13	.10	-.11	-.20	.40
Fishe Lahiri	-.39	-.09	.15	.01	-.20	.37	-.36	.13	.08	-.11	-.19	.37
Carlucci	-.43	-.09	.17	.00	-.23	.40	-.39	.12	.14	-.12	-.23	.47
Regressione (a)	-.40	-.07	.14	-.01	-.19	.37	-.37	.13	.10	-.11	-.20	.36
Regressione (b)	-.38	-.04	.12	-.03	-.14	.31	-.32	.12	.06	-.08	-.16	.25
Fattoriale (a)	-.39	-.06	.14	-.02	-.17	.35	-.35	.12	.08	-.10	-.19	.33
Fattoriale (b)	-.40	-.08	.15	-.01	-.19	.37	-.37	.13	.10	-.11	-.20	.38
Serie di riferimento	-.44	-.10	.14	-.06	-.01	-.02	.06	-.17	.25	-.19	-.15	.25

Tav. 15 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
Variazione dei prezzi: totale industria

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	2.729	4.745	.465	.307	1.108
Carlson Parkin	1.236	4.838	.470	.305	1.108
Fishe Lahiri	1.098	4.841	.471	.305	1.109
Carlucci	6.372	4.701	.462	.308	1.111
Regressione (a)	.915	4.907	.475	.304	1.142
Regressione (b)	1.068	4.959	.481	.302	1.175
Fattoriale (a)	.025	4.944	.477	.303	1.153
Fattoriale (b)	.033	4.882	.473	.305	1.136

Tav. 16 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Variazione dei prezzi: beni intermedi

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.053	.013869	1.00										
2 Carlson Parkin	.116	.030046	1.00	1.00									
3 Fische Lahiri	.130	.033390	.99	1.00	1.00								
4 Carlucchi	.521	.006104	.99	.98	.97	1.00							
5 Regressione (a)	.147	.049424	.52	.93	.94	.88	1.00						
6 Regressione (b)	.013	.045389	.76	.79	.80	.71	.96	1.00					
7 Fattoriale (a)	-.149	.994658	1.00	1.00	.99	.99	.93	.78	1.00				
8 Fattoriale (b)	1.172	.718036	1.00	1.00	.99	.99	.91	.75	1.00	1.00			

Tav. 17 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Variazione dei prezzi: beni intermedi

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.37	-.02	.16	-.12	-.02	.29	-.28	.11	-.04	.00	-.11	.21
Carlson Parkin	-.37	-.01	.15	-.10	-.04	.30	-.29	.14	-.08	.00	-.09	.20
Fische Lahiri	-.37	-.01	.14	-.08	-.05	.31	-.29	.16	-.10	.01	-.09	.20
Carlucchi	-.37	-.04	.19	-.17	.03	.26	-.25	.06	.01	-.01	-.11	.22
Regressione (a)	-.38	.10	.07	-.10	.02	.22	-.21	.16	-.20	.04	-.02	.01
Regressione (b)	-.43	.18	-.01	-.07	.06	.09	-.09	.11	-.20	.01	.07	-.14
Fattoriale (a)	-.36	-.01	.16	-.12	-.02	.29	-.28	.12	-.05	.01	-.11	.20
Fattoriale (b)	-.37	-.02	.16	-.12	-.02	.29	-.28	.11	-.03	.00	-.11	.22
Serie di riferimento	-.36	.02	.05	-.13	-.01	-.10	.07	-.12	.19	-.14	.01	-.08

Tav. 18 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
Variazione dei prezzi: beni intermedi

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	3.437	4.922	.288	.586	1.076
Carlson Parkin	1.581	4.898	.286	.587	1.067
Fische Lahiri	1.420	4.895	.285	.587	1.063
Carlucchi	7.823	4.936	.289	.585	1.092
Regressione (a)	.982	5.051	.299	.581	1.129
Regressione (b)	1.057	4.967	.292	.584	1.173
Fattoriale (a)	.048	4.944	.290	.585	1.080
Fattoriale (b)	.066	4.916	.288	.586	1.075

Tav. 19 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Variazione dei prezzi: beni investimento

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.065	.008676	1.00										
2 Carlson Parkin	.171	.020553	.95	1.00									
3 Fische Lahiri	.201	.023513	.91	.99	1.00								
4 Carlucchi	.525	.003785	.99	.90	.85	1.00							
5 Regressione (a)	.422	.028792	.88	.71	.64	.92	1.00						
6 Regressione (b)	.480	.027814	.88	.71	.64	.92	1.00	1.00					
7 Fattoriale (a)	.192	1.001941	.95	.98	.97	.90	.67	.67	1.00				
8 Fattoriale (b)	1.777	.795705	.98	.98	.96	.95	.77	.77	.99	1.00			

Tav. 20 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Variazione dei prezzi: beni investimento

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.47	.07	-.04	.07	-.03	-.07	.00	.00	.02	.07	-.27	.25
Carlson Parkin	-.41	-.01	-.01	.10	-.09	-.03	.10	-.20	.13	.03	-.18	.11
Fische Lahiri	-.38	-.05	.01	.10	-.11	.00	.12	-.26	.16	.03	-.15	.06
Carlucchi	-.51	.11	-.05	.05	.00	-.09	.00	.04	.02	.10	-.31	.34
Regressione (a)	-.60	.25	-.14	.06	-.05	.06	-.15	.20	-.25	.28	-.38	.44
Regressione (b)	-.60	.25	-.14	.06	-.05	.06	-.15	.20	-.25	.28	-.38	.44
Fattoriale (a)	-.36	-.10	.03	.08	-.04	-.07	.09	-.18	.19	-.04	-.15	.08
Fattoriale (b)	-.41	-.03	.00	.08	-.04	-.08	.06	-.11	.12	.00	-.20	.15
Serie di riferimento	-.51	-.02	.04	.09	-.19	.16	-.14	.04	.13	-.09	-.30	.57

Tav. 21 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
Variazione dei prezzi: beni investimento

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	2.313	4.807	.738	.252	1.782
Carlson Parkin	.860	4.064	.715	.263	1.943
Fische Lahiri	.704	3.746	.705	.267	1.984
Carlucchi	5.804	5.488	.759	.241	1.701
Regressione (a)	.773	5.583	.762	.240	1.608
Regressione (b)	.801	5.583	.762	.240	1.608
Fattoriale (a)	.017	3.818	.707	.266	1.911
Fattoriale (b)	.023	4.271	.721	.260	1.859

Tav. 22 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Variazione dei prezzi: beni di consumo

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.104	.007233	1.00										
2 Carlson Parkin	.259	.015439	.98	1.00									
3 Fische Lahiri	.301	.016980	.97	1.00	1.00								
4 Carlucchi	.540	.003210	1.00	.96	.94	1.00							
5 Regressione (a)	.335	.021391	.96	.90	.87	.97	1.00						
6 Regressione (b)	.351	.029439	.95	.88	.85	.96	1.00	1.00					
7 Fattoriale (a)	.074	.986251	.84	.91	.92	.81	.66	.62	1.00				
8 Fattoriale (b)	1.487	.749368	.88	.94	.95	.85	.71	.68	1.00	1.00			

Tav. 23 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Variazione dei prezzi: beni di consumo

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.38	-.26	.15	.13	-.27	.28	-.20	.00	.24	-.22	-.24	.55
Carlson Parkin	-.35	-.27	.13	.15	-.28	.24	-.14	-.04	.26	-.21	-.23	.47
Fische Lahiri	-.34	-.26	.12	.15	-.28	.22	-.11	-.06	.27	-.20	-.22	.43
Carlucchi	-.40	-.24	.16	.11	-.27	.30	-.21	.01	.22	-.21	-.25	.59
Regressione (a)	-.43	-.20	.15	.08	-.24	.29	-.20	.00	.22	-.24	-.20	.57
Regressione (b)	-.44	-.19	.15	.06	-.23	.28	-.20	.00	.21	-.24	-.19	.56
Fattoriale (a)	-.27	-.25	.06	.12	-.25	.14	-.08	-.03	.27	-.18	-.17	.27
Fattoriale (b)	-.28	-.27	.08	.13	-.26	.17	-.10	-.03	.27	-.18	-.19	.32
Serie di riferimento	-.48	-.12	.11	.04	-.09	.08	-.05	-.06	.17	-.16	-.17	.43

Tav. 24 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
Variazione dei prezzi: beni di consumo

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	1.346	3.176	.722	.176	1.785
Carlson Parkin	.527	2.615	.708	.180	1.679
Fische Lahiri	.441	2.397	.703	.182	1.650
Carlucchi	3.268	3.459	.729	.174	1.839
Regressione (a)	.513	3.650	.734	.172	1.940
Regressione (b)	.375	3.675	.735	.172	1.952
Fattoriale (a)	.006	1.776	.690	.186	1.560
Fattoriale (b)	.008	1.955	.693	.185	1.577

a quello virtuale e risultano inoltre fortemente correlate tra loro nel tempo per i motivi già discussi nel paragrafo 6 (28).

La stessa uniformità è rispecchiata, con qualche eccezione, dalla struttura autocorrelativa delle serie quantificate, riportata nelle tavole 2,5,8,11,14,17,20 e 23, che differisce tuttavia in modo anche sensibile da quella delle corrispondenti serie di riferimento, indicata nell'ultima riga delle stesse tavole.

Nel caso della produzione tali differenze riguardano soprattutto l'autocorrelazione ai ritardi più bassi, corrispondenti alle fluttuazioni di medio e lungo periodo. Le serie quantificate mostano infatti una componente di lungo periodo (inerziale) più marcata delle serie effettive grazie ad una variabilità complessivamente inferiore. Differenze sensibili si riscontrano inoltre nella componente stagionale, associata al dodicesimo ritardo, che risulta generalmente meno pronunciata rispetto agli indici della produzione industriale, coerentemente con la formulazione del quesito.

Al contrario, le serie quantificate delle variazioni dei prezzi sembrano presentare una componente di lungo periodo dell'ordine di quella degli indici ISTAT, che in entrambi i casi risulta più che compressa da un filtro alle differenze prime, mentre le maggiori difformità riguardano i ritardi 5, 6 e 7 e in alcuni casi quello stagionale. Per i beni intermedi e quelli di investimento la struttura stocastica delle serie ottenute con i diversi metodi appare inoltre meno uniforme. Tali risultati risentono tuttavia del basso numero di osservazioni disponibili (60) e della presenza di alcuni probabili outliers nella serie ISTAT.

Indicazioni più precise sulle prestazioni dei vari metodi, in relazione agli obiettivi indicati, provengono dalla regressione di ciascuna serie di riferimento su una costante, sulle serie quantificate (29) ed eventualmente su alcune dummy (di tipo stagionale per la produzione ed associate a dati anomali per i prezzi). I principali risultati sono riportati nelle tavole 3,6,9,12,15,18,21 e 24, dove in corrispondenza di ciascun metodo vengono indicati nell'ordine: il coefficiente di regressione stimato, la corrispondente statistica t di Student, il coefficiente di determinazione multipla corretto per i gradi di libertà, lo standard error dei residui e la statistica di Durbin e Watson sull'autocorrelazione del primo ordine dei residui.

(28) La limitata variabilità delle percentuali di risposte consente di approssimare efficacemente la [3] tramite la sua linearizzazione. La forte dipendenza lineare tra le quote, a sua volta, rende la [10] e la linearizzazione della [3] sostanzialmente proporzionali ad un'unica quota indipendentemente dal valore dei parametri. Sotto tali condizioni le serie quantificate con i diversi metodi differirebbero pertanto solo per una costante e per un fattore di scala.

(29) Sia in questa che nelle successive fasi della sperimentazione, la serie quantificata con il metodo di Anderson è quella ottenuta sostituendo nella [10] i parametri stimati tramite la regressione dell'indicatore di riferimento sulle diverse quote di risposte. Un procedimento più corretto, soprattutto nella versione A, sarebbe stato quello di utilizzare come regressori, al posto delle serie così ottenute, direttamente le quote di risposte rilevate, ma ciò avrebbe reso i risultati di tale metodo non confrontabili con quelli degli altri. La convenzione adottata comporta tuttavia una (modesta) sopravvalutazione dei gradi di libertà e, nelle regressioni che comprendono dummy o altre variabili esplicative, una lieve riduzione delle prestazioni del metodo. Dovrebbe comunque risultare consistente l'inferenza sulla significatività di k tramite la t (vedi il teorema 3 di Pagan (1984)).

In tutti i casi le serie quantificate contribuiscono significativamente alla spiegazione della variabile endogena, con qualche eccezione limitata alla variazione dei prezzi dei beni di consumo, confermando tra l'altro la sostanziale coerenza tra le indicazioni tratte dai sondaggi e quelle ottenute tramite le rilevazioni tradizionali. La varianza spiegata, a sua volta, si mantiene sempre al di sopra dell'80% per il livello della produzione e scende al di sotto del 40% per la variazione dei prezzi soltanto nel caso dei beni intermedi - un mercato caratterizzato, d'altra parte, da una forte sensibilità ai prezzi internazionali. Tali valori risultano abbastanza apprezzabili per regressioni statiche specificate rispettivamente su variabili di livello senza un trend accentuato e su tassi di variazione mensili. Tutte le regressioni, con la parziale eccezione di quelle relative ai prezzi dei beni di investimento e consumo, presentano residui fortemente autocorrelati, probabile sintomo di una carenza di specificazione e dell'omissione di variabili rilevanti. Torneremo tuttavia più oltre su tale aspetto, comune anche alla quantificazione del sondaggio sull'inflazione tendenziale, per rilevare come esso possa essere generalmente collegato alla mancata spiegazione del valore "normale" o "stazionario" sottinteso di volta in volta dagli operatori.

Grazie alla forte correlazione tra le serie diversamente quantificate, per ciascuna variabile esaminata le divergenze tra il migliore ed il peggiore coefficiente di determinazione fatto registrare dai differenti metodi non superano mai i 5 punti percentuali e non di rado si limitano al massimo ad un punto e mezzo. Tale risultato appare inatteso soprattutto per il vantaggio teorico dei metodi basati sui dati - quello di Anderson e quello fattoriale - rispetto a quelli probabilistici nell'estrazione efficiente delle informazioni contenute nelle osservazioni. In realtà il potere risolutivo virtuale dei primi viene probabilmente attenuato dalla semplicità delle tre alternative poste da ciascun quesito e dalla forte dipendenza lineare tra le quote di risposte rilevate, che finisce per ridurre ad uno i gradi di libertà dei dati (v. nota 28). Appare dunque cruciale il confronto tra i diversi metodi sul terreno dei sondaggi con cinque risposte. Prima di illustrare i risultati di tale analisi è tuttavia interessante segnalare alcune regolarità che emergono dalla quantificazione dei quesiti su produzione e prezzi.

Nel caso della produzione i metodi basati sui dati consentono un accostamento con gli indicatori di riferimento generalmente migliore di quelli probabilistici. Tale accostamento non sembra inoltre peggiorare nel passaggio dalle stime dei parametri della [10] e della [16] effettuate sull'intero campione a quelle limitate ai soli primi 36 dati (relativi, tra l'altro, ad un periodo - il 1978-1980 - piuttosto tormentato per il sistema industriale italiano), a conferma della sostanziale uniformità dei comportamenti tenuti dagli intervistati. Tra i metodi probabilistici, d'altro canto, consegue un lieve vantaggio quello di Fische e Lahiri, mentre il saldo si dimostra comunque piuttosto affidabile. I risultati settoriali, infine, non risultano generalmente superiori a quelli ottenuti direttamente per l'indice generale,

probabilmente a causa della maggiore rilevanza a livello disaggregato delle differenze tra il campione ISTAT e quello del sondaggio ISCO.

Meno univoci appaiono i risultati ottenuti per i prezzi di produzione, probabilmente anche a causa del particolare andamento della serie di riferimento, che ha richiesto tra l'altro l'impiego di una dummy sul gennaio 1986 e 1987 per valutare correttamente la correlazione con le serie quantificate. Per l'indice generale e per i beni intermedi viene infatti ribadita la lieve superiorità di entrambi i metodi basati sui dati, mentre per gli altri settori soltanto quello di regressione si rivela preferibile. Tra i metodi probabilistici il metodo di Carlucci fornisce, a sua volta, i risultati migliori per i tre settori ma non per l'indice generale. Per questo sondaggio, inoltre, l'accostamento con l'indice aggregato risulta, come atteso, intermedio tra quelli raggiunti a livello settoriale.

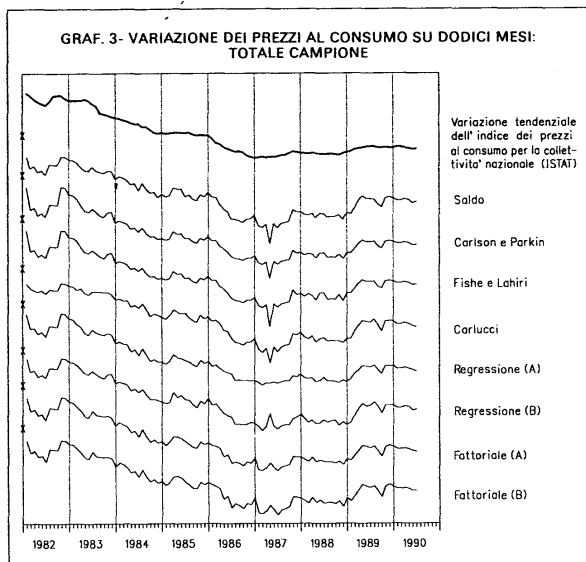
#### 7.4. I quesiti a cinque modalità

Nella sperimentazione condotta sui quesiti a cinque modalità circa l'inflazione al consumo le distanze tra le prestazioni dei diversi metodi appaiono più evidenti sia sfruttando a pieno le informazioni contenute nella maggiore disaggregazione delle risposte, sia rinunciando a tale conoscenza aggiuntiva. Per valutare il potere risolutivo dei diversi metodi illustreremo in dettaglio i risultati ottenuti utilizzando tutte e cinque le quote di risposte rilevate, mentre impiegheremo un'aggregazione delle quote su tre modalità per apprezzare la sensibilità delle procedure all'impoverimento della base informativa.

Come si desume dalle tavole 25, 28, 31 e 34 e dal Grafico 3 - relativo al solo indicatore aggregato - la correlazione tra le differenze prime delle serie quantificate scende in alcuni casi al di sotto del 70% e le corrispondenti funzioni di autocorrelazione, riportate nelle tavole 26, 29, 32 e 35, risultano ora più differenziate. Sembrano emergere inoltre alcune discriminanti sia tra i metodi probabilistici che tra quelli basati sui dati.

La correlazione tra il saldo e le serie quantificate con le procedure probabilistiche diminuisce infatti drasticamente rispetto al caso di tre modalità, evidenziando la specificità di tale formulazione rispetto a quella di Carlson e Parkin. Le serie quantificate con il metodo di Carlson e Parkin e con la modifica suggerita da Fische e Lahiri sembrano invece ancora piuttosto simili, a conferma del ruolo prevalentemente tecnico delle ipotesi sulla distribuzione delle valutazioni tra gli individui. Abbastanza differenti da tutte le altre appaiono inoltre le serie ottenute tramite la procedura di Carlucci, la cui impostazione teorica all'interno dei metodi probabilistici è in effetti particolare.

Risulta ancora generalmente discreta la stabilità dei metodi basati sui dati, che producono serie standardizzate abbastanza simili sia nella stima sul campione di 36 dati che su quello completo, con la sola eccezione del



metodo fattoriale applicato ai giudizi dei lavoratori indipendenti. Il metodo di regressione e quello fattoriale si differenziano maggiormente, facendo registrare anche nella versione A una correlazione massima di circa l'80%; si riduce infine drasticamente il legame tra tali quantificazioni e quelle probabilistiche.

Permangono, d'altra parte, le differenze tra la funzione di autocorrelazione dell'inflazione tendenziale rilevata e quella delle serie quantificate. Queste ultime sembrano presentare una maggiore variabilità (che si riflette in una componente di lungo periodo meno pronunciata) ed evidenziano inoltre una stagionalità non conforme a quella della serie ISTAT. Difficilmente generalizzabili appaiono invece le divergenze tra le strutture autocorrelative delle diverse serie, che sembrano dunque dipendere essenzialmente dalla specifica natura dei dati trattati.

Tav. 25 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: totale

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo ponderato	.956	.02979	1.00										
2 Carlson Parkin	1.028	.02075	.92	1.00									
3 Fishe Lahiri	1.013	.01699	.94	.96	1.00								
4 Carlucci	.764	.00748	.87	.79	.81	1.00							
5 Regressione (a)	9.027	40991	.68	.80	.71	.70	1.00						
6 Regressione (b)	9.338	40333	.68	.80	.71	.70	1.00	1.00					
7 Fattoriale (a)	-.213	94480	.70	.72	.63	.68	.83	.83	1.00				
8 Fattoriale (b)	-11.327	98496	.67	.66	.58	.64	.72	.72	.98	1.00			

Tav. 26 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: totale

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo ponderato	-.33	.21	.03	-.13	.09	-.30	.19	-.07	-.01	.19	-.13	.18
Carlson Parkin	-.22	.14	.04	-.01	-.06	-.26	.10	-.13	.01	.09	-.05	.18
Fishe Lahiri	-.29	.14	.04	-.02	.00	-.28	.14	-.12	.01	.08	-.06	.18
Carlucci	-.25	.16	.06	-.12	.17	-.32	.18	-.01	-.02	.16	-.15	.23
Regressione (a)	-.16	.12	.04	.03	-.08	-.20	.00	.05	-.04	.01	.06	.07
Regressione (b)	-.14	-.01	.01	.08	-.09	-.15	.01	.13	-.04	-.04	.09	-.02
Fattoriale (a)	-.20	.09	-.01	.01	-.02	-.25	.14	-.05	.00	.07	.05	.07
Fattoriale (b)	-.25	.11	-.05	.01	.02	-.27	.20	-.10	.03	.05	.05	.05
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 27 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: totale

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo ponderato	13.478	32.025	.910	1.272	.627
Carlson Parkin	19.533	35.997	.928	1.143	.796
Fishe Lahiri	23.660	32.545	.913	1.254	.767
Carlucci	53.732	32.543	.913	1.254	.477
Regressione (a)	1.006	49.504	.960	.845	.882
Regressione (b)	1.014	41.381	.944	1.003	.752
Fattoriale (a)	.433	42.628	.947	.975	.812
Fattoriale (b)	.413	38.111	.935	1.083	.805

Tav. 28 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo ponderato	833	03114	1.00										
2 Carlson Parkin	951	01984	.92	1.00									
3 Fishe Lahiri	949	01680	.88	.98	1.00								
4 Carlucci	729	00827	.84	.83	.81	1.00							
5 Regressione (a)	9.042	40550	.82	.86	.79	.84	1.00						
6 Regressione (b)	9.896	35660	.82	.86	.79	.84	1.00	1.00					
7 Fattoriale (a)	-.029	94174	.88	.72	.70	.67	.62	.62	1.00				
8 Fattoriale (b)	-9.448	83808	.83	.78	.72	.62	.66	.66	.61	1.00			

Tav. 29 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo ponderato	-.30	-.02	.12	.02	-.15	-.06	.03	-.01	.01	-.02	.21	-.06
Carlson Parkin	-.25	-.01	.06	.02	-.07	-.12	-.07	-.04	.17	-.18	.23	-.03
Fishe Lahiri	-.27	-.04	.12	-.02	-.04	-.10	-.07	-.03	.18	-.19	.20	-.02
Carlucci	-.21	-.11	.02	.06	-.06	-.01	-.06	.06	-.07	.06	.22	-.08
Regressione (a)	-.32	.05	-.03	.09	-.05	-.12	-.04	.04	.07	-.09	.19	-.09
Regressione (b)	-.44	.17	-.15	.14	-.03	-.09	-.07	.06	.08	-.12	.16	-.15
Fattoriale (a)	-.37	.04	.05	.07	-.22	.03	.02	.03	-.08	.07	.13	-.03
Fattoriale (b)	-.36	.02	-.02	.08	-.14	.00	.03	-.05	-.03	-.06	.39	-.24
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 30 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo ponderato	12.881	31.671	.908	1.285	.803
Carlson Parkin	20.360	34.604	.922	1.185	.894
Fishe Lahiri	23.923	32.357	.912	1.260	.851
Carlucci	48.491	31.840	.909	1.279	.744
Regressione (a)	1.005	39.305	.939	1.053	1.119
Regressione (b)	1.140	37.531	.933	1.099	1.337
Fattoriale (a)	.409	22.744	.836	1.718	.617
Fattoriale (b)	.478	31.610	.908	1.288	1.144

Tav. 31 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime									
			1	2	3	4	5	6	7	8		
1 Saldo ponderato	.942	.03008	1.00									
2 Carlson Parkin	1.020	.02084	.85	1.00								
3 Fishe Lahiri	1.007	.01687	.85	.99	1.00							
4 Carlucci	.756	.00763	.88	.75	.75	1.00						
5 Regressione (a)	9.040	40808	.81	.87	.81	.84	1.00					
6 Regressione (b)	8.369	50881	.81	.87	.81	.84	1.00	1.00				
7 Fattoriale (a)	-.194	94424	.93	.80	.77	.88	.82	.82	1.00			
8 Fattoriale (b)	-11.477	1.01243	.89	.67	.66	.80	.63	.63	.96	1.00		

Tav. 32 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo ponderato	-.11	.17	-.04	-.10	.01	-.23	.11	-.02	-.03	.15	-.11	.26
Carlson Parkin	-.08	.04	.07	.01	-.13	-.23	.02	-.10	-.04	.10	-.07	.21
Fishe Lahiri	-.16	.04	.10	-.04	-.06	-.21	.02	-.05	-.08	.15	-.11	.19
Carlucci	-.15	.08	-.02	.01	.07	-.26	.14	-.02	.01	.11	-.18	.27
Regressione (a)	-.01	.04	.01	.07	-.14	-.20	.02	-.07	.06	.00	-.04	.18
Regressione (b)	-.28	.22	-.10	-.12	.14	-.35	.21	-.06	.02	.13	-.12	.32
Fattoriale (a)	-.10	.13	-.06	-.03	.00	-.26	.11	-.09	.01	.10	-.08	.26
Fattoriale (b)	-.24	.18	-.11	-.07	.10	-.30	.16	-.11	.03	.10	-.07	.25
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 33 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo ponderato	13.441	34.836	.923	1.178	.534
Carlson Parkin	19.430	35.603	.926	1.154	.787
Fishe Lahiri	23.936	34.254	.921	1.196	.802
Carlucci	52.857	33.616	.918	1.217	.515
Regressione (a)	1.006	44.924	.952	.928	.775
Regressione (b)	.776	27.114	.879	1.477	.539
Fattoriale (a)	.432	39.666	.940	1.044	.703
Fattoriale (b)	.399	33.984	.920	1.205	.721

Tav. 34 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: inattivi

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo ponderato	1.058,02776	1.00											
2 Carlson Parkin	1.102	.02107	.79	1.00									
3 Fishe Lahiri	1.076	.01660	.72	.98	1.00								
4 Carlucci	.792	.00673	.53	.62	.63	1.00							
5 Regressione (a)	9.022	.40997	.70	.77	.68	.77	1.00						
6 Regressione (b)	9.160	.42709	.70	.77	.68	.77	1.00	1.00					
7 Fattoriale (a)	.252	.94652	.86	.76	.68	.68	.82	.82	1.00				
8 Fattoriale (b)	-13.048	1.14390	.91	.70	.64	.53	.62	.62	.94	1.00			

Tav. 35 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: inattivi

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo ponderato	-.26	.14	-.01	-.15	.13	-.15	.14	-.05	-.02	.16	-.09	.13
Carlson Parkin	-.21	-.07	.20	-.15	-.04	.05	-.01	-.12	-.03	.22	-.16	.09
Fishe Lahiri	-.21	-.10	.17	-.10	-.06	.05	.03	-.15	.00	.21	-.18	.10
Carlucci	-.36	.06	.12	-.23	.26	-.16	.05	.11	-.08	.00	.03	.06
Regressione (a)	-.37	.01	.17	-.20	.18	-.09	-.14	.21	-.16	.05	.14	-.08
Regressione (b)	-.34	-.02	.13	-.19	.09	-.07	.09	.07	-.06	.00	-.03	.00
Fattoriale (a)	-.42	.16	.03	-.20	.21	-.19	.12	-.04	-.06	.10	.01	.04
Fattoriale (b)	-.40	.23	-.07	-.18	.20	-.22	.25	-.15	.02	.14	-.13	.13
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 36 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: inattivi

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo ponderato	14.469	32.170	.911	1.267	.512
Carlson Parkin	19.365	39.949	.940	1.037	.873
Fishe Lahiri	24.462	37.239	.932	1.107	.839
Carlucci	59.001	28.804	.891	1.400	.550
Regressione (a)	1.004	47.461	.957	.880	1.268
Regressione (b)	.945	34.161	.920	1.199	.968
Fattoriale (a)	.432	41.740	.945	.995	1.099
Fattoriale (b)	.351	32.209	.911	1.266	.736

Come si vede dalle tavole 27, 30, 33 e 36, l'accostamento delle serie quantificate con le rilevazioni ufficiali dell'inflazione appare complessivamente soddisfacente, con coefficienti di determinazione solo in due casi inferiori al 90%. Ciò sembra confermare che, a parte alcuni episodi particolari, l'aumento dei prezzi percepito dalle diverse categorie di consumatori è abbastanza vicino a quello rilevato dall'indice ISTAT. Tale risultato si presta tuttavia ad una duplice interpretazione: da un lato esso può dimostrare la capacità delle rilevazioni ufficiali di misurare la perdita di benessere percepita dalle famiglie, dall'altro potrebbe essere semplicemente la conseguenza della tempestiva diffusione dei dati ufficiali e della credibilità da essi acquisita.

Come era nelle attese, nei quesiti a cinque modalità i metodi probabilistici sembrano mostrare un accostamento con l'indicatore di riferimento generalmente inferiore a quello delle procedure basate sui dati. In particolare, nella versione A il metodo di regressione consegue sempre i risultati migliori e in quella B fallisce soltanto nel caso delle valutazioni degli occupati dipendenti. Il metodo fattoriale, a sua volta, presenta sempre un accostamento di poco inferiore a quello di Anderson in entrambe le versioni, registrando una "caduta" soltanto per i lavoratori indipendenti.

Tra i metodi probabilistici si dimostra abbastanza soddisfacente l'ipotesi di normalità della distribuzione delle valutazioni, che sembra appropriata in una situazione, come quella effettiva, nella quale le opinioni riguardano una medesima grandezza aggregata (la variazione dell'indice generale dei prezzi) sulla quale le valutazioni degli intervistati differiscono solo per una componente casuale. Per lo stesso motivo risulta invece controproducente l'ipotesi di Carlucci circa la variabilità della forma della distribuzione, come pure l'eccessiva semplificazione introdotta dal saldo ponderato.

Come per i quesiti a tre risposte, anche per quello più articolato sull'inflazione i residui della regressione tra indicatore di riferimento e serie quantificate presentano una forte autocorrelazione, che sembra ancora riconducibile alla mancata specificazione del tasso di inflazione ritenuto nei diversi periodi trascurabile e "normale" dagli intervistati. Tale problema si presenta per tutti i metodi esaminati, ma appare più evidente per il saldo e per la procedura di Carlucci. Queste ultime, infatti, mantengono le ipotesi più rigide sull'ordinamento cardinale delle valutazioni e non consentono dunque di seguire in alcun modo eventuali spostamenti relativi dei valori di riferimento.

Una corretta valutazione delle diverse procedure non può trascurare la loro efficienza nell'estrazione delle informazioni contenute nei sondaggi. Per avere indicazioni in merito è utile confrontare l'accostamento conseguito utilizzando tutte e cinque le quote di risposte con quello che si avrebbe da un sondaggio più semplice nel quale gli intervistati avessero a disposizione soltanto tre risposte alternative: quanto maggiore è la perdita di accostamento subito nel passaggio ad una simile inchiesta, tanto maggiore dovrebbe essere la sensibilità del metodo all'ampiezza ed alla qualità delle



informazioni utilizzate. Una simile sperimentazione è stata condotta considerando "in aumento" i prezzi giudicati molto o abbastanza evolutivi e "stazionari" anche quelli ritenuti in lieve aumento (30). Per il metodo di Carlson e Parkin e per quello di Fische e Lahiri ciò equivale ad utilizzare la formula [3] in luogo della [9]. I risultati sono riportati nelle tavole da 37 a 48.

Come si vede, le serie quantificate secondo tale convenzione hanno un andamento piuttosto diverso tra loro (vedi le tavole sulla correlazione tra le differenze prime) e presentano una struttura autocorrelativa più differenziata. In tutti i casi, inoltre, l'accostamento con l'indicatore di riferimento e l'autocorrelazione dei residui peggiorano notevolmente.

Tale peggioramento, tuttavia, è molto più marcato per il metodo di Carlucci e per quello fattoriale, che utilizzano infatti le informazioni campionarie in modo più intenso (anche se non necessariamente più efficiente). Nel primo, infatti, l'evoluzione delle quote determina ad ogni rilevazione la forma della distribuzione di probabilità e quindi l'aggregazione delle risposte influisce direttamente su un aspetto cruciale della procedura di quantificazione; nel metodo fattoriale, d'altro canto, l'aggregazione può invece mascherare la vera struttura delle relazioni tra una quota e l'altra e finisce quindi per portare ad una stima inefficiente dei parametri della [16]. Risulta invece inaspettatamente "robusto" il metodo di Anderson che in linea di principio avrebbe invece dovuto risentire negativamente del vincolo arbitrario imposto ai parametri della [10] tramite l'aggregazione. E' probabile, tuttavia, che tale caratteristica del metodo di regressione sia attribuibile essenzialmente al peso delle informazioni esterne introdotte dalla variabile endogena.

La maggiore sensibilità della procedura di Carlucci e di quella fattoriale ad un arricchimento dell'informazione campionaria, pur costituendo un titolo di merito sul piano teorico, li rende d'altra parte meno robusti rispetto ad eventuali anomalie nei risultati dei sondaggi. Entrambi inoltre, richiedendo la stima iniziale di alcuni parametri, sono particolarmente esposti alla propagazione degli errori connessi a osservazioni anomale all'interno del periodo di stima. Essi non sembrano dunque appropriati nel caso di sondaggi condotti su campioni poco stabili o distorti.

### 7.5. Un tentativo di specificazione del valore "normale"

Come si è detto, in quasi tutte le regressioni tra l'indicatore di riferimento  $y$  e ciascuna serie quantificata  $q$  i residui risultano fortemente autocorrelati. Data la natura del problema è tuttavia improbabile che ciò dipenda dalla mancata specificazione dinamica delle equazioni poiché le

(30) Tale aggregazione differisce da quella "naturale" ottenuta sommando tutte le risposte "in aumento", ma ha consentito di ottenere risultati migliori in termini di accostamento con gli indicatori di riferimento.

Tav. 37 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: totale (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.732	.012915	1.00										
2 Carlson Parkin	1.717	.056464	.54	1.00									
3 Fische Lahiri	1.489	.036665	.49	.98	1.00								
4 Carlucci	.821	.002915	.66	.37	.42	1.00							
5 Regressione (a)	9.105	.394359	.46	.59	.52	.56	1.00						
6 Regressione (b)	8.408	.501945	.21	.49	.43	.43	.97	1.00					
7 Fattoriale (a)	.094	.941716	.82	.23	.22	.38	-.13	-.38	1.00				
8 Fattoriale (b)	-13.778	2.229334	.77	.18	.17	.33	-.21	-.45	1.00	1.00			

Tav. 38 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: totale (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.40	.23	-.03	-.07	.05	-.22	.17	-.07	.05	.10	-.04	.07
Carlson Parkin	-.17	.04	.02	.12	-.22	-.19	.06	-.17	.01	-.02	.03	.13
Fische Lahiri	-.20	.00	.02	.09	-.15	-.19	.07	-.14	.01	-.04	.00	.19
Carlucci	-.11	.11	-.02	-.09	.07	-.24	.13	.04	-.06	.15	-.04	.13
Regressione (a)	-.08	-.04	-.05	.08	-.10	-.16	.12	.07	.03	-.01	.07	.01
Regressione (b)	-.12	-.12	-.04	.10	-.09	-.12	.07	.10	.02	-.09	.12	-.03
Fattoriale (a)	-.51	.05	.00	-.01	.06	-.13	.07	-.02	.04	-.06	.06	.00
Fattoriale (b)	-.50	.02	.00	.00	.05	-.12	.06	.00	.04	-.08	.08	-.01
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 39 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: totale (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	29.926	23.310	.843	1.683	.491
Carlson Parkin	7.030	28.562	.890	1.411	.790
Fische Lahiri	10.762	27.106	.879	1.477	.867
Carlucci	108.112	11.316	.557	2.827	.125
Regressione (a)	1.004	28.012	.886	1.435	.409
Regressione (b)	.789	27.851	.895	1.443	.528
Fattoriale (a)	.324	10.525	.521	2.940	.774
Fattoriale (b)	.106	6.832	.311	3.525	.538

Tav. 40 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.677	.014507	1.00										
2 Carlson Parkin	1.545	.063762	.55	1.00									
3 Fishe Lahiri	1.378	.036368	.43	.98	1.00								
4 Carlucci	.803	.004488	.80	.56	.55	1.00							
5 Regressione (a)	9.106	.390845	.95	.68	.59	.89	1.00						
6 Regressione (b)	9.035	.451105	.98	.63	.53	.86	.99	1.00					
7 Fattoriale (a)	.131	.946600	.50	-.17	-.29	.04	.22	.34	1.00				
8 Fattoriale (b)	-10.201	1.072990	.55	-.12	-.25	.09	.27	.40	1.00	1.00			

Tav. 41 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.39	.09	.01	.09	-.18	-.02	.04	.00	.05	-.02	.09	-.04
Carlson Parkin	-.47	.12	.07	-.02	-.12	-.02	.08	-.22	.19	-.13	.10	-.01
Fishe Lahiri	-.50	.08	.10	-.05	-.10	-.02	.15	-.24	.14	-.02	.01	.01
Carlucci	-.33	.06	-.04	.12	-.22	-.01	.10	.01	-.14	.18	.10	-.13
Regressione (a)	-.40	.13	-.06	.13	-.20	.02	.01	.01	.00	.01	.13	-.10
Regressione (b)	-.39	.11	-.03	.12	-.19	.00	.03	.01	.02	.00	.12	-.08
Fattoriale (a)	-.53	.12	-.08	.04	-.04	-.02	.06	-.10	.15	-.04	-.09	.11
Fattoriale (b)	-.52	.11	-.06	.04	-.04	-.02	.07	-.09	.15	-.05	-.09	.11
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 42 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	26.915	24.991	.861	1.586	.683
Carlson Parkin	7.331	26.852	.877	1.490	1.207
Fishe Lahiri	10.682	24.111	.852	1.635	1.352
Carlucci	74.443	13.082	.627	2.592	.289
Regressione (a)	1.003	25.743	.868	1.546	.726
Regressione (b)	.868	25.532	.866	1.557	.698
Fattoriale (a)	.347	12.533	.607	2.662	.919
Fattoriale (b)	.319	13.969	.658	2.485	.937

Tav. 43 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.728	.012955	1.00										
2 Carlson Parkin	1.699	.059973	.57	1.00									
3 Fishe Lahiri	1.474	.039036	.53	.99	1.00								
4 Carlucci	.818	.003194	.75	.27	.32	1.00							
5 Regressione (a)	9.098	.394530	.81	.68	.70	.79	1.00						
6 Regressione (b)	8.173	.526505	.97	.65	.63	.80	.93	1.00					
7 Fattoriale (a)	.144	.942759	.54	-.01	-.11	.14	-.05	.32	1.00				
8 Fattoriale (b)	-13.833	1.593673	.53	-.02	-.12	.12	-.07	.30	1.00	1.00			

Tav. 44 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.19	.22	-.07	-.08	-.06	-.13	.08	.03	.01	.15	-.09	.20
Carlson Parkin	-.12	.17	-.09	.10	-.20	.21	.07	-.23	-.01	-.17	.26	.06
Fishe Lahiri	-.15	.14	-.09	.10	-.17	.20	.07	-.21	-.02	-.15	.24	.06
Carlucci	-.25	.27	-.11	-.06	.02	-.22	.07	-.05	.03	.22	-.15	.27
Regressione (a)	-.13	.12	-.14	.03	-.01	-.24	.09	-.01	.06	.08	-.06	.21
Regressione (b)	-.14	.20	-.11	-.03	-.07	-.19	.11	-.01	.05	.10	-.06	.22
Fattoriale (a)	-.50	.04	.05	-.16	.19	-.02	-.17	.18	-.22	.32	-.23	.01
Fattoriale (b)	-.50	.04	.05	-.16	.19	-.02	-.17	.18	-.22	.32	-.23	.01
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 45 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	30.327	26.178	.871	1.523	.390
Carlson Parkin	6.538	25.785	.868	1.543	.715
Fishe Lahiri	10.014	25.206	.863	1.574	.754
Carlucci	99.258	11.469	.564	2.805	.164
Regressione (a)	1.005	28.205	.887	1.426	.462
Regressione (b)	.750	27.291	.880	1.469	.389
Fattoriale (a)	.347	12.367	.601	2.684	.718
Fattoriale (b)	.200	11.634	.571	2.782	.707

Tav. 46 - Caratteristiche statistiche delle serie quantificate  
Inflazione tendenziale: inattivi (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	Media	S.E.	Correlazione tra le differenze prime										
			1	2	3	4	5	6	7	8			
1 Saldo	.776	.011184	1.00										
2 Carlson Parkin	1.930	.065873	.41	1.00									
3 Fishe Lahiri	1.635	.043248	.30	.98	1.00								
4 Carlucci	.832	.002046	.42	.34	.41	1.00							
5 Regressione (a)	9.119	.385854	.93	.57	.50	.64	1.00						
6 Regressione (b)	8.170	.542549	.76	.65	.63	.76	.94	1.00					
7 Fattoriale (a)	.029	.948716	.48	-.26	-.40	-.39	-.13	-.20	1.00				
8 Fattoriale (b)	-16.546	1.821746	.47	-.27	-.40	-.39	-.12	-.21	1.00	1.00			

Tav. 47 - Funzione di autocorrelazione delle differenze prime delle serie quantificate e di quella di riferimento  
Inflazione tendenziale: inattivi (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Saldo	-.19	-.10	-.10	-.01	-.04	.03	.08	-.05	.05	.05	-.04	.10
Carlson Parkin	-.28	-.18	.15	.01	-.29	.31	-.06	-.10	-.13	.23	-.17	.12
Fishe Lahiri	-.28	-.21	.13	.01	-.28	.35	-.07	-.09	-.12	.17	-.12	.09
Carlucci	-.22	.02	.02	-.22	.08	.04	.13	-.02	-.02	-.05	-.07	.07
Regressione (a)	-.15	.07	-.06	-.08	-.01	-.02	.12	.00	.05	.05	-.11	.08
Regressione (b)	-.16	.01	-.01	-.17	.04	-.05	.16	.03	.01	.06	-.16	.07
Fattoriale (a)	-.37	-.05	-.03	-.14	.04	.06	.13	-.06	-.13	.07	-.01	.12
Fattoriale (b)	-.37	-.05	-.03	-.14	.05	.06	.13	-.06	-.13	.07	-.01	.12
Serie di riferimento	.44	.24	.10	-.13	.02	.12	.09	.27	.14	-.08	-.03	-.31

Tav. 48 - Accostamento rispetto all'indicatore di riferimento  
Inflazione tendenziale: inattivi (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	k	t	R <sup>2</sup>	S.E.	DW
Saldo	34.523	23.152	.841	1.693	.319
Carlson Parkin	5.896	24.061	.851	1.638	1.036
Fishe Lahiri	8.814	21.456	.820	1.803	1.090
Carlucci	132.324	8.412	.409	3.267	.124
Regressione (a)	1.003	23.557	.846	1.668	.311
Regressione (b)	.712	23.262	.842	1.686	.372
Fattoriale (a)	.337	11.672	.572	2.777	.790
Fattoriale (b)	.173	11.318	.557	2.826	.783

opinioni quantificate riguardano per definizione gli indicatori correnti. E' possibile, invece, che nella regressione sia stata omessa qualche variabile rilevante che le serie quantificate non riescono, d'altra parte, a spiegare in modo soddisfacente. Tale fattore può essere connesso, in particolare, al valore "normale" o "stazionario" dei fenomeni sottinteso dagli operatori, che può essere mutato sistematicamente nel corso del tempo dando luogo ad una progressiva divaricazione tra l'andamento di lungo periodo dei fenomeni e quello delle serie quantificate.

In base alle considerazioni espone nel paragrafo 2, è possibile descrivere l'evoluzione di tale andamento in base ad uno specifico modello teorico del fenomeno analizzato (come fanno, ad esempio, Conti e Visco (1982) per le scorte). In alternativa si possono formulare almeno due approssimazioni dell'andamento "normale": una "oggettiva", espressa in funzione delle osservazioni quantitative disponibili sul fenomeno, e l'altra "soggettiva", dipendente dalle opinioni espresse in passato dagli intervistati. La prima si fonda sull'ipotesi che il fenomeno oscilli in media attorno al valore normale e consiste in una media ponderata delle ultime realizzazioni dell'indicatore di riferimento osservato. Ciò suggerisce di introdurre nella regressione un adeguato numero di ritardi della variabile y ed esclude dunque la possibilità di valutare i fenomeni in termini assoluti tramite le sole risposte ai sondaggi congiunturali senza ricorrere ad una contestuale rilevazione quantitativa sul passato di y.

La seconda approssimazione presuppone che le quote di risposte, e di conseguenza le serie quantificate, presentino in condizioni "normali" una configurazione caratteristica, dipendente essenzialmente dalla distribuzione (stabile) delle posizioni individuali attorno a quella media. Una deviazione permanente della serie quantificata da tale valore critico q\* prelude dunque, alla lunga, ad un adeguamento nello stesso senso del valore "normale" y\* del fenomeno secondo uno schema del tipo

$$[19] \quad y_t^* = y^* + d(q_{t-1} - q^*) + v_t,$$

con  $d > 0$ . In tal caso una proxy dell'andamento normale sarebbe correlata con una media ponderata delle ultime realizzazioni della serie quantificata e la regressione statica dovrebbe essere quindi integrata con i ritardi di tale serie. In base alle sole informazioni ricavate dai sondaggi congiunturali sarebbe allora possibile una valutazione assoluta di y anche in mancanza di misurazioni alternative.

L'evoluzione del valore normale potrebbe d'altra parte essere determinata dall'interazione di entrambi i meccanismi di aggiustamento. Una formulazione dinamica generale delle relazioni tra indicatore osservato e serie quantificata, che comprende come casi particolari entrambe le approssimazioni di y\*, è dunque la seguente:

$$[20] \quad y_t = c + k q_t + a_1 y_{t-1} + \dots + a_s y_{t-s} + b_1 q_{t-1} + \dots + b_s q_{t-s} + u_t$$

dove l'ordine  $s$  del ritardo massimo dipende dalla natura delle serie. Nella [20] l'ipotesi "oggettiva" implica che sia  $b_1 = \dots = b_s = 0$  e quella "soggettiva" che sia  $a_1 = \dots = a_s = 0$ . L'ipotesi generale che l'andamento di  $y^*$  sia contestualmente determinato da entrambi i fattori comporta invece che non tutti i parametri  $a_i$  e  $b_i$  siano nulli.

Al fine di verificare l'adeguatezza delle diverse approssimazioni del valore "normale" nel trattamento dei singoli sondaggi sono stati dunque condotti gli opportuni test  $F$  sulle corrispondenti forme vincolate della [20] stimate per tutti i quesiti e le serie quantificate esaminate. Per accertare che il contributo esplicativo della serie quantificata corrente sia aggiuntivo, e non complementare, rispetto a quello dalle variabili ritardate introdotte è stato inoltre condotto un test  $t$  sulla significatività del singolo parametro  $k$  sotto le diverse ipotesi. In tutti i casi è stata valutata la permanenza dei sintomi di cattiva specificazione dinamica connessi all'autocorrelazione nei residui. Il test utilizzato è quello del moltiplicatore di Lagrange che, a differenza di quello di Durbin e Watson risulta consistente anche in presenza di endogene ritardate tra i regressori.

I risultati sono riportati nelle tavole 49 - 80 e sono generalmente favorevoli alla specificazione "oggettiva" di  $y^*$  per tutti i metodi di quantificazione, con alcune eccezioni limitate alla produzione di beni di investimento ed alla variazione dei prezzi ex fabrica. Tale formulazione supera infatti il test  $F$  e, ad esclusione del livello della produzione di beni di consumo, anche quello sulla mancanza di autocorrelazione del primo ordine tra i residui. La specificazione "soggettiva" può essere invece sicuramente preferita per i prezzi dei beni di investimento e, se si esclude il metodo di regressione, anche per quelli di consumo. La specificazione generale, d'altro canto, sembra richiesta soltanto dalla produzione dei beni di investimento e dal sondaggio sui prezzi dei beni di consumo quantificato tramite il metodo di Anderson.

Com'era nelle attese, la validità delle ipotesi non sembra dunque dipendere tanto dal metodo di quantificazione adottato quanto dalla natura dei quesiti. Quelli che fanno riferimento ad un valore "normale" (previsto esplicitamente dal sondaggio sulla produzione e sottinteso nel caso dell'inflazione al consumo dalla nozione di prezzi che aumentano "abbastanza") richiedono generalmente la specificazione di tale valore in funzione dell'andamento effettivo dei fenomeni e non delle sole opinioni espresse su di essi in precedenza. I quesiti che prevedono tra le risposte la "stazionarietà" del fenomeno forniscono invece un punto di riferimento più preciso agli intervistati, che al massimo può oscillare attorno ad una soglia costante come nella [19].

Tav. 49 - Test sulla specificazione dinamica  
Livello della produzione: totale industria

METODO	$a_i = 0$				$b_i = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo	.939	4.685	14.252	11.910	.975	2.983	.770	2.631	.975	3.020	4.097
Carlson Parkin	.938	4.731	14.381	12.180	.975	3.010	.810	2.753	.974	3.041	4.321
Fishe Lahiri	.942	4.588	13.573	9.833	.976	2.966	.773	2.939	.975	3.002	4.676
Carlucci	.934	4.885	15.017	15.979	.974	3.062	.793	3.007	.973	3.096	6.069
Regressione (a)	.945	4.433	12.734	7.168	.976	2.931	.830	2.577	.976	2.958	4.289
Regressione (b)	.950	4.237	11.354	4.198	.977	2.906	.886	2.556	.976	2.924	4.848
Fattoriale (a)	.949	4.291	11.755	4.955	.976	2.912	.869	2.559	.976	2.932	4.659
Fattoriale (b)	.952	4.155	10.723	3.160	.977	2.901	.914	2.561	.976	2.914	5.174

Tav. 50 - Significatività dell'indicatore quantificato  
Livello della produzione: totale industria

METODO	$a_i = 0$		$b_i = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	20.053	2.144	24.921	7.047	23.875	3.754
Carlson Parkin	9.102	2.068	11.497	6.836	11.236	3.772
Fishe Lahiri	10.031	2.364	11.678	7.176	11.561	3.959
Carlucci	35.583	2.061	42.552	6.428	41.731	3.618
Regressione (a)	.305	2.580	.348	7.445	.333	3.991
Regressione (b)	.241	3.030	.251	7.636	.242	4.165
Fattoriale (a)	.320	2.895	.343	7.596	.329	4.115
Fattoriale (b)	.480	3.246	.481	7.678	.466	4.246

Modello non vincolato:

$$y_t = c + k q_t + a_1 y_{t-1} + \dots + a_{12} y_{t-12} + b_1 q_{t-1} + \dots + b_{12} q_{t-12} + \text{dummy stagionali} + u_t$$

$F$  = test  $F$  sulle ipotesi indicate

Valori critici della  $F(12,101)$  al 5% e al 10%: 1.849, 1.612

LM(1) = test del moltiplicatore di Lagrange sull'autocorrelazione del primo ordine distribuito con un  $\chi^2$  con un grado di libertà.

Valori critici al 5% e al 10%: 3.842, 2.706

$t$  =  $t$  di Student sulla significatività del parametro  $k$

Tav. 51 - Test sulla specificazione dinamica  
Livello della produzione: beni intermedi

METODO	$a_j = 0$				$b_j = 0$				Stima non vincolata			
	$R^2$		S.E.		$R^2$		S.E.		$R^2$		S.E.	LM(1)
	$R^2$	S.E.	F	LM(1)	$R^2$	S.E.	F	LM(1)	$R^2$	S.E.	LM(1)	
Saldo	.940	4.350	11.807	18.183	.972	2.968	1.000	1.821	.972	2.968	4.774	
Carlson Parkin	.939	4.384	11.981	19.479	.972	2.991	1.075	1.921	.972	2.979	5.432	
Fishe Lahiri	.943	4.250	11.015	16.307	.972	2.964	1.031	2.116	.972	2.959	5.356	
Carlucchi	.936	4.475	11.904	21.457	.971	3.033	.917	2.752	.971	3.047	8.358	
Regressione (a)	.942	4.259	11.106	16.129	.972	2.953	.966	1.780	.972	2.958	4.321	
Regressione (b)	.944	4.187	10.480	14.495	.973	2.943	.919	1.762	.972	2.956	4.048	
Fattoriale (a)	.947	4.099	9.630	12.493	.973	2.936	.840	1.768	.972	2.961	3.886	
Fattoriale (b)	.946	4.107	9.710	12.673	.973	2.936	.848	1.766	.972	2.960	3.891	

Tav. 52 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Livello della produzione: beni intermedi

METODO	$a_j = 0$		$b_j = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
	Saldo	10.113	1.504	17.300	6.308	16.977
Carlson Parkin	4.547	1.451	7.898	6.122	7.689	3.439
Fishe Lahiri	5.053	1.685	8.072	6.344	7.941	3.635
Carlucchi	17.657	1.381	29.764	5.773	29.415	3.210
Regressione (a)	.189	1.654	.307	6.433	.303	3.658
Regressione (b)	.164	1.801	.256	6.512	.252	3.746
Fattoriale (a)	.178	2.016	.261	6.571	.255	3.826
Fattoriale (b)	.280	1.995	.413	6.568	.404	3.821

Tav. 53 - Test sulla specificazione dinamica  
Livello della produzione: beni investimento

METODO	$a_j = 0$				$b_j = 0$				Stima non vincolata			
	$R^2$		S.E.		$R^2$		S.E.		$R^2$		S.E.	LM(1)
	$R^2$	S.E.	F	LM(1)	$R^2$	S.E.	F	LM(1)	$R^2$	S.E.	LM(1)	
Saldo	.911	7.117	9.774	8.403	.949	5.382	1.988	2.287	.954	5.120	4.153	
Carlson Parkin	.911	7.104	9.847	8.351	.949	5.376	2.043	1.959	.954	5.101	3.564	
Fishe Lahiri	.916	6.921	9.300	5.968	.949	5.368	2.242	2.008	.955	5.046	4.506	
Carlucchi	.900	7.558	11.917	14.069	.951	5.288	1.536	2.112	.954	5.144	2.468	
Regressione (a)	.908	7.233	10.181	10.062	.949	5.369	1.831	2.136	.954	5.147	3.493	
Regressione (b)	.912	7.077	9.639	7.852	.949	5.388	2.050	2.354	.954	5.111	4.416	
Fattoriale (a)	.918	6.844	8.845	4.755	.948	5.461	2.575	3.239	.955	5.055	6.937	
Fattoriale (b)	.918	6.829	8.749	4.469	.947	5.500	2.717	3.776	.955	5.058	7.953	

Tav. 54 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Livello della produzione: beni investimento

METODO	$a_j = 0$		$b_j = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
	Saldo	13.307	1.490	24.700	4.460	18.612
Carlson Parkin	5.799	1.396	11.684	4.496	8.963	2.692
Fishe Lahiri	5.706	1.439	11.357	4.540	8.603	2.677
Carlucchi	35.897	2.024	51.069	4.969	42.829	3.151
Regressione (a)	.133	1.522	.241	4.534	.180	2.600
Regressione (b)	.099	1.479	.186	4.428	.140	2.599
Fattoriale (a)	.141	1.414	.263	4.010	.199	2.448
Fattoriale (b)	.180	1.407	.322	3.780	.243	2.331

Tav. 55 - Test sulla specificazione dinamica  
Livello della produzione: beni di consumo

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo	.933	4.936	10.282	14.554	.967	3.488	.922	5.358	.966	3.503	5.207
Carlson Parkin	.932	4.970	10.314	13.013	.966	3.518	.966	5.248	.966	3.524	5.522
Fishe Lahiri	.934	4.904	10.013	12.333	.967	3.489	.914	5.126	.966	3.505	5.579
Carlucchi	.929	5.079	10.725	12.719	.966	3.548	.922	4.425	.965	3.562	5.940
Regressione (a)	.938	4.744	9.024	11.100	.967	3.456	.842	5.730	.967	3.486	5.710
Regressione (b)	.943	4.558	7.842	7.396	.968	3.445	.874	5.540	.967	3.469	6.508
Fattoriale (a)	.938	4.744	9.022	11.094	.967	3.456	.842	5.730	.967	3.486	5.711
Fattoriale (b)	.942	4.596	8.074	8.120	.968	3.445	.853	5.631	.967	3.473	6.351

Tav. 56 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Livello della produzione: beni di consumo

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	21.204	3.173	13.084	4.016	12.570	2.475
Carlson Parkin	9.555	3.063	5.791	3.735	5.675	2.401
Fishe Lahiri	9.646	3.196	5.975	4.006	5.875	2.551
Carlucchi	33.935	2.849	21.393	3.440	19.298	2.158
Regressione (a)	.287	3.144	.197	4.301	.180	2.512
Regressione (b)	.168	3.008	.133	4.400	.116	2.566
Fattoriale (a)	.260	3.144	.179	4.301	.184	2.512
Fattoriale (b)	.338	3.031	.261	4.398	.229	2.544

Tav. 57 - Test sulla specificazione dinamica  
Regressione con dummy puntuali su B6.1 e B7.1  
Variazione dei prezzi: totale industria

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo	.473	.305	1.484	9.397	.482	.302	.455	14.066	.477	.304	14.934
Carlson Parkin	.480	.303	1.433	9.067	.487	.301	.601	14.548	.484	.302	14.162
Fishe Lahiri	.480	.303	1.419	8.913	.487	.301	.664	14.721	.484	.302	13.824
Carlucchi	.468	.306	1.499	9.782	.480	.303	.298	13.507	.473	.305	15.817
Regressione (a)	.484	.302	1.138	8.423	.490	.300	.400	13.600	.485	.302	14.513
Regressione (b)	.489	.300	.873	7.809	.495	.299	.284	12.929	.488	.301	14.454
Fattoriale (a)	.486	.301	1.043	8.180	.492	.300	.368	13.402	.486	.301	14.445
Fattoriale (b)	.482	.303	1.195	8.576	.489	.300	.415	13.701	.484	.302	14.570

Tav. 58 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Regressione con dummy puntuali su B6.1 e B7.1  
Variazione dei prezzi: totale industria

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	2.958	3.935	2.568	4.132	2.852	3.786
Carlson Parkin	1.372	3.963	1.168	4.219	1.329	3.833
Fishe Lahiri	1.233	3.949	1.039	4.219	1.196	3.823
Carlucchi	6.709	3.937	5.964	4.091	6.444	3.767
Regressione (a)	1.001	3.899	.870	4.272	.970	3.757
Regressione (b)	1.163	3.790	1.022	4.348	1.128	3.649
Fattoriale (a)	.028	3.871	.024	4.304	.027	3.730
Fattoriale (b)	.036	3.911	.031	4.252	.035	3.769

Modello non vincolato:

$$y_t = c + kq_t + a_1 y_{t-1} + b_1 q_{t-1} + dummy + u_t$$

Valori critici della F(1,55) al 5% e al 10%: 4.016, 2.799

Tav. 59 - Test sulla specificazione dinamica  
 Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
 Variazione dei prezzi: beni intermedi

METODO	$a_j = 0$			$b_j = 0$			Stima non vincolata				
	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)		
Saldo	.307	.577	10.203	11.566	.413	.531	.230	1.722	405	.535	.898
Carlson Parkin	.304	.579	10.432	11.802	.412	.532	.283	1.789	404	.535	.776
Fishe Lahiri	.302	.579	10.528	11.879	.411	.532	.309	1.796	403	.536	.706
Carlucci	.310	.576	9.906	11.371	.414	.531	.133	1.553	404	.535	1.135
Regressione (a)	.317	.573	8.884	11.239	.411	.532	.038	1.518	401	.537	1.566
Regressione (b)	.311	.576	8.500	12.130	.403	.536	.043	.887	393	.540	2.700
Fattoriale (a)	.309	.577	10.064	11.474	.413	.531	.221	1.746	405	.535	.923
Fattoriale (b)	.307	.577	10.242	11.593	.413	.531	.231	1.714	405	.535	.892

Tav. 60 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
 Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
 Variazione dei prezzi: beni intermedi

METODO	$a_j = 0$		$b_j = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	3.341	3.029	2.308	3.049	2.650	2.537
Carlson Parkin	1.953	3.005	1.095	3.022	1.235	2.531
Fishe Lahiri	1.403	2.991	.945	3.007	1.117	2.525
Carlucci	7.413	3.056	5.260	3.056	5.817	2.519
Regressione (a)	.911	2.898	.653	3.013	.694	2.289
Regressione (b)	.894	2.760	.681	2.862	.638	2.018
Fattoriale (a)	.047	3.023	.032	3.053	.037	2.525
Fattoriale (b)	.064	3.031	.045	3.047	.051	2.540

Tav. 61 - Test sulla specificazione dinamica  
 Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
 Variazione dei prezzi: beni investimento

METODO	$a_j = 0$			$b_j = 0$			Stima non vincolata				
	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)		
Saldo	.769	.238	.001	.051	.753	.246	3.798	1.113	.765	.240	.065
Carlson Parkin	.736	.254	.099	.100	.729	.257	1.548	.071	.732	.256	.039
Fishe Lahiri	.722	.261	.168	.184	.719	.262	.891	.005	.718	.263	.073
Carlucci	.790	.227	.004	.238	.774	.235	4.152	1.891	.786	.229	.251
Regressione (a)	.790	.227	.057	.930	.771	.237	5.087	3.541	.786	.229	.901
Regressione (b)	.790	.227	.057	.926	.771	.237	5.090	3.537	.786	.229	.897
Fattoriale (a)	.729	.258	.095	.035	.722	.261	1.419	.164	.724	.260	.003
Fattoriale (b)	.748	.248	.037	.004	.737	.254	2.418	.452	.743	.251	.006

Tav. 62 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
 Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
 Variazione dei prezzi: beni investimento

METODO	$a_j = 0$		$b_j = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	2.861	5.727	2.473	5.196	2.860	5.662
Carlson Parkin	1.081	4.579	.934	4.432	1.075	4.510
Fishe Lahiri	.875	4.094	.770	4.097	.869	4.032
Carlucci	6.845	6.460	6.137	5.898	6.849	6.385
Regressione (a)	.873	6.413	.793	5.775	.874	6.363
Regressione (b)	.904	6.415	.821	5.776	.905	6.365
Fattoriale (a)	.021	4.389	.018	4.212	.021	4.336
Fattoriale (b)	.029	5.011	.025	4.671	.029	4.949

Tav. 63 - Test sulla specificazione dinamica  
 Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
 Variazione dei prezzi: beni di consumo

METODO	a <sub>1</sub> = 0			b <sub>1</sub> = 0			Stima non vincolata				
	R <sup>2</sup>	S.E.	F	LM(1)	R <sup>2</sup>	S.E.	F	LM(1)	R <sup>2</sup>	S.E.	LM(1)
Saldo	.731	.174	2.789	1.119	.723	.177	4.504	1.230	.740	.171	6.339
Carlson Parkin	.712	.180	1.306	1.866	.709	.181	1.903	2.600	.714	.180	6.388
Fishe Lahiri	.706	.182	.995	2.794	.704	.183	1.373	3.069	.706	.182	6.274
Carlucci	.743	.170	3.816	.807	.731	.174	6.643	.717	.755	.166	6.194
Regressione (a)	.756	.166	6.016	.277	.735	.173	11.256	.135	.776	.159	4.951
Regressione (b)	.758	.165	6.360	.227	.735	.173	12.209	.102	.779	.158	4.713
Fattoriale (a)	.689	.187	.358	2.961	.689	.187	.328	4.903	.685	.188	6.011
Fattoriale (b)	.693	.186	.468	2.769	.693	.186	.480	4.563	.690	.187	6.052

Tav. 64 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
 Regressione con dummy puntuali su 86.1 e 87.1  
 Variazione dei prezzi: beni di consumo

METODO	a <sub>1</sub> = 0		b <sub>1</sub> = 0		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	1.238	2.843	1.458	3.349	1.289	3.001
Carlson Parkin	.486	2.230	.585	2.811	.491	2.260
Fishe Lahiri	.409	2.021	.495	2.598	.412	2.036
Carlucci	3.013	3.172	3.488	3.609	3.160	3.398
Regressione (a)	.492	3.604	.541	3.761	.540	4.086
Regressione (b)	.362	3.681	.393	3.770	.400	4.201
Fattoriale (a)	.006	1.486	.006	1.945	.005	1.468
Fattoriale (b)	.008	1.632	.009	2.129	.008	1.616

Tav. 65 - Test sulla specificazione dinamica  
 Inflazione tendenziale: totale

METODO	a <sub>1</sub> = 0			b <sub>1</sub> = 0			Stima non vincolata				
	R <sup>2</sup>	S.E.	F	LM(1)	R <sup>2</sup>	S.E.	F	LM(1)	R <sup>2</sup>	S.E.	LM(1)
Saldo ponderato	.922	1.151	652.664	88.553	.995	.303	1.636	.269	.995	.301	.094
Carlson Parkin	.944	.979	461.596	80.545	.995	.300	.927	.102	.995	.301	.117
Fishe Lahiri	.930	1.087	574.546	84.078	.995	.302	1.021	.199	.995	.302	.123
Carlucci	.918	1.180	678.348	90.378	.995	.304	1.111	.343	.995	.304	.106
Regressione (a)	.968	.742	257.887	74.719	.995	.295	1.111	.064	.995	.294	.556
Regressione (b)	.954	.879	371.991	78.693	.995	.298	1.039	.193	.995	.297	.174
Fattoriale (a)	.957	.855	349.102	78.606	.995	.298	1.000	.077	.995	.298	.320
Fattoriale (b)	.947	.946	431.040	81.104	.995	.300	.934	.072	.995	.300	.190

Tav. 66 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
 Inflazione tendenziale: totale

METODO	a <sub>1</sub> = 0		b <sub>1</sub> = 0		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo ponderato	5.948	3.511	.369	1.081	.658	1.356
Carlson Parkin	8.747	4.132	.966	1.769	1.195	1.661
Fishe Lahiri	10.114	3.832	.838	1.376	1.118	1.382
Carlucci	27.304	3.492	1.309	.935	2.542	1.187
Regressione (a)	.513	4.996	.095	2.657	.105	2.340
Regressione (b)	.529	5.015	.069	2.242	.100	2.560
Fattoriale (a)	.213	4.736	.030	2.205	.037	2.160
Fattoriale (b)	.192	4.476	.023	1.914	.029	1.995

Modello non vincolato:

$$y_t = c + kq_t + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + b_1 q_{t-1} + b_2 q_{t-2} + u_t$$

Valori critici della F(2,94) al 5% e al 10%: 3.093, 2.360



Tav. 67 - Test sulla specificazione dinamica  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo ponderato	.928	1.102	595.056	82.807	.995	.303	1.599	.505	.995	.301	.106
Carlson Parkin	.944	.971	453.191	77.259	.995	.300	.690	.383	.995	.301	.112
Fishe Lahiri	.935	1.047	531.785	80.147	.995	.300	.557	.263	.995	.302	.125
Carlucci	.927	1.111	594.821	81.449	.995	.303	.695	.435	.995	.304	.078
Regressione (a)	.958	.841	326.911	72.824	.995	.300	.831	.748	.995	.301	.171
Regressione (b)	.958	.845	325.424	72.875	.995	.302	.367	.727	.995	.304	.362
Fattoriale (a)	.864	1.520	1157.778	89.939	.995	.305	1.511	.455	.995	.303	.093
Fattoriale (b)	.940	1.009	505.820	74.197	.995	.302	2.489	.669	.995	.297	.606

Tav. 68 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo ponderato	4.914	3.655	.371	1.164	.271	.679
Carlson Parkin	7.949	4.229	1.000	1.874	.842	1.316
Fishe Lahiri	9.205	4.027	1.067	1.810	1.045	1.461
Carlucci	20.716	4.010	1.443	1.198	1.210	.791
Regressione (a)	.396	4.739	.053	1.815	.042	1.251
Regressione (b)	.428	4.919	.050	1.543	.041	1.157
Fattoriale (a)	.155	3.035	.003	.384	.003	.276
Fattoriale (b)	.179	4.555	.017	1.467	.014	1.067

Tav. 69 - Test sulla specificazione dinamica  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo ponderato	.933	1.069	556.784	85.308	.995	.302	1.237	.180	.995	.301	.094
Carlson Parkin	.946	.957	440.169	77.151	.995	.299	.682	.095	.995	.300	.296
Fishe Lahiri	.941	1.004	484.688	80.045	.995	.301	.680	.075	.995	.302	.408
Carlucci	.925	1.128	615.763	88.320	.995	.304	1.207	.345	.995	.304	.154
Regressione (a)	.962	.803	300.962	73.645	.995	.299	1.277	.109	.995	.298	.310
Regressione (b)	.896	1.330	871.722	88.979	.995	.303	.643	.179	.995	.304	.283
Fattoriale (a)	.951	.915	398.219	78.970	.995	.300	.760	.095	.995	.300	.088
Fattoriale (b)	.935	1.052	534.440	82.869	.995	.301	.542	.126	.995	.302	.138

Tav. 70 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo ponderato	6.661	3.785	.515	1.424	.712	1.308
Carlson Parkin	9.979	4.584	1.094	1.962	1.482	1.930
Fishe Lahiri	11.645	4.449	1.145	1.734	1.546	1.867
Carlucci	27.863	3.883	1.107	.784	1.473	.696
Regressione (a)	.552	5.039	.067	1.992	.057	1.241
Regressione (b)	.329	3.275	.021	1.212	.036	1.488
Fattoriale (a)	.214	4.491	.024	1.894	.027	1.590
Fattoriale (b)	.174	4.022	.017	1.670	.022	1.618

Tav. 71 - Test sulla specificazione dinamica  
Inflazione tendenziale: inattivi

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo ponderato	.921	1.155	670.639	88.063	.995	.300	1.502	.074	.995	.299	.317
Carlson Parkin	.958	.844	362.635	76.678	.995	.289	1.001	.409	.995	.289	.039
Fishe Lahiri	.951	.910	418.217	79.666	.995	.292	1.015	.310	.995	.292	.134
Carlucchi	.903	1.282	827.809	91.975	.995	.303	1.782	.234	.995	.300	.174
Regressione (a)	.971	.701	239.890	72.620	.995	.288	1.407	.357	.995	.287	.077
Regressione (b)	.944	.978	477.179	81.248	.995	.297	1.429	.114	.995	.296	.108
Fattoriale (a)	.960	.827	331.357	78.482	.995	.294	.749	.064	.995	.295	.315
Fattoriale (b)	.927	1.115	612.444	86.421	.995	.300	.771	.081	.995	.301	.291

Tav. 72 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Inflazione tendenziale: inattivi

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo ponderato	6.890	3.548	.640	1.769	1.168	2.203
Carlson Parkin	8.390	4.800	1.792	3.327	2.132	3.292
Fishe Lahiri	10.752	4.775	1.927	2.954	2.411	3.064
Carlucchi	27.483	3.452	1.743	1.249	3.615	1.849
Regressione (a)	.432	5.426	.114	3.437	.112	3.132
Regressione (b)	.396	4.774	.055	2.277	.073	2.679
Fattoriale (a)	.189	4.817	.037	2.745	.040	2.672
Fattoriale (b)	.154	3.830	.016	1.808	.024	2.092

Tav. 73 - Test sulla specificazione dinamica  
Inflazione tendenziale: totale (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo	.861	1.535	1172.804	92.673	.995	.305	1.088	.371	.995	.305	.261
Carlson Parkin	.921	1.155	671.992	78.055	.995	.298	.861	.333	.995	.298	.598
Fishe Lahiri	.917	1.188	707.637	76.800	.995	.299	.702	.237	.995	.300	.597
Carlucchi	.569	2.703	3678.665	97.380	.995	.305	4.76	.490	.994	.307	.379
Regressione (a)	.899	1.310	862.785	88.530	.995	.303	1.599	.086	.995	.301	.283
Regressione (b)	.903	1.279	820.510	86.135	.995	.302	1.433	.081	.995	.301	.253
Fattoriale (a)	.664	2.386	2865.616	86.180	.995	.305	.564	.346	.994	.306	.318
Fattoriale (b)	.490	2.940	4383.333	86.757	.995	.305	.528	.285	.994	.306	.297

Tav. 74 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Inflazione tendenziale: totale (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	12.349	2.853	.296	.492	.937	.996
Carlson Parkin	3.277	4.344	.362	2.183	.533	2.479
Fishe Lahiri	4.924	4.637	.498	2.051	.696	2.350
Carlucchi	55.872	1.652	-.347	-.219	2.603	.735
Regressione (a)	-.537	3.759	.028	1.226	.075	1.124
Regressione (b)	.402	4.173	.024	1.376	.053	2.165
Fattoriale (a)	.133	3.641	-.002	-.462	-.002	-.429
Fattoriale (b)	.054	3.516	-.001	-.671	-.001	-.664

Tav. 75 - Test sulla specificazione dinamica  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo	.886	1.389	940.494	88.952	.995	.305	.562	.458	.994	.306	.250
Carlson Parkin	.924	1.135	643.666	78.881	.995	.300	1.264	.284	.995	.299	.085
Fishe Lahiri	.916	1.191	708.551	77.094	.995	.301	1.141	.230	.995	.300	.121
Carlucci	.656	2.414	2905.942	95.568	.995	.305	.170	.472	.994	.308	.301
Regressione (a)	.892	1.350	891.952	88.707	.995	.305	.888	.462	.995	.305	.150
Regressione (b)	.890	1.364	909.255	88.904	.995	.305	.755	.460	.994	.306	.186
Fattoriale (a)	.748	2.066	2130.095	81.204	.995	.305	.347	.467	.994	.307	.261
Fattoriale (b)	.778	1.942	1873.090	82.005	.995	.305	.280	.465	.994	.307	.278

Tav. 76 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Inflazione tendenziale: occupati indipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	9.977	3.133	.313	.556	.257	.336
Carlson Parkin	2.586	4.434	.289	1.814	.328	1.894
Fishe Lahiri	3.848	4.922	.366	1.712	.425	1.899
Carlucci	32.448	2.317	-.337	-.300	-.108	-.057
Regressione (a)	.382	3.312	.011	.492	.011	.380
Regressione (b)	.328	3.221	.010	.522	.009	.359
Fattoriale (a)	.125	3.622	.003	.588	.001	.264
Fattoriale (b)	.111	3.551	.003	.600	.001	.263

Tav. 77 - Test sulla specificazione dinamica  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo	.883	1.408	985.691	91.476	.995	.304	1.183	.305	.995	.304	.254
Carlson Parkin	.905	1.266	813.787	80.611	.995	.298	.687	.276	.995	.299	.748
Fishe Lahiri	.903	1.281	835.008	79.885	.995	.298	.787	.328	.995	.299	.922
Carlucci	.581	2.666	3545.346	97.502	.995	.305	.052	.477	.994	.308	.479
Regressione (a)	.901	1.298	828.318	88.795	.995	.304	.895	.179	.995	.304	.285
Regressione (b)	.891	1.357	911.976	90.664	.995	.304	1.117	.250	.995	.304	.253
Fattoriale (a)	.705	2.237	2505.957	88.057	.995	.305	.523	.445	.994	.307	.339
Fattoriale (b)	.684	2.315	2686.084	87.887	.995	.305	.506	.438	.994	.307	.334

Tav. 78 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Inflazione tendenziale: occupati dipendenti (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	14.197	3.011	.536	.813	1.212	1.097
Carlson Parkin	3.083	3.776	.321	2.180	.487	2.349
Fishe Lahiri	4.677	3.990	.470	2.133	.715	2.425
Carlucci	45.406	1.820	-.459	-.314	.251	.084
Regressione (a)	.507	3.665	.024	1.023	.050	1.427
Regressione (b)	.373	3.239	.015	.905	.035	1.248
Fattoriale (a)	.128	3.137	.000	.072	.000	.001
Fattoriale (b)	.075	3.160	.000	.040	.000	-.036

Tav. 79 - Test sulla specificazione dinamica  
Inflazione tendenziale: inattivi (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$				$b_1 = 0$				Stima non vincolata		
	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	F	LM(1)	$\bar{R}^2$	S.E.	LM(1)
Saldo	.854	1.572	1255.880	91.829	.995	.303	1.547	.132	.995	.302	.150
Carlson Parkin	.912	1.219	733.525	73.802	.995	.300	.419	.160	.995	.302	.283
Fishe Lahiri	.901	1.298	832.580	71.592	.995	.302	.507	.110	.995	.303	.232
Carlucci	.431	3.106	4911.990	97.502	.995	.305	.896	.486	.994	.306	.306
Regressione (a)	.859	1.546	1228.768	91.475	.995	.303	2.084	.090	.995	.300	.171
Regressione (b)	.861	1.536	1214.825	90.345	.995	.303	2.128	.078	.995	.300	.199
Fattoriale (a)	.712	2.209	2437.964	79.700	.995	.305	.421	.497	.994	.307	.375
Fattoriale (b)	.703	2.244	2518.040	79.391	.995	.305	.431	.495	.994	.307	.378

Tav. 80 - Significativita' dell'indicatore quantificato  
Inflazione tendenziale: inattivi (con 5 modalita' ridotte a 3)

METODO	$a_1 = 0$		$b_1 = 0$		Non vincolato	
	k	t	k	t	k	t
Saldo	16.205	2.830	.728	1.070	2.251	1.924
Carlson Parkin	2.454	5.381	.213	1.759	.249	1.896
Fishe Lahiri	3.713	5.757	.257	1.531	.303	1.706
Carlucci	57.380	1.537	-.168	-.087	4.057	1.081
Regressione (a)	.482	2.926	.023	1.144	.077	2.276
Regressione (b)	.331	3.154	.017	1.183	.051	2.338
Fattoriale (a)	.147	4.291	.001	.293	.000	.024
Fattoriale (b)	.077	4.321	.001	.273	.000	.007

In tutte le regressioni che incorporano un'adeguata spiegazione del valore "normale" l'accostamento tra serie quantificate e indicatori di riferimento risulta, d'altra parte, sostanzialmente uniforme per tutti i metodi di quantificazione. Le differenze più sensibili si registrano ancora per i prezzi dei beni di investimento e di consumo, dove la procedura di regressione e quella di Carlucci conseguono un lieve vantaggio su tutte le altre. Addirittura impercettibile risulta infine la perdita di accostamento associata all'aggregazione del quesito a cinque risposte sull'inflazione tendenziale.

Altrettanto caratteristico per ciascun quesito appare inoltre la variazione del contributo esplicativo delle serie quantificate nel passaggio dalla regressione statica a quella dinamica. Il parametro  $k$  nella [20] risulta infatti più che dimezzato rispetto alla regressione statica per la produzione e per l'inflazione al consumo (nella versione a 5 modalita'), mentre rimane quasi invariato per i prezzi ex fabbrica. Contrariamente ad una situazione di perfetta razionalità ed informazione degli intervistati, come quella prospettata nel paragrafo 2, le opinioni sui primi due fenomeni sembrano dunque incorporare in qualche modo anche informazioni sull'andamento del livello "normale" delle variabili.

Gli indicatori tratti dall'inchiesta sull'inflazione, a differenza di tutti gli altri, presentano tuttavia un contributo esplicativo generalmente modesto nella formulazione "oggettiva". Esso risulta addirittura statisticamente non significativo per il saldo e per il metodo di Carlucci e, nel solo caso degli occupati indipendenti, anche per quello fattoriale. Tra le serie ottenute raggruppando le risposte in tre modalita', infine, soltanto quelle quantificate con il metodo di Carlson e Parkin e di Fishe e Lahiri presentano parametri significativamente diversi da zero. Ciò conferma, da un lato, la forte perdita di informazioni provocata dall'aggregazione e, dall'altro, la robustezza, e quindi anche la scarsa sensibilità ai dati, dei metodi probabilistici tradizionali.

## 8. Conclusioni

L'interpretazione dei risultati dei sondaggi congiunturali in termini quantitativi rappresenta una sintesi delle opinioni espresse dagli intervistati e, come tale, comporta un'inevitabile perdita di informazioni rispetto a quelle qualitative originali. Contrariamente alle indicazioni fornite direttamente dai sondaggi, tale sintesi si presta tuttavia ad essere utilizzata all'interno degli schemi teorici convenzionali e risulta confrontabile con le rilevazioni statistiche quantitative.

La cosiddetta "quantificazione" dei risultati dei sondaggi si fonda sull'adozione di alcune ipotesi a priori sulla distribuzione delle valutazioni espresse dagli intervistati, come nei metodi probabilistici, oppure sull'impiego delle informazioni desumibili dalla successione nel tempo delle rispo-

ste al sondaggio e di eventuali rilevazioni statistiche sullo stesso fenomeno, come nei metodi di regressione ed in quello fattoriale proposto nel presente lavoro. Nessuna procedura di quantificazione può tuttavia superare il problema del significato intrinsecamente relativo delle risposte, che fanno infatti riferimento a nozioni, probabilmente variabili nel tempo e tra gli individui, come la "normalità" o la "stazionarietà" dei fenomeni. La specificazione dell'andamento "normale" costituisce dunque, forse più della scelta del metodo di quantificazione più appropriato, l'aspetto cruciale dell'impiego dei risultati dei sondaggi nella costruzione di indicatori su grandezze altrimenti non rilevate o registrate con una tempestività inferiore a quella consentita dalle inchieste congiunturali.

Ciò non deve indurre tuttavia a trascurare le assunzioni teoriche sottostanti i diversi metodi di quantificazione, poichè non è ovviamente corretto utilizzare le serie quantificate per verificare ipotesi già incorporate o contraddette nel metodo di costruzione dei dati. L'impiego del saldo, ad esempio, comporta una dispersione costante tra le valutazioni degli operatori e non si presta dunque ad analizzare tale aspetto. I metodi probabilistici, ad esclusione di quello di Carlucci, prevedono, a loro volta, la stabilità della struttura delle posizioni individuali e non consentono dunque di trattare aggregati la cui composizione presenta una rapida evoluzione. La procedura basata sulla regressione comporta l'ortogonalità tra le valutazioni soggettive e gli "errori" di valutazione ed è pertanto inapplicabile se si presume che tale condizione non sia soddisfatta. Il metodo fattoriale, dal canto suo, fondandosi sull'inerzia del comportamento dei singoli operatori, non risulta appropriato nel trattamento di sondaggi caratterizzati da un elevato tasso di rotazione degli intervistati.

Le ipotesi su cui si fondano i diversi metodi possono, d'altra parte, fornire una guida per la scelta nelle diverse situazioni. Dal punto di vista del campo di applicazione, ad esempio, è evidente che soltanto il metodo fattoriale ha validità generale per qualsiasi quesito, mentre quello di regressione richiede un indicatore di riferimento e tutti gli altri necessitano di modifiche o di assunzioni aggiuntive più o meno rilevanti a seconda del numero e del significato delle risposte alternative previste dai sondaggi. D'altra parte, soltanto i metodi probabilistici sono applicabili ai risultati di rilevazioni non ripetute nel tempo e risultano quindi indipendenti dalla disponibilità di una serie sufficientemente lunga di replicazioni successive dell'inchiesta. Essi costituiscono dunque l'unica possibilità per il trattamento dei sondaggi discontinui ed escludono, in tutti i casi, i rischi di propagazione degli errori connessi alla presenza di singoli risultati anomali.

Se si considera prioritaria la rigidità delle assunzioni sul comportamentamento degli intervistati, il saldo costituisce indubbiamente il metodo più restrittivo, mentre quello fattoriale attinge il massimo delle informazioni direttamente dal sondaggio. In posizione intermedia si pongono invece i metodi probabilistici, vincolati dalla distribuzione delle opinioni adottata, e quelli di regressione, che si fondano sulla corrispondenza

tra valutazioni soggettive e rilevazioni oggettive. Questi ultimi risultano invece preferibili sotto il profilo della compatibilità con le consuete rilevazioni quantitative, in quanto, a differenza di tutti gli altri metodi, garantiscono per definizione la massima correlazione lineare tra le quote di risposte e i corrispondenti indicatori di riferimento.

Se si intendono privilegiare i metodi che utilizzano la massima quantità di informazioni, quello di regressione costituisce ancora la scelta migliore a patto di disporre di un'adeguata rilevazione quantitativa di riferimento, mentre il metodo fattoriale appare quello teoricamente più appropriato se si vuole (o è necessario) utilizzare la sola informazione contenuta nei risultati complessivi del sondaggio.

L'analisi dei principali metodi di quantificazione evidenzia comunque alcuni problemi comuni, legati all'ipotesi che i punti di riferimento adottati dagli operatori, sotto forma di soglie di indifferenza o di valori associati alle diverse risposte, restino costanti nel tempo. Nel presente lavoro è stata pertanto condotta una sperimentazione, necessariamente limitata, tesa in primo luogo a confrontare la capacità dei diversi metodi di approssimare l'andamento delle rilevazioni statistiche convenzionali sugli oggetti dei corrispondenti quesiti, ed in secondo luogo a verificare la congruità di alcune semplici specificazioni del livello "normale" dei fenomeni.

I risultati ottenuti hanno dimostrato una discreta aderenza tra le indicazioni tratte dai sondaggi e quelle fornite dalle rilevazioni statistiche ufficiali. Si è inoltre rivelata la lieve superiorità dei metodi basati sui dati, particolarmente di quello di regressione, che tuttavia risulta spesso inferiore alle attese soprattutto nei sondaggi con tre sole risposte alternative. La semplicità di questo tipo di quesiti e la forte correlazione tra le quote di risposte mortificano infatti il maggiore potere risolutivo virtuale dei metodi che utilizzano più informazioni, cosicchè tutte le procedure finiscono per fornire indicazioni sostanzialmente simili sull'andamento dei diversi fenomeni. L'impiego delle serie quantificate in associazione ad una semplice specificazione in termini autoregressivi del valore "normale" delle variabili consente inoltre di spiegare l'andamento degli indicatori di riferimento con una precisione che non sembra dipendere dal metodo di quantificazione utilizzato. Ciò conferma che nel trattamento dei risultati dei sondaggi congiunturali resta cruciale la spiegazione del quadro di riferimento sottinteso dagli intervistati, sul quale, allo stato attuale, il sondaggio non può probabilmente fornire indicazioni esaustive a causa della natura intrinsecamente relativa dei quesiti. Un più efficiente trattamento delle informazioni quantitative contenute nei sondaggi richiede dunque, sul piano dell'analisi econometrica, la specificazione di adeguate approssimazioni dei valori di riferimento adottati di volta in volta dagli operatori e, su quello della rilevazione dei dati, indagini puntuali sui tali valori.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- ANDERSON O. (1952), *The Business Test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich and its Theoretical Model*, Revue de l'Institut International de Statistique, n. 20, pp.1-17.
- BATCHELOR R.A. (1981), *Aggregate Expectations Under the Stable Laws*, Journal of Econometrics, vol. 16, pp. 199-210.
- BATCHELOR R.A. (1986), *The Psychophysics of Inflation*, Journal of Economic Psychology, vol. 7, pp.269-90.
- BATCHELOR R. A., A. B. ORR (1987), *Inflation Expectations Revisited*, *Economica*, n. 55, pp.317-31.
- CARLSON J.A. (1975), *Are Prices Expectations Normally Distributed?*, Journal of American Statistical Association, n. 70, pp.749-54.
- BODO G., L.F. SIGNORINI (1985), *Uno schema per la previsione a breve termine della produzione industriale*, Banca d'Italia, Temi di Discussione, n.55.
- CARLSON J.A., M. PARKIN (1975), *Inflation Expectations*, *Economica*, vol. 42, pp.123-38.
- CARLSON J.A., H. E. RYDER (1973), *Quantitative Expectations from Qualitative Surveys: A Maximum Likelihood Approach*, presentato al convegno della Econometric Society.
- CARLUCCI F. (1982), *La costruzione di una serie mensile di aspettative di inflazione*, Note Economiche, n.2, pp.66-92.
- CARLUCCI F.E. GIOVANNINI (1984), *Un'analisi causale della congiuntura italiana negli anni '70*, Ricerche Economiche, n.2, pp.183-217.
- CONTI V., I. VISCO (1982), *The Determinants of Normal Inventories of Finished Goods in the Italian Manufacturing Sector*, presentato al II Simposio Internazionale sulle Scorte, Budapest.
- DE MENIL G. (1974), *Rationality in Popular Price Expectations*, non pubblicato, Princeton University.
- DE MENIL G., S.S. BHALLA (1975), *Direct Measurement in popular Price Expectations*, American Economic Review, vol.65, pp. 169-80.
- FISHE R.P.H., K. LAHIRI (1981), *On the Estimation of Inflationary Expectations from Qualitative Responses*, Journal of Econometrics, vol.16, pp.89-102.
- GOLDBERGER A.S. (1974), *Unobservable Variables in Econometrics*, in *Frontiers in Econometrics*, P. Zarembka (cur.), Academic Press, New York.
- ISCO (1990), *Obiettivi programmatici, previsioni macroeconomiche ed attese degli operatori*, 54° Rapporto semestrale, pp.111-21.
- JOHNSON N. L., S. KOTZ (1970), *Continuous Univariate Distribution*, J. Wiley, New York.
- JUSTER F. T. (1974), *Savings behavior, Uncertainty and Price Expectations*, The Economic Outlook for 1974, University of Michigan, Ann Arbor.
- KNÖBL A. (1974), *Price Expectations and Actual Price Behaviour in Germany*, International Monetary Fund Staff Papers, n.21, pp.83-100.
- KÖENIG H., M. NERLOVE, G. OUDIZ (1985), *On the Formation of Price Expectations: an Analysis of Business Test Data by Log-Linear Probability Models*, European Economic Review, vol. 29, pp.103-38.
- LEBART L., A. MORINEAU, N. TABARD (1982), *Techniques de la description statistique*, Dunod, Parigi.
- MADDALA, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Dependent Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New York.
- NERLOVE M. (1987), *Analysis of Business-Test Survey Data by means of Latent-Variables Models*, manoscritto non pubblicato.
- PAGAN, A. (1984), *Econometric Issue in the Analysis of Regressions with Generated Regressors*, *International Economic Review*, vol. 25, pp. 221-47.
- PAPADIA F., V. BASANO (1981), *EEC-DG II Inflationary expectations. Survey Based Inflationary Expectations for the EEC Countries*, CE, Economic Papers.
- PESARAN M.H. (1984), *Expectations Formation and Macroeconomic Modelling*, in *Contemporary Macroeconomic Modelling*, P. Malgrange e P.A. Muet (cur.), Blackwell, Oxford.
- SHUFORD H. (1970), *Subjective Variables in Economic Analysis: A study of Consumer Expectations*, tesi di Ph.D. non pubblicata, Yale University.
- THEIL H. (1952), *On the time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test*, Revue de l'Institut International de Statistique, n.2-3, pp. 105-20.
- THEIL H. (1966), *Applied Economic Forecasting*, North Holland, Amsterdam.
- VISCO I. (1984), *Price Expectations in Rising Inflation*, North Holland, Amsterdam.
- WACHTEL P. (1977), *Survey Measures of Expected Inflation and Their Potential usefulness*, in *Analysis of Inflation: 1965-1974*, J. Popkin (cur.), NBER-Ballinger, Cambridge.