

**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**Metodi per la stima in tempo reale della produzione industriale:  
una riconsiderazione e un confronto**

**di Giuseppe Schlitzer**



**Numero 191 - Marzo 1993**



**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**Metodi per la stima in tempo reale della produzione industriale:  
una riconsiderazione e un confronto**

**di Giuseppe Schlitzer**

**Numero 191 - Marzo 1993**

*La serie «Temi di discussione» intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.*

*I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.*

# METODI PER LA STIMA IN TEMPO REALE DELLA PRODUZIONE INDUSTRIALE: UNA RICONSIDERAZIONE E UN CONFRONTO

di Giuseppe Schlitzer (\*)

## Sommario

Nel lavoro si esaminano alcuni dei principali metodi per la stima in tempo reale della produzione industriale. La prima parte è dedicata al metodo econometrico della Banca d'Italia, basato sui consumi di energia elettrica. Nello studio si descrive la revisione a cui è stato sottoposto recentemente il modello utilizzato in seguito a un deterioramento della sua capacità previsiva e se ne presenta la versione attuale. Nella seconda parte vengono presi in considerazione alcuni metodi previsivi alternativi. Oltre al metodo della Confindustria, basato su sondaggi, vengono presentati alcuni modelli econometrici fondati sugli indicatori tratti dai sondaggi Isco-Me. Il confronto fornisce un utile termine di paragone per valutare appieno le potenzialità del modello che utilizza i dati sui consumi di elettricità e consente di esaminare l'utilità di un impiego congiunto dei diversi metodi. I risultati ottenuti mostrano come, mentre per le previsioni a un mese la performance del metodo Banca d'Italia si colloca su standard decisamente elevati, per le previsioni a due mesi considerevoli miglioramenti possano essere conseguiti da un uso combinato dei vari metodi analizzati.

## Indice

1. Introduzione .....	p. 4
2. Il metodo previsivo della Banca d'Italia .....	p. 6
2.1 Lo schema di previsione preesistente .....	p. 6
2.2 La revisione e l'attuale schema di previsione .....	P. 16
3. Alcuni metodi di previsione alternativi .....	p. 25
3.1 I metodi basati sui dati delle indagini Isco-Me .....	p. 25
3.2 Il metodo della Confindustria .....	p. 40
4. La combinazione delle previsioni .....	p. 42
5. Conclusioni e sintesi dei principali risultati ....	p. 46

---

(\*) Banca d'Italia, Servizio Studi.



## 1. Introduzione<sup>1</sup>

La possibilità di valutare tempestivamente e con la massima precisione possibile l'andamento corrente dell'attività economica riveste un ruolo di primo piano nell'analisi congiunturale. In Italia il ritardo informativo relativo alle principali variabili dell'attività economica rimane purtroppo ancora consistente. Nel caso dell'indice della produzione industriale, tuttora il principale "barometro" congiunturale, è noto che l'Istat ne comunica il valore, in via provvisoria, con circa un mese e mezzo di ritardo sul periodo di riferimento e, in via definitiva, con quasi tre mesi di ritardo.

Per ovviare ai ritardi informativi relativi all'indice di produzione industriale, i principali istituti impegnati nelle diagnosi congiunturali hanno percorso varie strade. L'IRS (Istituto per la ricerca sociale) e il Servizio Studi della Banca d'Italia sono ricorsi a metodi econometrici basati su dati di energia elettrica. Il CSC (Centro Studi Confindustria) ha preferito invece far ricorso a un sistema di sondaggi direttamente presso un panel di imprese. L'Isco, infine, si è concentrato su modelli econometrici basati sulle risultanze delle inchieste Isco-Mondo Economico<sup>2</sup>.

Per quanto concerne il metodo previsivo della Banca d'Italia, negli ultimi anni si è evidenziato un progressivo deterioramento di capacità previsiva del modello basato su

- 
1. L'autore è debitore nei confronti di numerose persone: Giorgio Bodo, Pietro Gennari, Guido Pellegrini, Salvatore Rossi e Ignazio Visco, per aver letto e commentato una precedente versione dell'articolo; Paolo Sestito, per aver seguito e incoraggiato il lavoro in tutte le sue fasi; un anonimo referee. Andrea Borsari, Liliana Pulcini e Luciana Santi hanno pazientemente collaborato alla preparazione del testo, dei grafici e delle tavole.
  2. Gennari (1992) fornisce un'ottima rassegna sull'argomento, anche con riferimento all'esperienza estera.

dati di elettricità, caratterizzato da una tendenza a sovrastimare il livello dell'attività produttiva. Il modello è stato così sottoposto ad un laborioso lavoro di revisione che ha portato a rivederne la specificazione funzionale senza alterarne la logica di fondo.

Scopo di questo lavoro è non tanto quello di illustrare il lavoro di revisione e descrivere il nuovo schema previsivo della Banca d'Italia, quanto quello di condurre un confronto con alcuni metodi o modelli previsivi alternativi. Oltre ad alcuni possibili modi di impiego degli indicatori dell'Isco, nel lavoro si esamina il metodo non econometrico del CSC. Il confronto, oltre a consentire una più adeguata valutazione della capacità previsiva del modello della Banca d'Italia nella versione attuale, permette di esaminare l'opportunità di un uso congiunto dei vari metodi. Stante la diversità delle fonti presso cui sono tratti i dati nei diversi metodi considerati, una combinazione di previsioni può infatti consentire di allargare l'informazione disponibile. Ciò vale in special modo per le stime relative al mese in corso, laddove, come verrà illustrato nel seguito, le potenzialità del metodo della Banca d'Italia sono considerevolmente ridimensionate.

Il lavoro è organizzato in tre parti. La prima è dedicata al metodo della Banca d'Italia; la seconda ai metodi previsivi alternativi; la terza all'uso congiunto dei diversi metodi analizzati.



## 2. Il metodo previsivo della Banca d'Italia

### 2.1 Lo schema di previsione preesistente

Seguendo un'indicazione emersa nel corso degli anni ottanta<sup>3</sup>, il Servizio Studi ha implementato, dall'estate 1985, uno schema di previsione basato su dati di energia elettrica. Lo schema si compone di due modelli econometrici; il primo (modello "mensile") consente di avere una stima, nei primi giorni del mese in corso, dell'indice di produzione del periodo precedente; il secondo (modello "quattordicinale") consente invece di stimare la produzione per lo stesso mese in corso, alla metà del mese medesimo, utilizzando dati di elettricità dei soli primi quattordici giorni di quest'ultimo<sup>4</sup>. I dati di elettricità impiegati per la previsione sono quelli relativi al flusso di energia "immesso in rete" dall'ENEL, disponibili in tempo praticamente reale<sup>5</sup>.

Prendendo a riferimento il modello "mensile", di cui quello quattordicinale è una semplice variante, la relazione produzione-energia elettrica è, nella versione Bodo-Signorini (1985), specificata come:

- 
3. In proposito si vedano Chiurazzi, Tresoldi e Valcamonici (1984), Ranci (1985), Bodo e Signorini (1985), Gutierrez e Saraceno (1988), Bodo, Cividini e Signorini (1988).
  4. I due modelli sono descritti in dettaglio rispettivamente in Bodo e Signorini (1985) e Bodo, Cividini e Signorini (1988).
  5. Al momento in cui si scrive il ritardo relativo ad altre informazioni di energia elettrica rimane considerevole. L'energia elettrica complessivamente richiesta sulla rete italiana è disponibile con circa un mese e mezzo di ritardo. Il ritardo è ancora più ampio nel caso dei consumi di energia della sola industria.

$$\begin{aligned} \text{(ENEL1)} \quad IP_t = & a_0 + \sum_{i=1}^{11} a_i S_{it} \\ & + b t \\ & + \sum_{j=1}^5 c_j El_{jt} \\ & + d_1 Temp_t + d_2 Temp_t^2 \\ & + e_1 IP_{t-1} + e_2 IP_{t-2} + e_3 IP_{t-12} + u_t, \end{aligned}$$

dove  $IP_t$  è l'indice di produzione industriale, rettificato per il diverso numero di giornate lavorative;  $S_{it}$  è una dummy stagionale mensile;  $t$  è un trend lineare;  $Temp_t$  è la temperatura media nazionale;  $IP_{t-k}$  è l'indice di produzione ritardato di  $k$  periodi;  $El_{jt}$  è l'energia immessa in rete dall'ENEL nel compartimento  $j$ , anch'essa rettificata; infine  $u_t$  è un disturbo casuale, assunto identicamente ed indipendentemente distribuito secondo una normale<sup>6</sup>.

Rimandando ai lavori citati alla nota 4 per un approfondimento delle motivazioni che sottostanno a (ENEL1), si rammenta brevemente che il trend lineare, le temperature e la disaggregazione per compartimenti geografici sono impiegati nel modello al fine di depurare l'energia elettrica immessa in rete dalle componenti "non industriali". Il termine di trend dovrebbe inoltre tener conto dell'andamento della produzione di energia delle aziende "indipendenti", la cui quota sul totale dell'energia era stata, almeno fino al 1985,

---

6. Rispetto alla specificazione inizialmente selezionata da Bodo e Signorini (1985) la relazione risulta modificata per la presenza dei due termini autoregressivi al 1° e 2° ritardo, inseriti per tener conto della presenza di autocorrelazione negli errori.

tendenzialmente decrescente<sup>7</sup>. Le temperature sono utilizzate come proxy per cogliere l'andamento dei consumi "domestici"<sup>8</sup>. La disaggregazione per compartimenti è impiegata per tener conto del peso della componente non industriale e della diversa intensità energetica nelle varie aree geografiche<sup>9</sup>. I termini al 1° e 2° ritardo sono impiegati per tener conto dell'autocorrelazione negli errori. Il termine al 12° ritardo, infine, è utilizzato allo scopo di cogliere i mutamenti nel pattern stagionale o la stagionalità residua, non cattu-

---

7. Sulla base di tali andamenti, il segno a priori atteso del coefficiente del termine di trend è negativo. Infatti il trend positivo dei consumi non industriali va sottratto, mentre quello (negativo) della quota di produzione delle aziende indipendenti va sommato al lato destro della relazione.

8. Poiché le temperature causano un aumento dei consumi di elettricità per uso domestico sia quando sono molto alte (refrigerazione, condizionamento) che quando sono molto basse (riscaldamento dell'acqua e degli ambienti), esse entrano nella relazione secondo una specificazione quadratica. In breve, se si denotano con UD i consumi di elettricità ad uso domestico, il legame con le temperature dovrebbe essere rappresentato da una relazione del tipo:

$$UD = t_1 \text{ Temp} + t_2 \text{ Temp}^2$$

Nonostante Temp possa assumere valori negativi, il punto di minimo di UD è plausibile pensare si situi in corrispondenza di un valore positivo delle temperature; perché ciò si verifichi è sufficiente che  $t_1$  e  $t_2$  abbiano segno opposto ( $t_1 < 0, t_2 > 0$ ). Ne consegue che anche  $d_1$  e  $d_2$  in (ENEL1) dovrebbero avere segno opposto ( $d_1 > 0, d_2 < 0$ ).

9. Con riferimento alle variabili rappresentative dei dati di elettricità, va ricordato che il territorio nazionale è suddiviso in otto compartimenti: Torino, Milano, Venezia, Firenze, Roma, Napoli, Cagliari e Palermo. Quelli considerati in (ENEL1) sono però solo i primi cinque, a suo tempo selezionati per ridurre l'elevato grado di multicollinearità delle stime, dovuto alla forte correlazione fra i dati dei diversi compartimenti (cfr. Bodo e Signorini, 1985).

rata dalle variabili dummies<sup>10</sup>.

Nelle tavv. 1a e 1b sono sintetizzati i risultati della stima di (ENEL1) sul periodo 1985.01-1990.12, rispettivamente per la versione mensile e quattordicinale.

Prendendo a riferimento il modello mensile, si può notare come il grado di accostamento risulti decisamente elevato, con un errore standard pari soltanto all'1,23 per cento del valore medio dell'indice di produzione nel periodo. I residui della regressione superano bene i test di normalità. Tuttavia il Lagrange Multiplier test segnala un'autocorrelazione al secondo ritardo e il test  $h$  di Durbin un'autocorrelazione positiva al primo ritardo<sup>11</sup>. L'indice condizionale segnala la presenza di multicollinearità. Il test di Breusch-Pagan, infine, evidenzia la presenza di eteroschedasticità nei residui. I valori delle  $t$  di Student, calcolati utilizzando la matrice di White per tener conto dell'eteroschedasticità, mostrano come tutte le variabili risultino significative al livello del 5 per cento, con eccezione dei compartimenti 3 (Venezia), 4 (Firenze) e 5 (Roma). I compartimenti 3 (Venezia) e 5 (Roma), in particolare, presentano

---

10. Al fine di cogliere eventuali cambiamenti strutturali sopravvenuti nel corso del tempo, la stima della relazione produzione-consumi di elettricità avviene secondo una tecnica di rolling regression su un periodo costante pari a sei anni.

11. Il Lagrange Multiplier test non indica traccia di autocorrelazione negli errori per ritardi superiori al 2°. Se si considera (ENEL1) senza i primi due termini autoregressivi, come nella versione originaria di Bodo e Signorini (1985), il test segnala invece un'autocorrelazione al 1° ritardo.

**STIME DEL MODELLO DI PREVISIONE ORIGINARIO**  
(1985.01-1990.12)  
(dati mensili rettificati)

Variabili	Stime(1)	Statistiche
El <sub>1</sub>	0,0195 (4,535)	$\bar{R}^2$ = 0,995
El <sub>2</sub>	0,0184 (5,647)	S <sub>R</sub> = 1,359
El <sub>3</sub>	-0,0096 (1,882)	T = 72
El <sub>4</sub>	0,0006 (0,105)	VM = 110,31
El <sub>5</sub>	-0,0066 (1,820)	S = 0,395
t	0,110 (2,480)	K = 3,753
IP <sub>-1</sub>	0,164 (2,926)	LMN = 3,573
IP <sub>-2</sub>	0,173 (2,797)	DW = 1,684
IP <sub>-12</sub>	-0,215 (2,303)	h = 1,747
Temp	0,740 (2,495)	MLM <sub>1</sub> = 2,01
Temp <sup>2</sup>	-0,0456 (4,552)	MLM <sub>2</sub> = 5,01*
		MLM <sub>12</sub> = 0,81
		BP <sub>L</sub> = 81,2**
		BP <sub>E</sub> = 2441,5**
		ARCH <sub>1</sub> = 1,359
		ARCH <sub>12</sub> = 61,188
		F = 3,824

## Legenda:

- $\bar{R}^2$  = coefficiente di determinazione corretto;    MLM<sub>j</sub> = modified Lagrange multiplier di ordine j  
 S<sub>R</sub> = errore standard della regressione;        per l'autocorrelazione negli errori  
 T<sup>R</sup> = numerosità del campione;                    (distribuito come una F);  
 VM = valore medio della variabile dipendente;    BP<sub>L</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione  
 S = coefficiente di skewness;                    lineare (distribuito come un  $\chi^2$ );  
 K = coefficiente di kurtosis;                    BP<sub>E</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione  
 LMN = Lagrange multiplier test per la normalità    esponenziale (distribuito come un  $\chi^2$ );  
       degli errori (distrib. come una F);        ARCH<sub>j</sub> = test ARCH di ordine j;  
 DW = indice di Durbin-Watson;                F<sub>j</sub> = test F della forma funzionale.  
 h = h di Durbin;                                    (1) In parentesi i t statistici di White in valore assoluto.
- \* Significativo al 5%; \*\* significativo all'1%.

**STIME DEL MODELLO DI PREVISIONE ORIGINARIO**  
(1985.01-1990.12)  
(dati quattordicinali rettificati)

Variabili	Stime(1)	Statistiche
El <sub>1</sub>	0,000237 (2,216)	$\bar{R}^2 = 0,994$
El <sub>2</sub>	0,000363 (5,402)	$S_R = 1,515$
El <sub>3</sub>	-0,000388 (3,573)	$T = 72$
El <sub>4</sub>	0,000063 (0,599)	$VM = 110,31$
El <sub>5</sub>	-0,000035 (0,419)	$S = 0,445$
IP <sub>-1</sub>	(2,363) (4,591)	$K = 4,246$
IP <sub>-2</sub>	0,199 (2,775)	$LMN = 7,03^*$
IP <sub>-12</sub>	-0,198 (1,753)	$DW = 1,910$
Temp	0,448 (1,399)	$h = 0,536$
Temp <sup>2</sup>	-0,0394 (3,341)	$MLM_1 = 0,08$
		$MLM_2 = 1,77$
		$MLM_{12} = 3,17$
		$BP_L = 155,1^{**}$
		$BP_E = --$
		$ARCH_1 = 0,488$
		$ARCH_{12} = 1,433$
		$F = 7,664^{**}$

## Legenda:

- $\bar{R}^2$  = coefficiente di determinazione corretto;  $BP_L$  = test di Breusch-Pagan - specificazione lineare (distribuito come un  $\chi^2$ );  
 $S_R$  = errore standard della regressione;  $BP_E$  = test di Breusch-Pagan - specificazione esponenziale (distribuito come un  $\chi^2$ );  
 $T$  = numerosità del campione;  $ARCH_j$  = test ARCH di ordine j;  
 $VM$  = valore medio della variabile dipendente;  $F_j$  = test F della forma funzionale.  
 $S$  = coefficiente di skewness;  
 $K$  = coefficiente di kurtosis;  
 $LMN$  = Lagrange multiplier test per la normalità degli errori (distrib. come una F);  
 $DW$  = indice di Durbin-Watson;  
 $MLM_j$  = modified Lagrange multiplier di ordine j per l'autocorrelazione negli errori (distribuito come una F);  
 (1) In parentesi i t statistici di White in valore assoluto.  
 \* Significativo al 5%; \*\* significativo all'1%.

dei segni negativi<sup>12</sup>. È da notare infine come il segno del coefficiente della variabile temporale sia positivo, a differenza di quanto ci si aspetterebbe a priori sulla base delle ipotesi di costruzione del modello discusse in precedenza (cfr. nota 5).

La qualità delle stime appare decisamente inferiore nel caso del modello quattordicinale, come si può constatare dai risultati riportati alla tav. 1b.

La capacità previsiva di (ENEL1), nella versione mensile, può essere valutata sulla base delle previsioni un passo avanti sul periodo 1991.01-1992.06. La radice dell'errore quadratico medio di previsione (RMSE) e l'errore medio assoluto (MAE) risultano, in rapporto al valore medio annuo della variabile dipendente, pari rispettivamente al 2,19 e all' 1,78 per cento<sup>13</sup>. La fig. 1 mostra come tale performance costituisca un deciso peggioramento rispetto al passato<sup>14</sup>. L'errore medio assoluto di previsione (MAE), dopo aver oscillato tra l'1 e l'1,5 per cento del valore medio dell'indice di produzione sul periodo di previsione, è andato sensibilmente crescendo dopo il 1990, per portarsi nel 1991 su valori del 2 per cento. Fatto ancor più preoccupante è che l'errore medio di previsione (ME) risulta sistematicamente negativo a partire dal secondo trimestre del 1988, segnalando così una tendenza del modello a sovrastimare il livello dell'attività

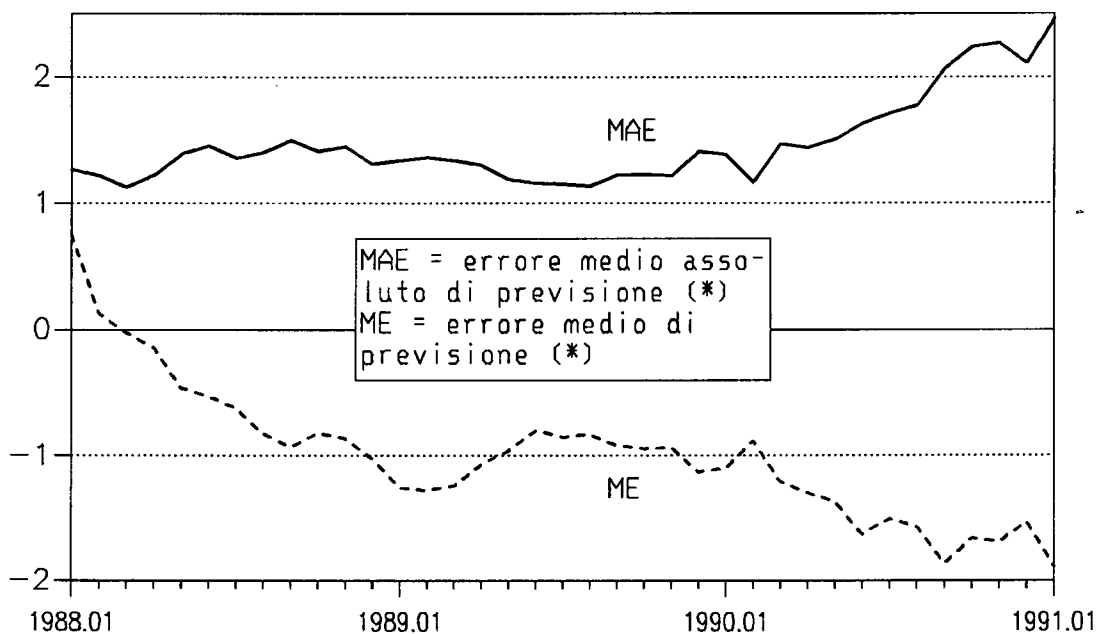
---

12. Il fatto che i coefficienti delle variabili compartimentali presentino dei segni "perversi", una circostanza già riscontrata da Bodo e Signorini (1985, pp. 38-42) è spiegabile in termini della forte collinearità esistente tra le variabili medesime (cfr. Greene, 1991).

13. Col modello di Bodo-Signorini originario, privo dei primi due termini ritardati, i due indicatori di performance si ragguagliano rispettivamente a 3,07 e 2,68.

14. Gli indicatori sono costruiti, sempre utilizzando la tecnica della rolling regression, su 12 previsioni a un passo.

CAPACITA' PREVISIVA DEL VECCHIO MODELLO  
(modello mensile: 1988-1991)



(\*) Calcolato su 12 previsioni un passo avanti a partire dalla data di riferimento. Il dato e' in % del valore medio dell'indice di produzione nel periodo di previsione.



produttiva; questa tendenza si è poi accentuata dopo il 1990.

Per meglio valutare la performance di (ENEL1) in fase previsiva si è effettuato un confronto con un semplice modello univariato. La specificazione adottata per quest'ultimo è quella più comune in letteratura<sup>15</sup>, ovvero:

$$IP_t' = c + (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^{12}) \mu_t$$

dove  $IP_t' = (1-L)(1-L^{12})IP_t$ , con L operatore di ritardo,  $\mu_t$  è un "disturbo bianco" e c una costante. Il termine al dodicesimo lag è inserito al fine di cogliere una stagionalità residua e/o mutamenti del pattern stagionale<sup>16</sup>. I risultati della stima del modello univariato sul periodo 1985.01-1990.12 sono<sup>17</sup>:

$$IP_t' = -0,08 + (1 + 0,71 L + 0,61 L^{12}) \mu_t$$

(0,10)            (0,15)    (0,07)

$$\sigma_\mu = 2,8$$

La capacità previsiva dei due modelli è riportata alla tav. 2. Come si vede sia l'RMSE che l'MAE ottenuti dall'analisi univariata non sono molto peggiori di quelli che si ottengono utilizzando (ENEL1) mensile. Il confronto in termi-

---

15. Crf. Bodo e Signorini (1985) e Bodo, Cividini e Signorini (1988).

16. Il pattern della funzione di autocorrelazione parziale, caratterizzato da una brusca interruzione al 2° ritardo, suggeriva la possibilità della presenza anche di due termini autoregressivi. Tale specificazione si è tuttavia rivelata inferiore in termini di forecast.

17. In parentesi gli errori standard delle stime.  $\sigma_\mu$  è la stima dell'errore standard di  $\mu_t$ .

**ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA**  
(1991.01-1992.06) (\*)

	Modello originario (ENEL1)	Modello univariato	Modello attuale a 8 compartimenti	Modello attuale (ENEL2)	Previsioni combinate (+)
RMSE	2,19	2,52	1,89	1,79	1,95
ME	-1,37	0,074	0,16	0,20	0,14
MAE	1,78	2,17	1,57	1,52	1,70
HAE	5,08	5,76	3,61	3,04	3,76

**Legenda:**

RMSE = radice dell'errore quadratico medio di previsione;

ME = errore medio di previsione;

MAE = errore medio assoluto di previsione;

HAE = più elevato errore di previsione.

(\*) Gli indici sono calcolati in percentuale del valore medio della variabile dipendente sul periodo di previsione.

(+) Le previsioni sono calcolate come media aritmetica delle previsioni ottenute col modello attuale e con quello univariato.

ni di ME, che mostra la tendenza di (ENEL1) a sovrastimare il livello dell'attività industriale, lascerebbe addirittura preferire il modello univariato, per il quale l'indicatore è prossimo allo zero.

## 2.2 La revisione e l'attuale schema di previsione

Il deterioramento sia della capacità previsiva che della "qualità" della regressione ha motivato il lavoro di revisione che è appunto sintetizzato in questa sezione. Il lavoro ha condotto a una riformulazione della relazione produzione-energia elettrica che tuttavia non ne ha alterato la logica sottostante.

I vari esperimenti effettuati sono stati condotti sul modello "mensile"; la valutazione dei risultati è stata basata in primo luogo sul grado di accostamento e sulla qualità in generale della regressione e in secondo luogo sulla capacità previsiva fuori dal campione. La specification search è stata condotta sul periodo 1985.01-1990.12, in modo da evitare i problemi legati al cambiamento di base dell'indice di produzione. La performance previsiva fuori dal campione è stata condotta sul periodo 1991.01-1992.06. Nella valutazione dei risultati si è in ogni caso verificata la loro robustezza al variare del periodo di stima.

Come modello di partenza su cui procedere per le modifiche si è preferito considerare una versione generalizzata del modello originario, comprendente tutti e otto i

compartimenti<sup>18</sup>. Si è già detto come tre dei cinque compartimenti considerati in (ENEL1) risultassero infatti non significativi. La risSelectedione, di cui si dirà più approfonditamente nel seguito, è stata rimandata al termine del lavoro di revisione, avendo essa conseguenze essenzialmente sulla capacità previsiva del modello<sup>19</sup>.

Dai risultati della sezione precedente risulta innanzitutto evidente l'incapacità di (ENEL1) nel cogliere appieno l'andamento dei consumi non industriali e la produzione di energia delle reti indipendenti. Tale incapacità è riflessa in alcune "anomalie" nel segno del coefficiente della variabile di trend. La non significatività di alcuni dei compartimenti considerati evidenzia inoltre l'esigenza di meglio tener conto dell'effetto di composizione dell'output industriale, innanzitutto attraverso una risSelectedione dei compartimenti medesimi. In proposito va tra l'altro ricordato che, rispetto al periodo su cui è stato selezionato il modello Bodo-Signorini, è mutata la struttura dei pesi utilizzati nella costruzione dell'indice di produzione, ora su base 1985=100. Tale struttura risulta profondamente cambiata a favore dei settori di base, notoriamente energy intensive, i quali non sono omogeneamente distribuiti sul territorio nazionale.

I punti di debolezza del modello ora menzionati hanno

---

18. Oltre che sperimentare modificazioni del modello originario si è provato a utilizzare alcune specificazioni funzionali alternative. Relazioni del tipo log-log e semi-log hanno dato però risultati decisamente inferiori al modello originario, così pure specificazioni dinamiche contenenti i termini ritardati dell'energia elettrica.

19. Come conseguenza di ciò non si è tenuto così particolarmente conto, a questo stadio di analisi, della forte multicollinearità delle stime, dovuta essenzialmente alla presenza di un'elevata correlazione tra i dati compartimentali.

suggerito di analizzare innanzitutto la possibilità di una maggiore disaggregazione dei dati e una differente configurazione del termine di trend, al fine di catturare in modo più efficace le componenti dei consumi non industriali e dell'energia non di fonte ENEL.

Con riferimento alla ripartizione dei consumi di energia elettrica, la tav. 3 mostra l'andamento crescente dei consumi non industriali nell'insieme degli anni ottanta. Come si può notare, tuttavia, su archi temporali brevi la tendenza non è univoca, come esemplificato nell'intervallo 1984-1990. Un discorso analogo vale per la componente di elettricità prodotta dalle aziende indipendenti, che sul periodo 1984-1990 non mostra alcuna chiara tendenza, ma piuttosto un andamento oscillante (tav. 4). Poiché la stima della relazione avviene su un periodo di soli sei anni, si è ritenuto che specificazioni del trend di tipo non lineare consentissero di meglio modellare l'andamento complessivo di tali variabili su un arco temporale breve, assicurando una maggiore flessibilità al modello di previsione. Infatti miglioramenti evidenti nella stima della relazione si sono ottenuti ricorrendo a specificazioni della componente di trend di tipo non lineare. L'errore standard della regressione si è ridotto a 1,209 utilizzando un polinomio del 2° ordine e a 1,154 con un polinomio del 3° ordine<sup>20</sup>.

Con l'inclusione del trend cubico nella relazione produzione-consumi di elettricità si è ridotta drasticamente la significatività dei termini autoregressivi del 1° e 2° ordine, che sono stati pertanto eliminati, con una perdita

---

20. Le nuove configurazioni del trend si sono rivelate sufficientemente robuste a mutamenti del periodo di stima. Specificazioni polinomiali di ordine più elevato si sono mostrate non significative sul periodo storico considerato. Risultati decisamente inferiori in termini di bontà dell'accostamento si sono ottenuti modellando il trend secondo una "logistica".

**RIPARTIZIONE PERCENTUALE DEI CONSUMI DI ENERGIA ELETTRICA  
PER GRANDI SETTORI UTILIZZATORI (1)**

Settori	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
Agricoltura	1,6	1,7	1,8	1,9	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,9
Industria	61,4	59,6	57,6	56,8	56,8	56,2	55,9	55,3	55,6	55,6	54,7
Terziario	14,0	14,8	15,7	16,3	16,4	16,9	17,3	17,9	18,3	18,5	19,3
Usi domest.	23,0	23,9	24,9	25,0	25,0	25,1	25,0	25,0	24,3	24,1	24,1
<b>TOTALE</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

**RIPARTIZIONE PERCENTUALE DELLA PRODUZIONE DI ENERGIA ELETTRICA (1)**

	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
ENEL	82,0	81,2	85,8	84,0	83,5	83,5	83,5
Indipendenti di cui	18,0	18,8	14,2	16,0	16,5	16,5	16,5
Autoproduttori	14,0	14,2	11,9	11,9	12,3	12,5	12,3

(1) Fonte: ENEL, Produzione e consumo di energia elettrica in Italia, vari numeri.

solo marginale nel grado di accostamento della regressione<sup>21</sup>.

Per poter meglio tener conto dei consumi domestici di elettricità si è provato a considerare le temperature per compartimento anziché la temperatura media nazionale. Le informazioni disaggregate sulle temperature dovrebbero in teoria depurare dai consumi domestici i dati elettrici di ciascun compartimento. Tuttavia, probabilmente a causa degli elevati errori di misurazione che caratterizzano la rilevazione di questi dati, i risultati conseguiti sono stati del tutto insoddisfacenti<sup>22</sup>.

Per ovviare all'altro punto di debolezza del modello di previsione, consistente nell'incapacità di tener conto in modo adeguato dell'effetto di mix produttivo, si sono percorse due strade. Seguendo una prima soluzione, proposta in Gutierrez e Saraceno (1988), si è innanzitutto provato a inserire in modo diretto nella relazione il rapporto tra la produzione di alcuni settori energy intensive e quella totale. Seguendo una seconda soluzione, si è proceduto ad una riselezione del sottogruppo di compartimenti da considerare nel modello.

La tav. 5 riporta gli indici di intensità energetica,

---

21. Con riferimento al termine al 12° ritardo si è constatato, stimando la relazione su diversi periodi di tempo, come il suo livello di significatività risultasse estremamente variabile. Per mantenere inalterata la capacità del modello di cogliere eventuali mutamenti della stagionalità, si è tuttavia deciso di lasciare il termine nella relazione.

22. La misura della temperatura indicativa di ciascun compartimento è infatti data dalla temperatura media nel capoluogo del compartimento medesimo. Proprio a causa degli elevati errori di rilevazione, questa può di fatto essere una misura più lontana dalla temperatura dell'intero compartimento di quanto non lo sia la temperatura media nazionale.

**INTENSITÀ DEI CONSUMI ENERGETICI NELLE PRINCIPALI BRANCHE  
DELL'INDUSTRIA**

Rami di attività	1 9 8 6		1 9 9 0			
	Valore aggiunto (mld) (1)	Gwh	Intensità energetica (Gwh/v. agg.)	Valore aggiunto (mld) (1)	Gwh	Intensità energetica (Gwh/v. agg.)
Energetico	39.655	4.295	0,11	43.912	5.206	0,12
Metallurgico	7.952	23.772	2,99	8.560	25.644	3,00
Minerali e prod. a base minerale non metallif.	13.024	9.327	0,72	16.472	11.348	0,69
Chimico	17.789	21.085	1,19	23.063	22.975	1,00
Meccanico	58.513	11.344	0,19	69.524	14.119	0,20
Mezzi trasporto	15.834	3.176	0,20	19.175	3.791	0,20
Alimentari, bev., tabacco	22.098	6.253	0,28	25.128	7.498	0,30
Tessile, abbigl., pelli cuoio e calzature	34.168	7.853	0,23	38.766	9.773	0,25
Altri rami (2)	32.005	11.578	0,36	36.330	14.837	0,41

Fonte: Ministero del Bilancio, Relazione generale sulla situazione economica del Paese, 1991; ENEL, Produzione e consumo di energia elettrica in Italia, 1987 e 1991.

(1) Valore aggiunto ai prezzi di mercato; lire 1985.

(2) Include le industrie del legno, gomma, materie plastiche, prodotti per la costruzione e installazione impianti, carta e altre manifatture.



calcolati come rapporto tra consumi di elettricità in Gwh e valore aggiunto, per i principali settori dell'industria. Tra quelli ad alta intensità energetica vanno annoverati i settori metallurgico, chimico, dei minerali e dei prodotti a base minerale non metalliferi. Il metallurgico, in ogni caso, rappresenta di gran lunga il settore a più elevata intensità, con un coefficiente rimasto pressoché costante tra il 1986 e il 1990. Sulla base delle indicazioni della tav. 5, un tentativo è stato condotto inserendo nella specificazione il rapporto tra la produzione di alcuni settori energy intensive e quella aggregata. Poiché a livello disaggregato sono disponibili solo dati definitivi, si è posto il problema del ritardo col quale inserire tali regressori nella relazione. Si è scelto di utilizzare in ogni caso l'ultimo dato disponibile<sup>23</sup>. I risultati dei vari esperimenti condotti non sono stati mai decisivi, e la significatività delle variabili settoriali si è mostrata estremamente sensibile al periodo di stima<sup>24</sup>.

Scartata la soluzione lungo la linea proposta da Gutierrez e Saraceno, si è affrontato il problema della

---

23. Anche con riferimento all'orizzonte previsivo, i dati di settore sono stati inseriti con un lead di due periodi nel caso del modello mensile e di tre periodi nel caso del modello quattordicinale.

24. Gli esperimenti sono stati condotti dapprima inserendo i dati relativi a tutti e tre i settori energy intensive, e man mano riducendo il numero di questi regressori sulla base del test t. Alternativamente, si è utilizzata la quota relativa al comparto dei beni intermedi, come suggerito in Gutierrez e Saraceno (1988). I risultati insoddisfacenti possono essere ricondotti, da un lato, alla presenza dei dati compartimentali, che già catturano l'effetto di mix produttivo, e, dall'altro, al problema del ritardo col quale i dati di produzione settoriali entrano nell'equazione.

riselezione dei compartimenti<sup>25</sup>. Due strade si sono percorse a questo scopo: una prima, rivelatasi poi la più fruttuosa, basata sulla semplice considerazione dei test del t di Student e del test F di significatività congiunta; una seconda basata sull'analisi delle "componenti principali".

Con riferimento al primo tentativo, i migliori risultati, sia sulla base dei test che della capacità previsiva, si sono ottenuti eliminando i compartimenti "problematici" (Venezia, Firenze e Napoli). Rispetto al modello generale, il modello ristretto a cinque compartimenti presentava una perdita di capacità esplicativa pressoché irrilevante, con una capacità previsiva però decisamente superiore. Per quanto concerne invece l'analisi delle componenti principali, nonostante la prima componente spiegasse circa il 90 per cento della varianza totale della matrice dei compartimenti, in nessun caso il test F ha consentito di ridurre la specificazione a meno di 4 componenti<sup>26</sup>. Comunque sia il grado di accostamento della stima che la capacità previsiva sono risultati inferiori al caso in cui i compartimenti venivano esplicitamente considerati.

---

25. Va detto che i compartimenti di Venezia, Firenze e Napoli si sono mostrati non significativi anche su differenti periodi di stima. Il compartimento di Cagliari ha invece mostrato livelli variabili di significatività.

26. L'analisi è stata condotta selezionando le componenti principali sia sulle variabili "standardizzate" che non. Inoltre si sono valutate due procedure di calcolo delle componenti principali. Secondo una prima procedura le componenti sono state estratte una volta per tutte sull'intero periodo per il quale si dispone di dati di elettricità (1978.01-1990.12). Nella seconda procedura le componenti sono state estratte di volta in volta sul periodo di stima della relazione, come già detto pari a sei anni. Per la selezione delle componenti si è proceduto effettuando un F test come nel normale test delle restrizioni lineari, secondo quanto suggerito in Judge et al. (1985).

In sintesi il nuovo modello è specificato come:

$$\begin{aligned} \text{(ENEL2)} \quad IP_t = & a_0 + \sum_{i=1}^{11} a_i S_{it} \\ & + b_1 t + b_2 t^2 + b_3 t^3 \\ & + c_1 El_{1t} \quad (\text{Torino}) \\ & + c_2 El_{2t} \quad (\text{Milano}) \\ & + c_5 El_{5t} \quad (\text{Roma}) \\ & + c_7 El_{7t} \quad (\text{Palermo}) \\ & + c_8 El_{8t} \quad (\text{Cagliari}) \\ & + d_1 Temp_t + d_2 Temp_t^2 \\ & + e_1 IP_{t-12} + u_t. \end{aligned}$$

I risultati della stima sul periodo 1985.01-1990.12 sono riportati nella tav. 6a. Le stime superano bene la maggior parte dei test diagnostici; tutte le variabili risultano significative (con eccezione di  $IP_{-12}$ ) e i coefficienti presentano tutti i segni attesi a priori, ad eccezione dei compartimenti di Roma e Cagliari. Quest'ultima anomalia può essere comunque spiegata dalla multicollinearità esistente tra i rimanenti compartimenti<sup>27</sup> e, in special modo, per quello di Cagliari, con la presenza nella relativa area geografica di industrie estremamente energy intensive.

L'analisi della capacità previsiva del nuovo modello appare nella tav. 6a. Come si può notare vi è stato un miglioramento non irrilevante rispetto alla versione origina-

---

27. Si veda quanto detto alla nota 9.

le. In particolare l'RMSE si è ridotto da 2,19 a 1,79 e l'ME è molto prossimo allo zero, segnalando assenza di distorsione in fase previsiva (tav. 2). Nella fig. 2 (a e b) si effettua un confronto di capacità previsiva con la precedente versione del modello (ENEL1) su un arco temporale che va dal 1988 al 1991, da cui si evince come la superiorità della nuova specificazione non sia limitata al periodo più recente.

Le indicazioni emerse dall'analisi del modello mensile sono state adoperate per revisionare quello "quattordicina-  
le". I risultati della stima per il periodo 1985.01-1990.12 sono riportati nella tav. 6b. Come atteso a priori, sia il grado di accostamento che la qualità delle stime sono meno soddisfacenti che nel caso del modello mensile<sup>28</sup>. Il miglioramento rispetto alla versione precedente (tav. 6b) è comunque considerevole. Altrettanto può dirsi sul piano della capacità previsiva, come si può constatare dalla tav. 7.

### 3. Alcuni metodi di previsione alternativi

#### 3.1 I metodi basati sui dati delle indagini Isco-Me

In questa sezione vengono presentati alcuni modelli basati sugli indicatori ricavati dalle inchieste condotte presso le imprese dall'Isco in collaborazione con Mondo economico (Me). I risultati delle inchieste si prestano in

---

28. I livelli di significatività dei singoli compartimenti, nella versione del modello estesa a tutti e otto i compartimenti, si sono mostrati estremamente sensibili a mutamenti del periodo di stima. Una selezione dei compartimenti specifica per il modello quattordicina-  
le è apparsa pertanto estremamente laboriosa.

**STIME DEL NUOVO MODELLO DI PREVISIONE**  
**(1985.01-1990.12)**  
**(dati mensili rettificati)**

Variabili	Stime(1)	Statistiche
El <sub>1</sub>	0,0133 (3,361)	$\bar{R}^2$ = 0,997
El <sub>2</sub>	0,0156 (6,256)	S <sub>R</sub> = 1,135
El <sub>5</sub>	-0,0112 (3,467)	T = 72
El <sub>7</sub>	0,0214 (3,417)	VM = 110,31
El <sub>8</sub>	-0,0219 (2,623)	S = 0,116
t	-1,769 (2,425)	K = 3,283
t <sup>2</sup>	0,0191 (3,192)	LMN = 0,40
t <sup>3</sup>	-0,00006 (3,7)	DW = 2,069
IP <sub>-12</sub>	-0,0969 (1,261)	MLM <sub>1</sub> = 0,06
Temp	1,008 (3,635)	MLM <sub>2</sub> = 2,67
Temp <sup>2</sup>	-0,0483 (6,034)	MLM <sub>12</sub> = 0,11
		BP <sub>L</sub> = 78,6**
		BP <sub>E</sub> = 659,2**
		ARCH <sub>1</sub> = 0,398
		ARCH <sub>12</sub> = 0,077
		F = 1,714

**Legenda:**

- $\bar{R}^2$  = coefficiente di determinazione corretto;    BP<sub>L</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione lineare (distribuito come un  $\chi^2$ );  
S<sub>R</sub> = errore standard della regressione;    BP<sub>E</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione esponenziale (distrib. come un  $\chi^2$ );  
T = numerosità del campione;    ARCH<sub>j</sub> = test ARCH di ordine j;  
VM = valore medio della variabile dipendente;    F<sub>j</sub> = valore del test F della forma funzionale.  
S = coefficiente di skewness;    (1) In parentesi i t statistici di White in valore assoluto.  
K = coefficiente di kurtosis;    \* Significativo al 5%; \*\* significativo all'1%.  
LMN = Lagrange multiplier test per la normalità degli errori (distrib. come una F);  
DW = indice di Durbin-Watson;  
MLM<sub>j</sub> = modified Lagrange multiplier di ordine j per l'autocorrelazione negli errori (distribuito come una F);

**STIME DEL NUOVO MODELLO DI PREVISIONE**  
 (1985.01-1990.12)  
 (dati quattordicinali rettificati)

Variabili	Stime(1)	Statistiche
El <sub>1</sub>	0,000072 (0,752)	$\bar{R}^2$ = 0,996
El <sub>2</sub>	0,000292 (6,133)	S <sub>R</sub> = 1,304
El <sub>5</sub>	-0,000193 (3,014)	T = 72
El <sub>7</sub>	0,000262 (2,153)	VM = 110,31
El <sub>8</sub>	-0,000193 (0,902)	S = 0,25
t	-3,2 (2,771)	K = 4,262
t <sup>2</sup>	0,0321 (3,362)	LMN = 5,53*
t <sup>3</sup>	-0,000097 (3,709)	DW = 2,012
IP <sub>-12</sub>	-0,0445 (0,419)	MLM <sub>1</sub> = 0,06
Temp	0,562 (1,875)	MLM <sub>2</sub> = 1,32
Temp <sup>2</sup>	-0,0383 (3,814)	MLM <sub>12</sub> = 2,46
		BP <sub>L</sub> = 91,7**
		BP <sub>E</sub> = 1045,6**
		ARCH <sub>1</sub> = 0,238
		ARCH <sub>12</sub> = 0,203
		F = 5,452**

## Legenda:

- $\bar{R}^2$  = coefficiente di determinazione corretto; BP<sub>L</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione lineare (distribuito come un  $\chi^2$ );  
 S<sub>R</sub> = errore standard della regressione; BP<sub>E</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione esponenziale (distribuito come un  $\chi^2$ );  
 T = numerosità del campione; ARCH<sub>j</sub> = test ARCH di ordine j;  
 VM = valore medio della variabile dipendente; F<sub>j</sub> = test F della forma funzionale.  
 S = coefficiente di skewness; (1) In parentesi i t statistici di White in valore assoluto.  
 K = coefficiente di kurtosis; \* Significativo al 5%; \*\* significativo all'1%.  
 LMN = Lagrange multiplier test per la normalità degli errori (distrib. come una F);  
 DW = indice di Durbin-Watson;  
 MLM<sub>j</sub> = modified Lagrange multiplier di ordine j per l'autocorrelazione negli errori (distribuito come una F);

**ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA - NUOVO  
MODELLO QUATTORDICINALE (1991.02-1992.06) (\*)**

	Modello originario (ENEL1)	Modello attuale (ENEL2)
RMSE	3,39	2,52
ME	- 2,37	1,06
MAE	2,79	2,14
HAE	6,13	3,96

**Legenda:**

RMSE = radice dell'errore quadratico medio di previsione;

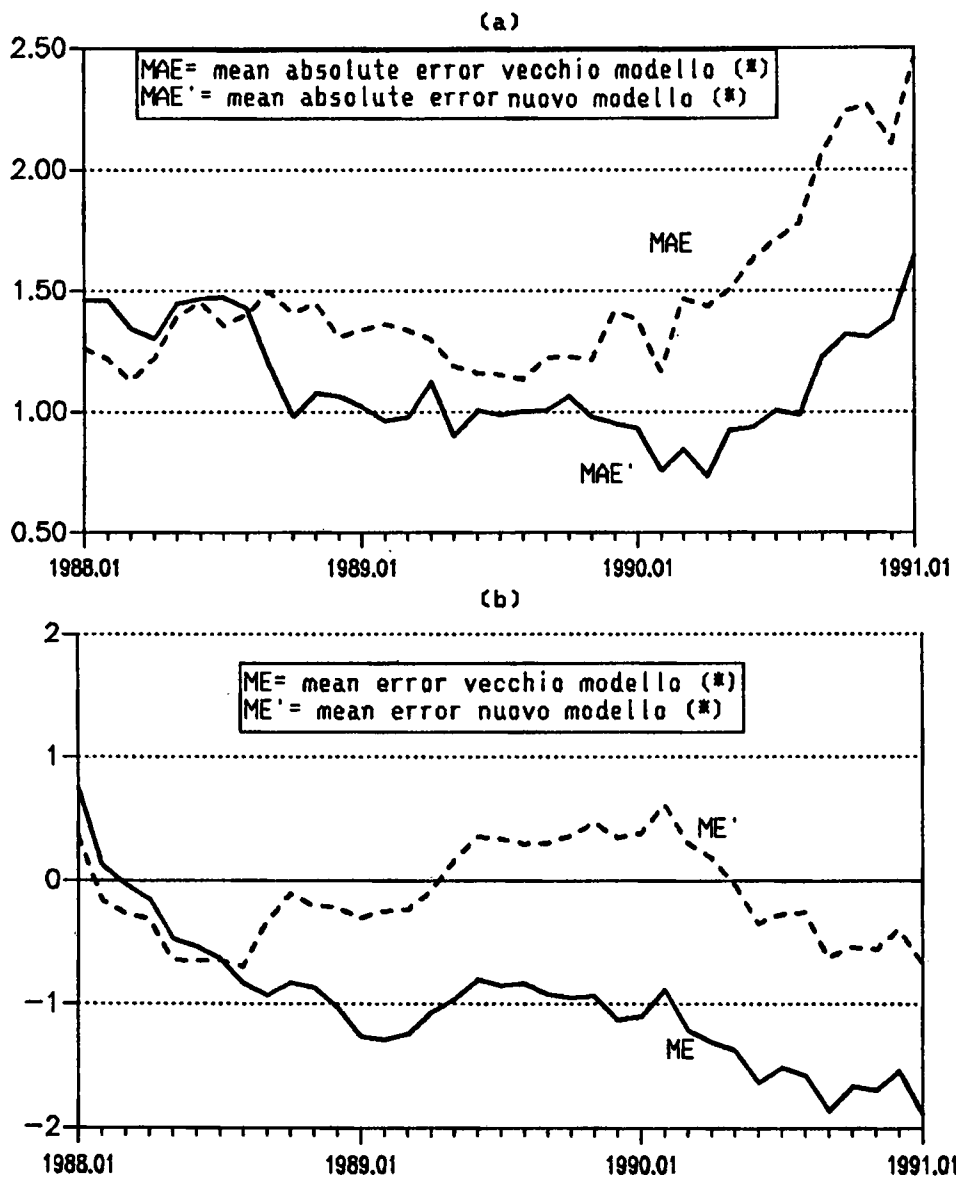
ME = errore medio di previsione;

MAE = errore medio assoluto di previsione;

HAE = più elevato errore di previsione in valore assoluto.

(\*) Gli indici sono calcolati in percentuale del valore medio della variabile dipendente sul periodo di previsione.

CONFRONTO DI CAPACITA' PREVISIVA TRA  
VECCHIO E NUOVO MODELLO  
(modello mensile: 1988-1991)



(\*) Calcolato su 12 previsioni un passo avanti a partire dalla data di riferimento. Il dato e' in % del valore medio dell'indice di produzione nel periodo di previsione.



modo particolare all'analisi congiunturale essendo disponibili con maggior tempestività rispetto alle corrispondenti serie quantitative, disponibili con circa 40 giorni di ritardo rispetto al periodo di riferimento. A differenza di quelli sui consumi di elettricità, i dati delle inchieste non sono "censuari", in quanto riferiti solo a un campione d'impresе, selezionato su base volontaria.

I problemi di ordine interpretativo legati a questi tipo di indicatori sono ampiamente noti. Nella maggior parte dei quesiti si fa riferimento a un valore "normale" della variabile in considerazione il cui significato si presta a differenti interpretazioni. Un altro problema è legato alla "quantificazione" dei risultati, generalmente effettuato tramite il cosiddetto "saldo" tra risposte positive e negative<sup>29</sup>. Infine, sebbene nei quesiti venga esplicitamente chiesto di depurare le risposte dai fattori stagionali, la maggior parte degli indicatori si caratterizza per la presenza di una componente stagionale. Nonostante tali limitazioni, l'utilizzo di informazioni derivanti direttamente dal mondo delle imprese appare particolarmente importante ai fini previsivi. Peraltro alcune delle variabili in considerazione sintetizzano valutazioni ex ante degli imprenditori sull'evoluzione degli ordini e sulla produzione, informazioni queste che ovviamente non possono essere colte dai modelli basati sui consumi di energia elettrica.

L'utilizzo delle variabili Isco-Me per la previsione della produzione industriale è stato per la prima volta tentato in Italia da Bodo e Signorini (1985). I due autori presentano un modello a funzione di trasferimento - stimato sul periodo 1978.01-1984.12 - dove l'indice di produzione,

---

29. D'Elia (1991) ha mostrato come, qualora i quesiti siano articolati su tre modalità, il semplice saldo non conduca a risultati sostanzialmente diversi da quelli ottenibili tramite tecniche di quantificazione più sofisticate.

dopo una serie di opportune differenziazioni, viene spiegato dai giudizi sulle variazioni e sullo stato corrente della produzione. Il modello, che inizialmente aveva mostrato una capacità previsiva solo leggermente inferiore a quello basato sui consumi di energia elettrica, ha successivamente evidenziato una notevole instabilità nei parametri e un peggioramento di performance previsiva, come è stato messo in evidenza anche da Palmieri e Signorini (1988). Questi ultimi due autori rilevano, in particolare, come la variabile relativa al giudizio sulle variazioni della produzione non risulti più significativa per il periodo 1978.01-1985.12.

L'uso dei risultati delle inchieste a fini di previsione della produzione industriale è stato di recente riproposto da alcuni ricercatori dell'Isco, che hanno tra l'altro tentato di risolvere alcuni dei problemi interpretativi a cui si è fatto cenno<sup>30</sup>. Anche alla luce dell'analisi del par. 2.2, che ha evidenziato un difetto di stabilità nelle stime del modello basato sui dati di elettricità, è parso opportuno riconsiderare i modelli basati sui dati delle inchieste.

Il primo modello esaminato segue un approccio che differisce da quello seguito nei lavori citati, ispirati alla logica dei modelli alla Box-Jenkins. In un altro studio<sup>31</sup> chi scrive ha messo in evidenza l'elevata conformità al ciclo dell'industria che caratterizza gli indicatori dell'Isco e come questi ultimi forniscano in genere informazioni utili, in particolare circa l'approssimarsi di eventuali punti di svolta del ciclo industriale, in alcuni casi con un anticipo di qualche mese. La stretta relazione di conformità esistente

---

30. In proposito si vedano, in particolare, Giovannini (1985, 1988, 1989), Gennari (1991) e Gennari, Giovannini e Sartore (1992).

31. Cfr. Schlitzer (1993).

tra ciclo dell'industria e indicatori dell'Isco è piuttosto evidente nella fig. 3. La tav. 8 riporta i coefficienti di correlazione contemporanei tra alcuni indicatori dell'Isco e il ciclo della produzione industriale. Come si può notare la correlazione con quest'ultimo è in pressoché tutti i casi molto forte, così come le correlazioni incrociate tra i vari indicatori.

Sulla base di tale evidenza, è parso del tutto naturale utilizzare gli indicatori Isco semplicemente come rappresentativi della componente ciclica della produzione. In breve si è ipotizzato che la dinamica della serie di produzione fosse rappresentabile da un modello "additivo" del tipo:

$$IP_t = T_t + C_t + S_t + I_t,$$

o, alternativamente, da uno "moltiplicativo" del tipo:

$$IP_t = T_t C_t S_t I_t,$$

dove i termini al membro di destra denotano le componenti rispettivamente di trend, ciclica, stagionale e irregolare. Le serie dell'Isco sono state prese come proxy della componente ciclica,  $C_t$ .

L'equazione stimata è:

$$\begin{aligned} (\text{Iscol}) \quad IP_t &= A(t) + b \text{IND}_{t-j} + c \text{IP}_{t-12} + \\ &+ \sum_{i=1}^{11} d_i S_{it} + u_t \end{aligned}$$

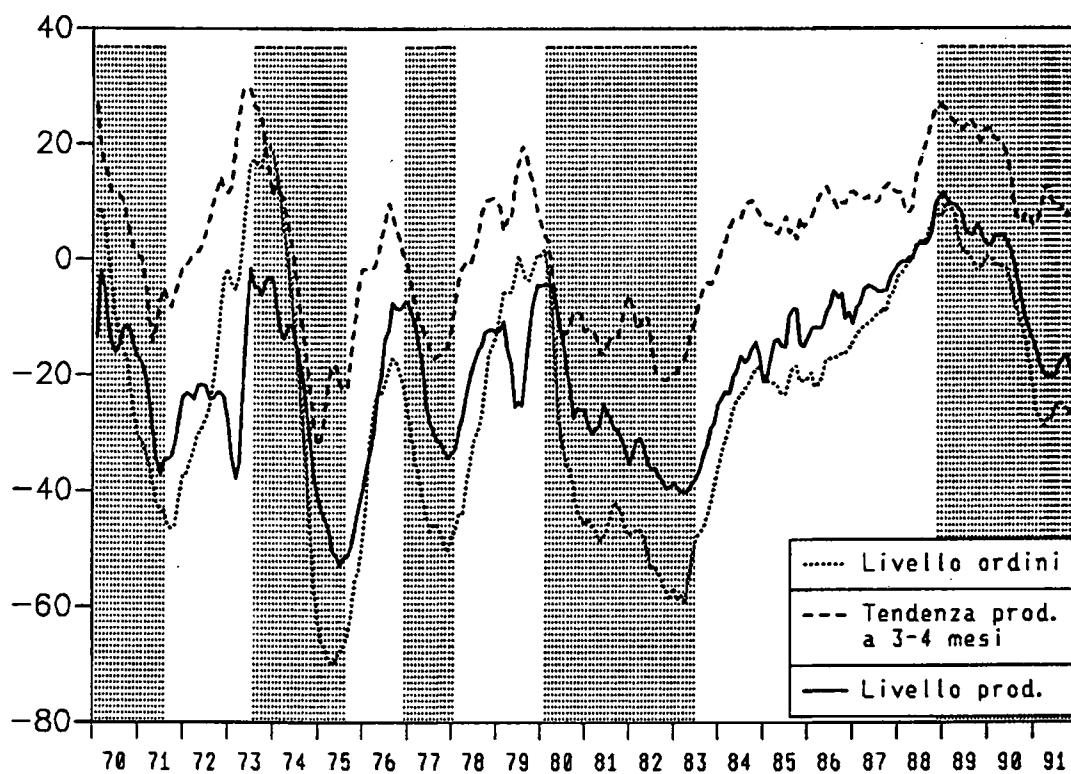
dove  $IP$  è di nuovo l'indice (rettificato) della produzione industriale, considerato in livello nel caso di scomposizione

## INDICATORI CICLICI DELL'ISCO - ANALISI DI CORRELAZIONE (1)

	Livello della produzione	Livello ordini (totale)	Livello ordini interno	Livello ordini estero	Tendenza ordini 3-4 mesi	Tendenza produzione 3-4 mesi	Scorte prodotti finiti	Ciclo produzione industriale
Livello della produzione	1,00	0,84	0,85	0,80	0,75	0,79	- 0,61	0,84
Livello ordini totale		1,00	0,99	0,93	0,83	0,93	- 0,91	0,69
Livello ordini interno			1,00	0,91	0,82	0,92	- 0,91	0,71
Livello ordini estero				1,00	0,79	0,88	- 0,82	0,62
Tendenza ordini 3-4 mesi					1,00	0,94	- 0,67	0,54
Tendenza produzione 3-4 mesi						1,00	- 0,81	0,62
Scorte prodotti finiti							1,00	- 0,53
Ciclo produzione industriale								1,00

(1) Le serie sono destagionalizzate, con eccezione delle scorte, e perequate con medie mobili di 3 termini centrate. Il ciclo della produzione industriale è ottenuto dall'indice destagionalizzato e perequato a meno di un trend log-lineare. Il trend è stimato tramite una rolling regression su un periodo costante di 10 anni, come in Schlitzler (1993).

## Gli indicatori dell'Isco e il ciclo della produzione industriale



Le aree ombreggiate denotano le fasi di recessione nell'output industriale aggregato secondo il criterio dei cicli di crescita. (Per la cronologia dei cicli di crescita, cfr. Schlitzer (1993)).

additiva o in logaritmi in caso di scomposizione moltiplicativa;  $A(t)$  è un polinomio nella variabile temporale, scelto opportunamente a rappresentare la componente di lungo periodo dell'output;  $IND_{t-j}$  è l'indicatore congiunturale dell'Isco, ritardato di  $j$  periodi, preso come già detto per rappresentare la dinamica ciclica della produzione<sup>32</sup>; le dummies,  $S_{it}$ , sono utilizzate per modellare la componente stagionale del modello ( $S_t$ ); il termine di errore è rappresentativo della componente irregolare. Il termine ritardato dell'endogena viene mantenuto, come per il modello basato sui dati di elettricità, al fine di cogliere la stagionalità residua o i mutamenti eventuali del pattern stagionale.

Insieme al modello ora proposto si è considerato quello di Gennari (1991), opportunamente modificato per rendere più agevole il confronto.

La relazione stimata è in questo caso:

$$(Isco2) \quad \ln IP_t = a_0 + \sum_{i=1}^{11} a_i S_{it} \\ + B(L) \ln IP_t + c IND_{t-j} + u_t$$

dove le variabili hanno il significato specificato in precedenza e  $B(L)$  è un polinomio nell'operatore di ritardo. Sulla base di una approfondita analisi statistica, tesa a risolvere alcuni dei problemi interpretativi di cui si è detto, Gennari conclude che il polinomio  $B(L)$  andrebbe modellato in modo da includere nella regressione l'indice ritardato di uno, due, tre e dodici mesi. I termini ritardati dell'endogena consentirebbero infatti, secondo l'autore, di

---

32. Va tenuto presente che, per poter produrre previsioni due passi avanti, è necessario che l'indicatore dell'Isco compaia nell'equazione ritardato almeno di un periodo.

rappresentare l'evoluzione nel tempo del "valore normale" della produzione così come inteso dalle imprese.

Gli indicatori utilizzati per le stime sono stati quelli riportati nella tav. 8, presi sotto forma di saldi non destagionalizzati tra risposte "positive" e "negative". I due modelli sono stati stimati su un periodo decennale<sup>33</sup>. Le tavv. 9 e 10 riportano i risultati delle stime sul periodo 1981.01-1990.01. La capacità previsiva fuori del campione è stata valutata, come per il modello della Banca d'Italia, sia in termini di errori a un passo che a due passi sul periodo 1991.01-1992.06, anche qui utilizzando una tecnica di rolling regression. Numerosi esperimenti sono stati condotti, utilizzando di volta in volta un differente indicatore ciclico a un determinato lead, in tal modo evitando i problemi di multicollinearità dovuti al forte grado di correlazione esistente tra le serie dell'Isco. Per motivi di brevità, di seguito vengono riportati solo i risultati giudicati, sulla base dei soliti criteri, migliori.

Per quanto concerne (Iscol) (tav. 9), la specificazione logaritmica (modello moltiplicativo) si è mostrata preferibile. I migliori risultati si sono riscontrati utilizzando il giudizio sul livello della produzione ritardato di un lead, che non a caso è l'indicatore Isco maggiormente correlato col ciclo della produzione industriale (tav. 8). L'indice di determinazione corretto per i gradi di libertà è pari a 0,985, che è inferiore a quello del modello Banca d'Italia, sia nella versione mensile che quattordicina-

---

33. La scelta di un periodo di stima lungo va giustificata, per (Iscol), sulla base del fatto che il trend dovrebbe appunto cogliere l'andamento di lungo periodo della produzione. Anche Gennari (1991) stima il suo modello su un arco di dieci anni.

**STIME DEL MODELLO ISCO1**  
(1985.01-1990.12)

Variabili	Stime(1)	Statistiche
IND <sub>-1</sub>	0,00235 (6,325)	$\bar{R}^2 = 0,985$
log IP <sub>-12</sub>	0,508 (7,242)	$S_R = 0,0306$
t	0,000365 (1,654)	T = 120
		VM = 4,633
		S = -0,108
		K = 3,563
		LMN = 1,821
		DW = 1,887
		h = -
		MLM <sub>1</sub> = 0,312
		MLM <sub>2</sub> = 0,606
		MLM <sub>12</sub> = 0,109
		BP <sub>L</sub> = 98,980
		BP <sub>E</sub> = 3,263
		ARCH <sub>1</sub> = 2,939
		ARCH <sub>12</sub> = 8,948**
		F = 1,211

**Legenda:**

IND = giudizio sul livello della produzione;

 $\bar{R}^2$  = coefficiente di determinazione corretto; $S_R$  = errore standard della regressione;T<sup>R</sup> = numerosità del campione;

VM = valore medio della variabile dipendente;

S = coefficiente di skewness;

K = coefficiente di kurtosis;

LMN = Lagrange multiplier test per la normalità degli errori (distrib. come una F);

DW = indice di Durbin-Watson;

h = h di Durbin;

MLM<sub>j</sub> = modified Lagrange multiplier di ordine j per l'autocorrelazione negli errori (distribuito come una F);BP<sub>L</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione lineare (distribuito come un  $\chi^2$ );BP<sub>E</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione esponenziale (distribuito come un  $\chi^2$ );ARCH<sub>j</sub> = test ARCH di ordine j;F<sub>j</sub> = valore del test F della forma funzionale.

(1) In parentesi i t statistici di White in valore assoluto.

\* Significativo al 5%; \*\* significativo all'1%.



**STIME DEL MODELLO ISCO2**  
(1985.01-1990.12)

Variabili	Stime(*)	Statistiche
logIP <sub>-1</sub>	0,234 (2,917)	$\bar{R}^2$ = 0,986
logIP <sub>-2</sub>	0,200 (2,452)	$S_R$ = 0,092
logIP <sub>-3</sub>	0,189 (1,969)	T = 120
logIP <sub>-12</sub>	0,219 (1,748)	VM = 4,633
IND <sub>-2</sub>	0,00134 (4,165)	S = 0,021
		K = 3,744
		LMN = 2,777
		DW = 2,206
		h = -
		MLM <sub>1</sub> = 8,095**
		MLM <sub>2</sub> = 4,572*
		MLM <sub>12</sub> = 3,864
		BP <sub>L</sub> = 111,336**
		BP <sub>E</sub> = 3,349
		ARCH <sub>1</sub> = 0,508
		ARCH <sub>12</sub> = 7,409**
		F = 8,419**

**Legenda**

IND = giudizio sulla tendenza a 3-4 mesi della produzione;

$\bar{R}^2$  = coefficiente di determinazione corretto;

$S_R$  = errore standard della regressione;

T<sup>R</sup> = numerosità del campione;

VM = valore medio della variabile dipendente;

S = coefficiente di skewness;

K = coefficiente di kurtosis;

LMN = Lagrange multiplier test per la normalità degli errori (distrib. come una F);

DW = indice di Durbin-Watson;

h = h di Durbin;

MLM<sub>j</sub> = modified Lagrange multiplier di ordine j per l'autocorrelazione negli errori (distribuito come una F);

BP<sub>L</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione lineare (distribuito come un  $\chi^2$ );

BP<sub>E</sub> = test di Breusch-Pagan - specificazione esponenziale (distribuito come un  $\chi^2$ );

ARCH<sub>j</sub> = test ARCH di ordine j;

F<sub>j</sub> = valore del test F della forma funzionale.

(1) In parentesi i t statistici di White in valore assoluto.

\* Significativo al 5%; \*\* significativo all'1%.

## ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA - MODELLI ISCO

(a) Previsioni un passo avanti (1991.01-1992.06)

	ISCO1	ISCO2
RMSE	2,11	2,07
ME	0,25	0,24
MAE	1,74	1,69
HAE	4,60	4,48

(b) Previsioni due passi avanti (1991.02-1992.06)(1)

	ISCO1	ISCO2
RMSE	2,23	2,06
ME	0,34	0,26
MAE	1,84	1,61
HAE	5,06	4,41

## Legenda:

RMSE = radice dell'errore quadratico medio di previsione;

ME = errore medio di previsione;

MAE = errore medio assoluto di previsione;

HAE = più elevato errore di previsione in valore assoluto.

(1) Gli indici sono calcolati in percentuale del valore medio della variabile dipendente sul periodo di previsione.

le. Il modello supera piuttosto bene la batteria di test statistici. L'indicatore utilizzato risulta fortemente significativo, con un  $t$  pari a 6,325. La variabile temporale è invece significativa solo al 10 per cento. In fase predittiva (tav. 9), la performance del modello appare solo leggermente inferiore a quella del modello Banca d'Italia mensile nel caso delle previsioni un passo avanti; per quelle due passi avanti la performance è invece decisamente superiore. In quest'ultimo caso l'RMSE è pari al 2,11 per cento, contro il 2,45 del modello Banca d'Italia quattordicinale.

Per quanto concerne (Isco2) (tav. 10), i migliori risultati si sono ottenuti utilizzando come indicatore ciclico il giudizio sulle tendenze della produzione a 3-4 mesi, ritardato di due lead. Il grado di accostamento della regressione è leggermente maggiore di quello del modello precedente ma rimane inferiore a quello ottenuto per il modello Banca d'Italia. Anche in questo caso vengono superati ben i vari test statistici; tutte le variabili esplicative risultano significative e in particolare l'indicatore dell'Isco risulta fortemente significativo, con un  $t$  pari a 4,165. Il modello mostra una capacità previsiva assolutamente ragguardevole (tav. 11). Di nuovo nelle previsioni due passi avanti si ottiene, rispetto al modello Banca d'Italia quattordicinale, una notevole riduzione dell'RMSE.

### 3.2 Il metodo della Confindustria

Dal 1988 il CSC conduce<sup>34</sup>, con periodicità mensile, un'indagine su un campione di circa 70 imprese medio-grandi per raccogliere informazioni sullo stato della congiuntura. Le imprese facenti parte del campione sono state selezionate sulla base del fatturato, tenendo anche conto di salvaguarda-

---

34. In proposito si veda Zulini e Nardone (1989).

re una minima rappresentatività settoriale. Le previsioni elaborate dalla Confindustria sono caratterizzate da una notevole similitudine, quanto ai tempi della loro disponibilità, con quelle basate sui consumi di energia elettrica e forniscono una valutazione quantitativa immediata sull'andamento dell'attività produttiva.

Intorno alla metà di ciascun mese le imprese del panel forniscono, relativamente alla propria azienda, il tasso tendenziale di variazione della produzione per il mese in corso (cosiddette "previsioni") e per i due mesi immediatamente precedenti (cosiddetti "preconsuntivi" e "consuntivi"). Le medie ponderate delle singole risposte sui tassi di variazione, utilizzando i fatturati aziendali come pesi, forniscono delle stime dei tassi di variazione tendenziali dell'intera produzione industriale. Si provvede quindi a rettificare i tassi grezzi per tener conto del diverso numero di giornate lavorative.

Poiché l'indagine è rivolta a un sottoinsieme piuttosto ristretto di imprese, sussistono a priori delle limitazioni alla significatività delle stime derivanti da questo metodo. D'altra parte le "previsioni", e cioè i giudizi sulla produzione del mese in corso, incorporano le aspettative delle imprese per la rimanente parte del mese, il che dovrebbe costituire un vantaggio rispetto a metodi basati sui consumi di elettricità.

I "preconsuntivi" e le "previsioni" del CSC sui tassi tendenziali di variazione della produzione media giornaliera, opportunamente convertiti in livelli, sono stati raffrontati alle previsioni formulate rispettivamente dal modello mensile e dal modello quattordicinale della Banca d'Italia. Poiché la Confindustria non conduce l'indagine in agosto, per rendere omogeneo il confronto si è ipotizzato per entrambi i metodi un errore previsivo nullo nei mesi mancanti (luglio nel caso

delle previsioni un passo avanti, agosto in quelle due passi avanti)<sup>35</sup>.

I risultati del confronto sono riportati nelle prime due colonne delle tavv. 12 e 13. La superiorità del metodo basato sui consumi di elettricità appare notevole per le previsioni a un passo. Per quelle due passi avanti, il metodo del CSC, che permette di tener conto delle aspettative delle imprese per la restante parte del mese, conduce a stime mediamente più precise del modello quattordicinale della Banca d'Italia.

#### 4. La combinazione delle previsioni

Nell'analisi svolta nei paragrafi precedenti si è messo in evidenza come non vi sia coincidenza tra le fonti da cui i vari metodi considerati traggono le informazioni utilizzate per la previsione. Mentre infatti i dati di elettricità hanno natura "censuaria", quelli pertinenti alle variabili Isco e all'indagine del CSC si riferiscono a campioni più o meno rappresentativi del settore industriale. Si è visto inoltre come, a differenza del modello basato sui dati di energia elettrica, quelli fondati sull'uso delle variabili Isco e il metodo del CSC consentono di tener conto, più o meno esplicitamente, delle aspettative delle imprese.

In conclusione appare opportuno valutare l'utilità di

---

35. I valori degli indicatori di performance per i modelli della Banca d'Italia e quelli basati sulle serie dell'Isco differiscono pertanto lievemente da quelli riportati in precedenza.

**ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA - PREVISIONI UN PASSO AVANTI (1)**  
(1991.01-1992.06)

	BI	CSC	ISCO	BI-CSC (2)	BI-ISCO (2)	CSC-ISCO (2)	BI ISCO CSC (2)
RMSE	1,79	2,23	2,02	1,69	1,71	1,97	1,71
ME	0,20	- 0,48	0,34	- 0,24	0,24	- 0,07	- 0,06
MAE	1,51	1,77	1,60	1,34	1,45	1,67	1,39
HAE	3,04	5,30	4,48	3,46	2,99	3,60	3,24

**Legenda:**

RMSE = radice dell'errore quadratico medio di previsione;

ME = errore medio di previsione;

MAE = errore medio assoluto di previsione;

HAE = più elevato errore di previsione.

(1) Gli indici sono calcolati in percentuale del valore medio della variabile dipendente sul periodo di previsione. Per luglio 1991 l'errore di previsione è stato posto pari a zero.

(2) Le previsioni sono calcolate come media aritmetica delle previsioni ottenute dai singoli metodi.

**ANALISI DELLA CAPACITÀ PREVISIVA - PREVISIONI DUE PASSI AVANTI (1)**  
(1991.02-1992.06)

	BI	CSC	ISCO	BI-CSC (2)	BI-ISCO (2)	CSC-ISCO (2)	BI ISCO CSC (2)
RMSE	2,52	2,34	2,02	1,87	2,02	2,01	1,81
ME	1,07	- 0,88	0,35	0,09	0,70	- 0,27	0,17
MAE	2,13	1,67	1,52	1,45	1,57	1,71	1,52
HAE	3,96	5,56	4,41	4,51	4,40	3,92	3,86

**Legenda:**

RMSE = radice dell'errore quadratico medio di previsione;  
 ME = errore medio di previsione;  
 MAE = errore medio assoluto di previsione;  
 HAE = più elevato errore di previsione.

- (1) Gli indici sono calcolati in percentuale del valore medio della variabile dipendente sul periodo di previsione. Per agosto 1991 l'errore di previsione è stato posto pari a zero.  
 (2) Le previsioni sono calcolate come media aritmetica delle previsioni ottenute dai singoli metodi.

una combinazione dei diversi metodi sul piano della capacità previsiva, per ampliare al massimo l'informazione disponibile al momento della stima. Si è pertanto proceduto a calcolare, sia per le previsioni a uno che a due periodi, i valori degli indicatori di performance che scaturiscono dalle varie possibili combinazioni dei metodi esaminati, così come quelli che si ricavano da un uso congiunto di tutti e tre i metodi<sup>36</sup>. Tra i modelli facenti uso degli indicatori ciclici dell'Isco, si è scelto (Isco2), che ha dato i migliori risultati. Di nuovo, poiché il CSC non conduce l'indagine nel mese di agosto, si sono ipotizzati degli errori previsivi nulli nei mesi mancanti dell'indagine per tutti e tre i metodi. I risultati migliori, riportati alle tavv. 14 e 15, si sono ottenuti effettuando delle semplici medie aritmetiche delle previsioni elementari.

Per quanto concerne le previsioni un passo avanti (tav. 12), dove il modello della Banca d'Italia era uscito imbattuto nel confronto con gli altri modelli considerati, si può constatare come da un uso congiunto di più metodi sia possibile conseguire previsioni solo marginalmente più precise. I risultati più interessanti si conseguono infatti per le previsioni due passi avanti (tav. 13). In quasi tutti gli schemi di combinazione, la capacità previsiva è superiore a quella ottenibile dai modelli considerati separatamente. Dalla combinazione di tutti e tre i metodi si ottiene, rispetto al modello "quattordicinale", una riduzione dell'RMSE

---

36. Un primo tentativo in questa direzione è stato condotto da Bodo e Signorini (1985), che hanno provato a combinare le previsioni del modello Banca d'Italia con quelle di un modello basato sulle alcuni indicatori dell'Isco, con risultati apprezzabili. L'esperimento è qui stato effettuato sia ponderando le previsioni elementari con pesi proporzionati al numero degli errori commessi nei periodi precedenti, sia semplicemente effettuando la media aritmetica. Sulle tecniche di combinazione delle previsioni in generale si rimanda a Granger e Newbold (1986, cap. 9).



dal 2,52 all'1,81 per cento e dell'MAE dal 2,13 all'1,52 per cento.

## 5. Conclusioni e sintesi dei principali risultati

In questo studio si sono analizzati alcuni metodi alternativi per la stima in tempo reale della produzione industriale.

Nella prima parte si è illustrato il lavoro di revisione condotto sul modello della Banca d'Italia, basato su dati di energia elettrica, e si è presentata la versione attualmente utilizzata per le previsioni. Dall'analisi condotta risulta innanzitutto confermato il giudizio secondo cui un modello che utilizzi l'informazione sui consumi di energia elettrica è preferibile a quello univariato, il quale si avvale della sola storia della variabile dipendente. Rispetto alla versione preesistente, il nuovo modello si presenta superiore sia in termini del grado di accostamento e della "qualità" delle stime sia, soprattutto, in termini di capacità previsiva.

Nella seconda parte dello studio si è condotto un confronto con alcuni metodi alternativi. L'instabilità delle stime riscontrata per il modello basato su dati di elettricità ha innanzitutto suggerito una riconsiderazione dei modelli basati su variabili qualitative, il cui impiego era stato in passato scartato proprio in riferimento a tale tipo di problema. Nel lavoro si sono pertanto presentati alcuni possibili modi di impiego degli indicatori congiunturali delle indagini Isco-Me. Si è inoltre considerato il metodo non econometrico della Confindustria, basato su sondaggi presso le imprese. I risultati sono stati nel senso di una netta superiorità dei metodi alternativi sul metodo della Banca d'Italia nel caso delle previsioni due passi avanti.

Si è quindi analizzata l'utilità di un uso congiunto delle previsioni dei diversi metodi considerati, in modo da ampliare l'informazione disponibile al momento della previsione, stante la diversità esistente tra le fonti presso cui sono collezionati i dati utilizzati dai singoli metodi. I risultati ottenuti consentono di concludere che, nel caso delle previsioni un passo avanti, la capacità previsiva del modello mensile della Banca d'Italia si pone su standard decisamente ragguardevoli e che miglioramenti solo marginali sono conseguibili attraverso una combinazione di previsioni. Nel caso delle previsioni due passi avanti, laddove la performance del modello basato sui dati di elettricità risulta decisamente ridimensionata, considerevoli guadagni di capacità previsiva sono invece ottenibili da un uso congiunto dei tre metodi considerati.

## BIBLIOGRAFIA

- Bodo, G., A. Cividini, L.F. Signorini (1988), Stime in tempo reale della produzione industriale, Banca d'Italia, "Temi di discussione", n. 104.
- 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.
- Chiurazzi, L., C. Tresoldi, R. Valcamonici (1984), Andamento congiunturale dei consumi di energia elettrica e dell'indice della produzione in Italia, in Atti del XXXII convegno della Società italiana di statistica, Sorrento, 11-13 aprile.
- Gennari, P. (1991), L'uso delle indagini congiunturali Isco per la previsione degli indici della produzione industriale, "Rassegna dei lavori dell'Isco", n. 13.
- (1992), Analisi congiunturale e previsioni di produzione industriale, "Rivista di Politica Economica", agosto-settembre.
- , E. Giovannini, D. Sartore (1992), L'impiego di modelli a parametri variabili per la previsione della produzione industriale, Lavoro presentato al convegno su "Modelli e coefficienti variabili", Roma.
- Giovannini, E. (1985), La previsione degli indici mensili della produzione industriale mediante l'uso dei sondaggi d'opinione, Università di Camerino, "Quaderni dell'Istituto di studi economici e sociali", n. 4.
- (1988), A methodology for an early estimate of quarterly national accounts, "Economia Internazionale", nn. 3-4.
- (1989), Un modello per l'analisi della dinamica del settore industriale italiano nel breve periodo, in Banca d'Italia, Ricerche e metodi per la politica economica, Numero speciale dei "Contributi all'analisi economica", vol. II.
- Granger, C.W.J., P. Newbold (1986), Forecasting Economic Time Series, London, Academic Press.
- Greene, W.H. (1991), Econometric Analysis, New York, Macmillan.
- Gutierrez, L., P. Saraceno (1988), Un indicatore di attività

in tempo reale per orientare le decisioni di politica economica, "Politica Economica", n. 1.

Judge, G.G, W.E. Griffiths, C.R. Hill, H. Lutkepohl, T.C. Lee (1985), The Theory and Practice of Econometrics, New York, Wiley.

Palmieri, G., L.F. Signorini (1988), Analisi congiunturale: una applicazione degli strumenti SAS, in SUGITALIA, Atti del IV convegno annuale degli utenti italiani del sistema SAS, Rimini, 26-28 ottobre.

Ranci, P. (a cura di) (1985), L'utilizzazione dei dati di consumo elettrico per l'analisi economica, in Rapporto sull'attività del Comitato tecnico-scientifico per la programmazione elettrica nel biennio 1983-1984, Roma, ENEL.

Schlitzer, G. (1993), Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia, Banca d'Italia, "Temi di discussione", di prossima pubblicazione.

Zulini, G., S. Nardone (a cura di) (1989), Indagine congiunturale rapida CSC, Nota dal CSC.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (\*)

- n. 167 — *Why is Italy's Saving Rate so High?*, di L. GUISO - T. JAPPELLI - D. TERLIZZESE (aprile 1992).
- n. 168 — *Waiting for EMU: Living with Monetary Policy Asymmetries in the EMS*, di L. BINI SMAGHI (aprile 1992).
- n. 169 — *Income and Saving in Italy: A Reconstruction*, di G. MAROTTA - P. PAGLIANO - N. ROSSI (giugno 1992).
- n. 170 — *Finance and Development: The Case of Southern Italy*, di R. FAINI - G. GALLI - C. GIANNINI (giugno 1992).
- n. 171 — *Generational Accounting: The Case of Italy*, di D. FRANCO - J. GOKHALE - L. GUISO - L. J. KOTLIKOFF - N. SARTOR (giugno 1992).
- n. 172 — *Mancate interviste e distorsione degli stimatori*, di L. CANNARI - G. D'ALESSIO (giugno 1992).
- n. 173 — *Inflazione attesa, tassi reali e la struttura per scadenza dei tassi d'interesse*, di R. CESARI (luglio 1992).
- n. 174 — *Economie di scala e di diversificazione nell'industria bancaria: il ruolo dell'eterogeneità tra imprese*, di G. PARIGI - P. SESTITO - U. VIVIANI (luglio 1992).
- n. 175 — *L'economia italiana nella prospettiva europea: terziario protetto e dinamica dei redditi nominali*, di F. BARCA - I. VISCO (luglio 1992).
- n. 176 — *Struttura finanziaria e riforme nei paesi dell'Europa centrale e orientale*, di P. CATTE - C. MASTROPASQUA (settembre 1992).
- n. 177 — *Creazione e distruzione di posti di lavoro in Italia*, di B. CONTINI - A. GAVOSTO - R. REVELLI - P. SESTITO (settembre 1992).
- n. 178 — *Private Saving and Government Deficit in Italy (1951-1990)*, di N. ROSSI - I. VISCO (ottobre 1992).
- n. 179 — *Implementing Stochastic Optimal Control of Nonlinear Models: A Comparison with Alternative Solution Methods*, di A. CIVIDINI - S. SIVIERO (ottobre 1992).
- n. 180 — *Rischio di tasso d'interesse e coefficienti patrimoniali: un'analisi dei regolamenti SIM*, di F. DRUDI - F. PANETTA (novembre 1992).
- n. 181 — *Mean Reversion Tests with Reflecting Barriers: An Application to European Monetary System Exchange Rates*, di C. A. BALL - A. ROMA (novembre 1992).
- n. 182 — *Concorrenza e discriminazione di prezzo nel mercato del credito in Italia*, di G. FERRI - G. GOBBI (novembre 1992).
- n. 183 — *Inflazione e dispersione dei prezzi relativi*, di M. CARUSO (dicembre 1992).
- n. 184 — *Durables and Nondurables Consumption: Evidence from Italian Household Data*, di A. BRUGIAVINI - G. WEBER (dicembre 1992).
- n. 185 — *Risk Sharing and Precautionary Saving*, di L. GUISO - T. JAPPELLI (dicembre 1992).
- n. 186 — *Convergence of Inflation, Prerequisite for EMU*, di L. BINI SMAGHI - P. DEL GIOVANE (dicembre 1992).
- n. 187 — *Rating the EC as an Optimal Currency Area*, di L. BINI SMAGHI - S. VORI (gennaio 1993).
- n. 188 — *Industrial Countries' Protectionism with Respect to Eastern Europe: The Impact of the Association Agreement Concluded with the EC on the Exports of Poland, Czechoslovakia and Hungary*, di C. MASTROPASQUA - V. ROLLI (gennaio 1993).
- n. 189 — *Il ruolo della concorrenza nell'evoluzione delle politiche di raccolta delle banche italiane*, di D. FOCARELLI - R. TEDESCHI (gennaio 1993).
- n. 190 — *Finanza pubblica e indebitamento tra le due guerre mondiali: il finanziamento del settore statale*, di G. SALVEMINI - V. ZAMAGNI (febbraio 1993).

---

(\*) I «Temi» possono essere richiesti a:

Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e Pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma.

*Finito di stampare  
presso la Divisione Stampa  
della Banca d'Italia.  
Roma, marzo 1993.*



