

Settembre 1984

35

Servizio Studi
della
Banca d'Italia

TEMI DI DISCUSSIONE

Giorgio BODO - Curzio GIANNINI

**La relazione tra orari di fatto e ore contrattuali
nell'industria italiana**

LA RELAZIONE TRA ORARI DI FATTO
E ORE CONTRATTUALI NELL'INDUSTRIA ITALIANA

di

Giorgio BODO - Curzio GIANNINI

Un elevato livello di disoccupazione è ormai una delle caratteristiche comuni alla maggior parte dei paesi occidentali. Di fronte alle difficoltà di promuovere un aumento delle possibilità d'impiego attraverso le tradizionali politiche di domanda aggregata, a causa dei vincoli posti dall'inflazione e dal disavanzo nei conti con l'estero, da più parti è stata avanzata la proposta di riduzione dell'orario medio al fine di ripartire su un maggior numero di persone le minori opportunità di lavoro. La condizione necessaria, anche se non sufficiente, per l'efficacia di queste misure è che una riduzione dell'orario contrattuale si rifletta in misura proporzionale sugli orari di fatto. Lo scopo di questa ricerca è stato proprio quello di verificare empiricamente, su dati riferiti all'industria in senso stretto per il periodo 1970-1981, la validità di tale assunto. La principale conclusione cui si è pervenuti è che nel breve periodo esiste un'elasticità degli orari medi agli orari contrattuali sensibilmente inferiore all'unità, mentre nel lungo termine l'adeguamento è completo.

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

LA RELAZIONE TRA ORARI DI FATTO
E ORE CONTRATTUALI NELL'INDUSTRIA ITALIANA (*)

1 - Introduzione

In questa ricerca viene presentata una ricostruzione delle serie degli orari contrattuali dal 1970 al 1982 per l'industria escluse le costruzioni. Le serie sono state ottenute in termini di valori assoluti utilizzando le informazioni raccolte dall'Istat nella sua indagine sulle retribuzioni minime. Si è così potuto realizzare un confronto tra andamenti nel corso del tempo, distinguendo tra settori e qualifiche, analizzando anche l'influenza delle ore contrattuali sugli orari di fatto. Quest'ultimo punto è divenuto particolarmente importante negli ultimi anni in seguito alle ripetute richieste

(*) Ringraziamo Ezio Tarantelli e Carlo Tresoldi per i loro commenti ad una precedente stesura di questo lavoro; la ricostruzione delle serie storiche è stata possibile grazie all'aiuto e alla collaborazione di Giulio Annibali e Sebastiano Gatto dell'Istat. Andrea Borsari ha collaborato validamente alle elaborazioni. La responsabilità di eventuali errori è, naturalmente, solo degli autori.

Sebbene il lavoro sia frutto di una ricerca comune, i paragrafi 1, 2, 3 e la ricostruzione delle serie sono stati preparati da Giorgio Bodo mentre Curzio Giannini ha scritto i paragrafi 4 e 5 e le rimanenti parti dell'Appendice; le conclusioni sono di entrambi gli autori.

avanzate per la riduzione degli orari di lavoro al fine di contenere e ridurre la crescente disoccupazione ⁽¹⁾. E' quindi evidente la necessità di definire l'influenza delle ore contrattuali sulle ore effettivamente lavorate. Le riduzioni previste nei contratti potrebbero, infatti, portare unicamente ad una crescita delle prestazioni straordinarie con l'effetto di determinare ex-post solamente un aumento del salario a parità di ore lavorate. Per verificare il legame tra orari contrattuali e orari di fatto si sono impiegate tecniche econometriche, specificando una relazione comprendente anche l'influenza di altre variabili. In questa analisi sono stati attentamente considerati i diversi possibili effetti nel breve e nel lungo periodo, curando particolarmente la specificazione dinamica.

Per quanto riguarda la struttura della ricerca, nel secondo paragrafo è contenuto un esame degli andamenti degli orari contrattuali per settore e per tipo di occupazione, mentre nel terzo viene esposto lo schema teorico di riferimento. Nel quarto vengono presentate le strategie e le tecniche usate nelle stime econometriche. Nella parte successiva si procede alla verifica empirica e sono riportati i risultati con particolare attenzione alla selezione della specificazione; seguono quindi le conclusioni. In appendice sono, infine, i metodi seguiti nella ricostruzione delle serie, le procedure econometriche impiegate e le fonti statistiche.

⁽¹⁾ Per una rassegna delle diverse opinioni circa il probabile effetto che riduzioni generalizzate di orario avrebbero sull'occupazione, si vedano gli articoli contenuti nel numero speciale della "Rivista Internazionale di Scienze Sociali" su La crisi e le ore di lavoro, n. 3, 1981.

2 - Confronti tra settori e qualifiche

Sulla base della ricostruzione delle serie sugli orari contrattuali per il complesso dell'industria in senso stretto nonché per i 17 settori in cui è stato suddiviso questo aggregato, si è proceduto a due confronti. Il primo è relativo all'andamento nel tempo degli orari nei diversi settori; il secondo, invece, riguarda la relazione tra gli orari degli operai e quelli degli impiegati all'interno di ciascun settore.

Per quanto riguarda il confronto intersettoriale, si può notare, tra il 1970 e il 1982, un duplice fenomeno. Da un lato si ha una progressiva riduzione dell'orario complessivo, che passa dalle 2000 ore del 1970 alle 1782 del 1982 (pari ad una diminuzione di 11 punti percentuali); dall'altro si delinea la tendenza ad una graduale "omogeneizzazione" degli orari nei settori che compongono l'aggregato "industria in senso stretto". Considerando le misure della variabilità intersettoriale degli orari riportati nella Tav. 1, si vede come il campo di variazione, pari a 245 nel 1970, scenda continuamente, tranne sporadiche e modeste impennate, fino a raggiungere il valore di 48 nel 1982. Un modo diverso di evidenziare lo stesso fenomeno è quello di guardare al rapporto tra la varianza e la media, sceso da 37 a circa 8 nel periodo considerato. Risulta peraltro evidente come il fenomeno sia concentrato nella prima metà degli anni '70. Successivamente la tendenza diventa meno evidente e sembra quasi che si inverta. Tutti gli indicatori di variabilità riportati presentano infatti negli anni '80-'82 valori più elevati di quelli del periodo '75-'79.

TAVOLA 1
Indici di variabilità intersettoriale
degli orari contrattuali

Anno	Campo di Variazione	Varianza	<u>Varianza</u> Media
1970	245	5471.6	37.0
1971	167	2514.4	25.8
1972	117	1160.0	18.0
1973	59	423.0	11.2
1974	51	139.3	6.5
1975	36	61.4	4.4
1976	36	65.8	4.5
1977	36	66.2	4.5
1978	37	70.8	4.7
1979	34	60.7	4.3
1980	54	128.0	6.3
1981	42	91.9	5.4
1982	48	207.9	8.1

L'inversione di tendenza negli indicatori di variabilità degli orari contrattuali cui si è accennato in precedenza si spiega con il fatto che dalla situazione dei primi anni '70, in cui un certo numero di settori aveva orari molto più alti della media ma pochi lo avevano inferiore, si è passati nel corso del decennio ad una situazione molto più omogenea. Con l'inizio degli anni '80, però, la dispersione ha cominciato a riprodursi, questa volta per il fatto che in alcuni settori l'orario di lavoro è continuato a diminuire mentre in tutti gli altri rimaneva sostanzialmente fermo sui valori raggiunti. Tuttavia, malgrado questo andamento, le differenze intersettoriali di orario rimangono molto limitate. Resta da notare che quasi tutti i settori che nel 1970 avevano orari molto inferiori alla media (Estrattive, Pelli e cuoio, Lavorazione minerali non metalliferi, Carta e Cartotecnica, Chimiche, ma soprattutto Petrolifero e Energia elettrica e Gas) hanno perso questa posizione di vantaggio relativo avendo attualmente orari uguali o superiori alla media dell'industria in senso stretto (Tav. 2).

Per quanto riguarda la differenza tra l'orario di lavoro contrattuale degli operai e quello degli impiegati, c'è da dire che all'inizio degli anni '70 essa era ancora piuttosto ampia. I settori in cui il fenomeno risultava più evidente erano quelli delle Materie plastiche, della Gomma, delle Estrattive e della Chimica farmaceutica. Il fenomeno della riduzione progressiva dell'orario di lavoro già osservato si è accompagnato, però, all'interno di ciascun settore, ad un altrettanto evidente processo di omogeneizzazione tra operai e impiegati. La Tavola 3, in cui si riportano le variazioni percentuali

TAVOLA 2

Livelli e variazioni percentuali degli orari contrattuali per dipendente tra il 1970 e il 1982
(industria in senso stretto)

Settore	Ore			Variazioni percentuali		
	1970	1976	1982	1982 1970	1976 1970	1982 1976
Estrattive	1935	1799	1777	-8.2	-7.0	-1.2
Alimentari	2006	1784	1751	-12.8	-11.1	-1.9
Tessili	2007	1803	1796	-10.5	-10.2	-0.4
Confezioni	2057	1803	1756	-14.6	-12.4	-2.6
Calzature	2051	1805	1756	-14.4	-12.0	-2.7
Pelli e Cuoio	1983	1805	1779	-10.3	-9.0	-1.5
Legno	2061	1820	1778	-13.7	-11.7	-2.3
Metalmeccanica	2010	1791	1791	-10.9	-10.9	.0
Lavorazione minerali non metalliferi	1977	1804	1773	-10.3	-8.8	-1.7
Chimica e farmaceutica	1912	1795	1785	-6.6	-6.1	-0.6
Petroliera	1839	1790	1788	-2.8	-2.7	-0.1
Gomma	2034	1804	1798	-11.6	-11.3	-0.3
Produzione fibre chimiche	1984	1801	1789	-9.8	-9.2	-0.7
Carta e cartotecnica	1931	1798	1783	-7.6	-6.8	-0.8
Grafiche	1913	1798	1780	-7.0	-6.0	-1.0
Piastiche	2049	1803	1798	-12.3	-12.0	-0.3
Energia elettrica e gas	1816	1791	1783	-1.9	-1.4	-0.5
TOTALE	2000	1797	1782	-10.9	-10.2	-0.8

TAVOLA 3

Variazioni percentuali degli orari contrattuali
degli operai e degli impiegati tra il 1970 e il 1982

SETTORE	OPERAI		IMPIEGATI	
	1976 1970	1982 1976	1982 1970	1982 1976
Estrattive	-7.3	-1.3	-8.5	-0.7
Alimentari	-11.3	-2.0	-13.0	-1.9
Tessili	-10.2	-0.4	-10.6	-0.4
Confezioni	-12.4	-2.6	-14.7	-2.4
Pelli e Cuoio	-12.0	-2.7	-14.4	-2.7
Calzature	-9.0	-1.5	-10.3	-1.4
Legno	-11.7	-2.4	-13.8	-2.4
Metalmecanica	-11.1	0	-11.1	0
Lavorazione min. non metal.	-8.8	-1.8	-10.5	-1.0
Chimica	-6.9	-0.6	-7.5	-0.6
Petroliifera	-2.7	-0.1	-2.8	-0.1
Gomma	-12.0	-0.3	-12.2	-0.3
Prod. Fibre Chimiche	-9.3	-0.7	-9.9	-0.7
Carta e cartotecnica	-6.8	-0.9	-7.6	-0.2
Grafiche	-6.1	-1.1	-7.2	-0.7
Plastiche	-12.6	-0.3	-12.9	-0.3
Energia elettrica e gas	-1.1	-0.6	-1.6	-0.3

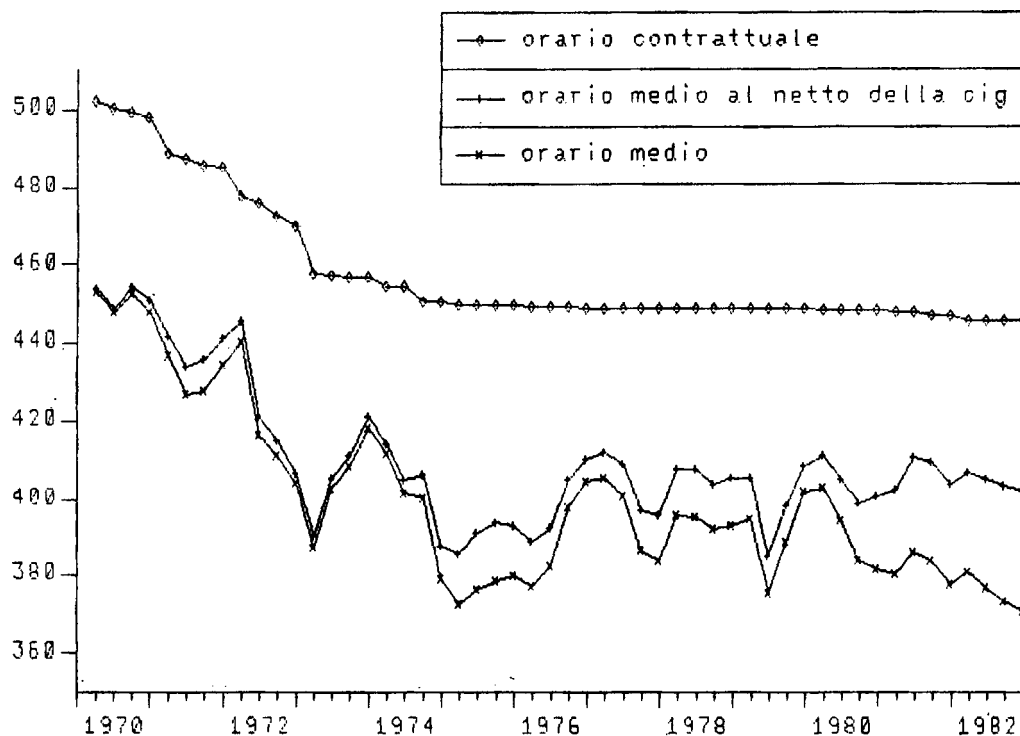
degli orari contrattuali separatamente per gli operai e per gli impiegati, permette di rilevare come nella grande maggioranza dei settori la riduzione degli orari tra il 1970 e il 1982 sia stata più accentuata per gli operai. Anche in questo caso la maggior parte di questo riassorbimento progressivo del divario si è avuta nella prima metà del decennio, ma il fenomeno è continuato anche successivamente fino al raggiungimento di una sostanziale uguaglianza di orario, traguardo che si può dire acquisito nel 1981.

3 - Lo schema teorico

Le serie elaborate precedentemente permettono di verificare empiricamente l'influenza degli orari contrattuali sugli orari di fatto. Dal confronto tra le due serie (Fig. 1) risulta evidente come l'orario contrattuale, contrariamente a quanto poteva attendersi a priori, presenti un livello sempre superiore all'orario di fatto, pur con dinamiche simili nel medio periodo. A tale riguardo è opportuno precisare che le ore stabilite per contratto sono al netto di ferie e festività ma, ovviamente, non escludono le assenze per malattia, infortuni sul lavoro, maternità, sciopero, permessi vari e le assenze ingiustificate. Sottraendo il totale delle ore perse per questi motivi, una cui stima è fornita per il periodo 1971-1982 da un'indagine della Confindustria ⁽²⁾, dalle ore contrattuali, si nota come queste ultime siano quasi sempre al di sotto dell'orario medio di fatto, al netto della Cassa integrazione, con una differenza tra le serie che fluttua in funzione del ciclo e tende ad annullarsi negli anni di recessione (Fig. 2). L'inclusione o l'esclusione delle statistiche sull'assenteismo, comunque, porta ad alterare sostanzial-

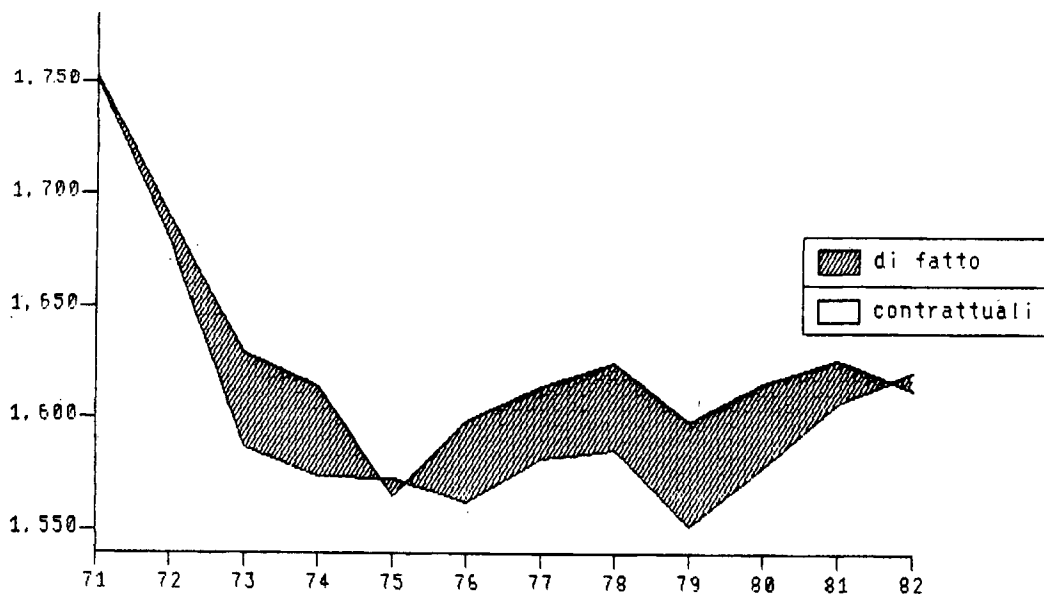
(²) Si vedano le statistiche su, Tassi di gravità ed ore perdute pro-capite dagli operai per settore di industria e motivo di assenza, "Rassegna di statistiche del lavoro", Roma, vari numeri. In tale indagine i motivi di assenza considerati sono: infortuni sul lavoro e malattie professionali, malattie non professionali, congedo matrimoniale, maternità ed allattamento, permessi, assenze ingiustificate, sospensioni disciplinari e sciopero. I dati si riferiscono ai soli operai dell'industria manifatturiera.

Fig. 1



orari contrattuali e orari medi (al lordo e al netto della cig) nell'industria in senso stretto

Fig. 2



orari di fatto e orari contrattuali al netto delle assenze

mente il livello, ma non l'andamento ⁽³⁾, degli orari contrattuali. Per tale motivo e, per possibili disomogeneità nelle statistiche sulle assenze rispetto agli altri dati disponibili, nel prosieguo si farà riferimento unicamente agli orari contrattuali complessivi senza effettuare alcuna correzione.

L'ipotesi di comportamento adottata presuppone che le imprese, in misura parziale o totale, adeguino l'orario medio all'orario contrattuale con fluttuazioni di breve periodo determinate dalle condizioni di domanda. Un modello simile può essere derivato, come già mostrato da Ball e St. Cyr ⁽⁴⁾, da un consueto processo statico di minimizzazione dei costi da parte delle imprese. Data la tradizionale funzione di produzione Cobb-Douglas

$$(1) \quad Q_t = A(E_t h_t)^\alpha K_t^\beta e^{\gamma t}$$

dove: Q è il prodotto, E l'occupazione, K lo stock di capitale, t un trend temporale che rappresenta il progresso tecnico e h l'orario effettivo di lavoro

e la funzione di costo ad essa associata,

$$(2) \quad C_t = W_t E_t + E_t \sigma_t (h_t - HC_t)^+$$

dove: C rappresenta il costo complessivo del lavoro, W_t il saggio di salario più gli oneri sociali e σ_t l'incremento nelle

⁽³⁾ Il coefficiente di correlazione tra le due serie è pari a .9.

⁽⁴⁾ Si veda R.J. Ball - E.B.A. St. Cyr, Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry, "Review of Economic Studies", 1966.

remunerazioni che le imprese sono tenute a pagare quando l'orario effettivo supera quello contrattuale o normale (HC) la minimizzazione della funzione di costo porta, per l'orario medio, al livello ottimale

$$(3) \quad h_t^* = HC_t$$

e quindi in termini di occupazione, dopo aver applicato i logaritmi, a:

$$(4) \quad \ln E_t^* = \frac{1}{\alpha} \left[-\ln A + \ln Q_t - \gamma t - \beta \ln K_t \right] - \ln h_t^*$$

Il termine $e^{\gamma t} K_t^\beta$, che rappresenta il progresso tecnico e l'accumulazione del capitale, può essere approssimato con il livello del potenziale produttivo (QP)^δ assumendo una relazione tra le variabili di tipo log-lineare. Sostituendo nell'equazione (4) si ottiene:

$$(5) \quad \ln E_t^* = \frac{1}{\alpha} \left[-\ln A + \ln(Q_t/QP_t) - (\delta-1)\ln QP_t \right] - \ln h_t^*$$

Poichè la capacità utilizzata (KTOT) è definita dal rapporto tra output effettivo e potenziale, la relazione (5) può anche essere espressa come:

$$(6) \quad \ln E_t^* = \frac{1}{\alpha} \left[-\ln A + \ln KTOT_t - (\delta-1) \ln QP_t \right] - \ln h_t^*$$

nel caso in cui $\delta = 1$ la relazione si semplificherebbe con la scomparsa della variabile rappresentante il prodotto potenziale.

Naturalmente i valori ottimali delle variabili non vengono raggiunti immediatamente a causa dei costi connessi al cambiamento; per tale motivo sono stati introdotti i seguenti meccanismi di aggiustamento, rispettivamente per l'occupazione e gli orari:

$$(7) \quad \ln E_t - \ln E_{t-1} = \lambda (\ln E_t^* - \ln E_{t-1})$$

$$(8) \quad h_t^* = A(L)HC_t; \quad \text{con somma dei pesi pari all'unità.}$$

L'equazione (7) rappresenta il tradizionale meccanismo di partial adjustment mentre nella relazione (8) si è ipotizzato un processo di adeguamento degli orari ottimali a quelli contrattuali con un modesto ritardo temporale. Dalla sostituzione dei valori ottimali si ottiene, ipotizzando un polinomio di primo grado per $A(L)$ ⁽⁵⁾:

$$(9) \quad \ln h_t = a_0 + a_1 \ln KTOT_t + a_2 \ln KTOT_{t-1} + a_3 \ln QP_t + a_4 \ln QP_{t-1} + a_5 \ln HC_t + a_6 \ln HC_{t-1} + a_7 \ln h_{t-1}$$

$$\text{con: } a_1 = (1 - \lambda) / \alpha; \quad a_2 = - (1 - \lambda) / \alpha$$

$$a_3 = - (1 - \lambda) (\delta - 1) / \alpha; \quad a_4 = (1 - \lambda) (\delta - 1) / \alpha$$

$$a_5 = \lambda \gamma_1; \quad a_6 = \lambda \gamma_2; \quad a_7 = 1 - \lambda$$

Le restrizioni derivanti dal modello teorico sono quindi:

$$a_1 = - a_2; \quad a_3 = - a_4; \quad a_5 + a_6 + a_7 = 1$$

I vincoli stanno ad indicare che solo nel breve periodo dovrebbero riscontrarsi scostamenti tra orari effettivi e orari contrattuali in relazione alle condizioni della domanda; nel medio-lungo periodo, invece, vi dovrebbe essere un adeguamento completo delle ore lavorate alle ore contrattuali.

Nella stima empirica il modello rappresentato nell'equazione (9)

⁽⁵⁾ In realtà nella stima si sono considerati ritardi fino al secondo trimestre senza che questi risultassero significativi.

è stato modificato in alcuni aspetti. In primo luogo la variabile relativa al potenziale produttivo non è mai risultata significativa, ad indicare un valore di δ pari all'unità ⁽⁶⁾ comportando quindi una specificazione più semplice. Inoltre, si è tenuto conto del fatto che la dinamica degli orari medi è chiaramente influenzata anche dalle ore perse per scioperi (CS); questa variabile può in taluni momenti assumere particolare rilevanza, pur senza influire sull'andamento di medio periodo.

⁽⁶⁾ Per brevità non si sono riportate tali stime che sono comunque disponibili presso gli autori.

4 - Premessa all'indagine empirica

Fino a questo momento si è ipotizzato che la relazione tra le variabili considerate sia di forma logaritmica. Sembra tuttavia opportuno procedere a discriminare tra varie specificazioni funzionali anche sulla base dei dati empirici. La più nota delle procedure statistiche utilizzate a questo fine è quella proposta da Box e Cox che, tuttavia, data la complessità del suo utilizzo, non è particolarmente utile nei casi in cui si voglia solo discriminare tra forma lineare e logaritmica. In alternativa a questo metodo si è impiegato un test recentemente proposto da Godfrey e Wickens, basato sul moltiplicatore di Lagrange ⁽⁷⁾. Il test sulla forma funzionale ⁽⁸⁾ è stato applicato alla (10) non ristretta, in cui, sulla base dello schema teorico precedente, si è ritenuto opportuno considerare ritardi delle variabili fino ad un trimestre, con l'esclusione delle ore perse per sciopero, ottenendo quindi per la forma logaritmica:

$$(10) \quad \ln (OLDE_t) = b_0 + b_1 CS_{1,t} + b_2 CS_{2,t} + b_3 \ln (KTOT_t) \\ + b_4 \ln (KTOT_{t-1}) + b_5 \ln (HC_t) + b_6 \ln (HC_{t-1}) + b_7 \ln (OLDE_{t-1})$$

dove: OLDE sono gli orari di fatto al netto delle ore concesse di Cassa integrazione, la variabile CS_t è stata divisa in $CS_{1,t}$, uguale

⁽⁷⁾ Per una descrizione più dettagliata di questo test ed anche delle altre procedure seguite nella stima si veda in Appendice la parte relativa alle Procedure di stima e ai test impiegati.

⁽⁸⁾ L.G. Godfrey - M.R. Wickens, Testing Linear and Log-linear Regressions for Functional Form, "Review of Economic Studies", (1981), Vol. XLVIII, pagg. 487-496.

a CS_t dal 7001 al 7404 e zero successivamente e $CS_{2,t}$ uguale a zero fino al 7404 e pari a CS_t dal 7501 in poi. Tale divisione si giustifica in base al cambiamento nelle definizioni delle ore perse per scioperi che, mentre fino a tutto il 1974 consideravano solo i conflitti originati dal rapporto di lavoro, successivamente includono tutti i conflitti indipendentemente dalle cause ⁹).

Un altro punto di interesse dell'indagine empirica consiste nella determinazione della variabile che meglio rappresenta l'utilizzazione degli impianti. In Italia esistono due serie disponibili con continuità dall'inizio degli anni settanta: la prima costruita in base all'applicazione del metodo Wharton alle serie di produzione industriale, la seconda ottenuta dai risultati dell'inchiesta condotta da ISCO e Mondo Economico ¹⁰). Per discriminare tra le due possibili variabili si è costruito un modello allargato che le comprende entrambe; sulla base del consueto F-test sulle restrizioni si è verificata la presenza di effetti significativi per ciascuna delle due serie di capacità. In modo analogo si è proceduto per la determinazione dei ritardi temporali. Dalla specificazione dinamica ottenuta si è poi cercato di risalire ad un qualche schema teorico

⁹) Per la metodologia seguita nella costruzione dei dati si veda L.Barbone-G.Bodo-I.Visco, Costi e profitti nell'industria in senso stretto, "Bollettino Banca d'Italia", gennaio-dicembre 1981.

¹⁰) Per un'esposizione della metodologia impiegata nella costruzione della prima serie e per un confronto tra le due variabili, si veda G. Bodo, Misura e analisi della capacità produttiva, "Bollettino Banca d'Italia", 1981.

che possa giustificarla come, ad esempio, schemi di partial adjustment o di error correction. Si è preferito seguire tale procedura per non imporre implicitamente a priori delle restrizioni sui dati, con il rischio di arrivare a stime distorte ed inconsistenti dei parametri rilevanti. Inoltre, per il numero ridotto di variabili incluse, non sembra che possano esservi notevoli problemi in termini di gradi di libertà o di multicollinearità tipici delle stime basate su specificazioni completamente libere.

Nelle varie equazioni stimate si è sempre proceduto a calcolare una serie di diagnostici per individuare la presenza di non-normalità o di autocorrelazione negli errori. Per la prima verifica ci si è serviti di un test proposto da Jarque e Bera (¹¹), mentre per quanto riguarda l'autocorrelazione si è deciso di impiegare il modified Lagrange multiplier test (MLM) (¹²). Poichè le stime sono condotte su

(¹¹) A.K. Bera - C.M. Jarque, Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, "Economic Letters", n° 7, (1981), pagg. 313-318.

(¹²) Il tradizionale Lagrange multiplier test presenta nei piccoli campioni lo svantaggio di avere un livello di significatività effettivo superiore a quello nominale; questo implica che l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione viene respinta più frequentemente di quanto indicato al livello nominale. Inoltre, in diversi casi, si è avuto l'inconveniente che un modello con regressori ridondanti fosse respinto dal test, ma che dallo stesso fosse accettato se rispecificato con l'imposizione di restrizioni semplificatrici. Su questi punti si veda J.F. Kiviet, On the Rigour of Some Specification Tests for Modelling Dynamic Relationships, mimeo, L.S.E, (1981).

dati trimestrali, si sono considerati processi di autocorrelazione fino al quarto ordine. Inoltre, date le crescenti fluttuazioni cicliche delle variabili a partire dagli anni settanta, è stato considerato un semplice test per verificare l'ipotesi di assenza di eteroschedasticità nei residui (¹³). Tale test presenta il vantaggio di non rendere necessario specificare a priori quale forma possa avere l'eteroschedasticità nei residui, assumendo solamente, nell'ipotesi alternativa, che essi crescano nel corso del tempo (¹⁴).

Tutti i modelli sono stati stimati per il periodo dal 7002 al 7904 applicando il test di Hendry sulla stabilità strutturale per gli otto trimestri successivi; nel caso di assenza di valori significativi nei diagnostici si è proceduto a ristimare le equazioni fino all'8104.

Si è anche affrontato il problema della simultaneità, con l'utilizzo di stime a variabili strumentali, anche se solamente tra orari medi e grado di utilizzo degli impianti sembra essere presente una interazione sensibile, poichè le altre variabili, orari contrattuali e ore perse per sciopero, possono considerarsi come esogene al modello. Al fine di valutare la significatività della differenza tra stime a variabili strumentali e ai minimi quadrati ordinari si è utilizzata una procedura proposta da Hausman (¹⁵).

(¹³) A.C. Harvey, The Econometric Analysis of Time Series, Philip Allan, Oxford, (1981).

(¹⁴) A.C. Harvey op.cit., pagg. 157-158.

(¹⁵) J.A. Hausman, (1978), Specification Tests in Econometrics, "Econometrica", n° 6, pp. 1251-1271

5 - Stime

Le specificazioni di base sottoposte a stima sono la (11) e la (12), che si riportano di seguito per comodità espositiva:

$$(11) \quad \text{OLDE}_t = a_0 + a_1 \text{CS}_{1,t} + a_2 \text{CS}_{2,t} + a_3 \text{KTOT}_t + a_4 \text{KTOT}_{t-1} \\ + a_5 \text{HC}_t + a_6 \text{HC}_{t-1} + a_7 \text{OLDE}_{t-1}$$

$$(12) \quad \ln(\text{OLDE}_t) = b_0 + b_1 \text{CS}_{1,t} + b_2 \text{CS}_{2,t} + b_3 \ln(\text{KTOT}_t) \\ + b_4 \ln(\text{KTOT}_{t-1}) + b_5 \ln(\text{HC}_t) + b_6 \ln(\text{HC}_{t-1}) + b_7 \ln(\text{OLDE}_{t-1})$$

Nella Tavola 4 vengono riportate le stime ottenute per la sola forma logaritmica, sia nella versione più generale del modello che in quella ristretta (rispettivamente equazione n.1 e n.2 nella numerazione progressiva adottata nella tavola). Il test di Godfrey e Wickens, infatti, ha permesso per tutte le equazioni stimate di discriminare in favore della forma logaritmica. I coefficienti riportati nella tavola, di conseguenza, rappresentano l'elasticità degli orari di fatto rispetto alle variabili esplicative.

La variabile dipendente è costituita dagli orari di fatto al netto delle ore di Cassa integrazione. Tutte le stime, però, sono state ripetute usando come variabile dipendente gli orari lordi. I risultati ottenuti, riportati nella Tav. 5, sono qualitativamente uguali e solo marginalmente diversi dal punto di vista quantitativo anche se è da notare che le equazioni riferite all'orario lordo presentano una marcata instabilità strutturale. Pertanto di seguito si farà riferimento, salvo diversa indicazione, alla stima con gli orari al netto delle ore integrate come variabile dipendente.

TAVOLA 4 - ORARI DI FATTO (al netto delle ore di Cassa integrazione)

log(OLDE) _t	(1)	(2)	(3)	(4)
Costante	-1.856 (-3.168)	-1.817 (-3.195)	-2.776 (-4.232)	-.783 (-1.398)
CLISS _{1,t}	-7.434E-7 (-5.011)	-7.697E-7 (-6.099)	-7.394E-7 (-6.127)	-8.817E-7 (-5.263)
CLISS _{2,t}	-6.311E-7 (-3.974)	-6.325E-7 (-4.030)	-6.977E-7 (-4.625)	-7.107E-7 (-3.325)
log(OLDE) _{t-1}	.378 (3.682)	.378 (3.730)	.328 (3.349)	.382 (3.433)
log(KTOT) _t	.380 (6.213)	.381 (6.307)	.488 (6.282)	
log(KTOT) _{t-1}	-.208 (-2.850)	-.209 (-2.889)	-.153 (-1.845)	
log(HC) _t	.141 (.348)			
log(HC) _{t-1}	.503 (1.234)	.638 (5.143)	.844 (5.931)	.509 (3.923)
D7801	.022 (2.122)	.022 (2.149)	.023 (2.340)	.017 (1.247)
log(ISK) _t			-.120 (-1.467)	.226 (2.552)
log(ISK) _{t-1}			-.116 (-1.302)	-.066 (-.667)
Statistiche	$\bar{R}^2 = .953$; $S_R = .010$; $T = 47$ $LMN(2) = 1.367$; $MLM_1 = .394$ $MLM_2 = 1.952$; $MLM_3 = .386$ $MLM_4 = .129$; $MLM_{1-4} = .715$ $\chi^2_{PS(8)} = 4.503$ $\chi^2_{HET(16)} = 7.786$ $\chi^2_{LIN(1)} = 5.004^*$ $\chi^2_{LOG(1)} = 2.892$	$\bar{R}^2 = .945$; $S_R = .010$; $T = 47$ $LMN(2) = 1.364$; $MLM_1 = .387$ $MLM_2 = 1.726$; $MLM_3 = .479$ $MLM_4 = .162$; $MLM_{1-4} = .715$ $\chi^2_{PS(8)} = 4.550$ $\chi^2_{HET(16)} = 7.720$ $\chi^2_{LIN(1)} = 4.500^*$ $\chi^2_{LOG(1)} = 2.697$	$\bar{R}^2 = .951$; $S_R = .009$; $T = 47$ $LMN(2) = 1.399$; $MLM_1 = .072$ $MLM_2 = 1.392$; $MLM_3 = 1.246$ $MLM_4 = 2.124$; $MLM_{1-4} = 7.393$ $\chi^2_{PS(8)} = 4.326$ $\chi^2_{HET(16)} = 10.289$	$\bar{R}^2 = .899$; $S_R = .014$; $T = 47$ $LMN(2) = 2.458$; $MLM_1 = 1.738$ $MLM_2 = 3.906^*$; $MLM_3 = .716$ $MLM_4 = .192$; $MLM_{1-4} = 1.324$ $\chi^2_{PS(8)} = 4.326$ $\chi^2_{HET(16)} = 6.157$

LEGENDA Tavv. 4,5 e 8

Variabili: OLDE orario per dipendente al netto delle ore di Cassa integrazione; OLD orario per dipendente; CLISS₁ ore perse per sciopero dal 7001 al 7404, zero successivamente; CLISS₂ ore perse per sciopero dal 7501 all'8204, zero precedentemente; KTOT capacità utilizzata (Wharton); ISK capacità utilizzata (inchiesta ISCO); D7801 dummy uguale ad 1 nel 7801, zero altrove; HC orari contrattuali.

Statistiche: R² coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà; S_R errore standard della regressione; T numerosità del campione; LMN Lagrange multiplier per il test di normalità con in parentesi il numero di gradi di libertà; MLM_j modified Lagrange multiplier per il test di autocorrelazione del j-mo ordine; MLM₁₋₄ modified Lagrange multiplier per il test congiunto di autocorrelazione di ordine 1,4; χ^2_{PS} Hendry test di stabilità strutturale con in parentesi il numero di gradi di libertà; χ^2_{HET} Harvey test di eteroschedasticità con in parentesi il numero di gradi di libertà; χ^2_{LIN} e χ^2_{LOG} Godfrey-Breusch tests per l'ipotesi di linearità o log-linearità; Δ differenze prime; log logaritmo naturale; E notazione esponenziale; un asterisco (*) indica un valore significativo dei tests sulla correttezza della specificazione.

TAVOLA 5 - ORARI DI FATTO (al lordo delle ore di Cassa integrazione)

log(OLD _t)	(5)	(6)	(7)	(8)
Costante	-2.466 (-3.284)	-2.543 (-3.292)	-2.443 (-3.017)	-1.886 (-2.621)
CLISS _{1,t}	-5.026E-7 (-4.059)	-4.616E-7 (-3.122)	-5.040E-7 (-3.856)	-6.781E-7 (-3.832)
CLISS _{2,t}	-5.162E-7 (-3.150)	-5.143E-7 (-3.109)	-5.147E-7 (-3.031)	-5.710E-7 (-2.429)
log(OLD _{t-1})	.513 (4.969)	.510 (4.882)	.511 (4.762)	.371 (2.996)
log(KTOT _t)	.559 (9.073)	.557 (8.951)	.550 (6.162)	
log(KTOT _{t-1})	-.376 (-4.843)	-.374 (-4.767)	-.372 (-4.008)	
log(HC _t)		-.220 (.520)		
log(HC _{t-1})	.607 (4.148)	.400 (.938)	.603 (3.849)	.570 (3.802)
D7801	.025 (2.314)	.025 (2.290)	.025 (2.231)	.021 (1.363)
log(ISK _t)			.014 (.147)	.394 (4.070)
log(ISK _{t-1})			-.003 (-.029)	-.073 (-.618)
Statistiche	$\bar{R}^2 = .959$; $S_R = .011$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = .491; MLM ₁ = 2.066 MLM ₂ = .032; MLM ₃ = .037 MLM ₄ = 1.272; MLM ₁₋₄ = 4.150	$\bar{R}^2 = .959$; $S_R = .011$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = .343; MLM ₁ = 1.969 MLM ₂ = .020; MLM ₃ = .072 MLM ₄ = 1.306; MLM ₁₋₄ = .842	$\bar{R}^2 = .957$; $S_R = .011$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = .512; MLM ₁ = 2.018 MLM ₂ = .024; MLM ₃ = .026 MLM ₄ = 1.142; MLM ₁₋₄ = .779	$\bar{R}^2 = .918$; $S_R = .015$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = .104; MLM ₁ = 5.550 MLM ₂ = 1.841; MLM ₃ = .432 MLM ₄ = .002; MLM ₁₋₄ = 1.643
	$\chi^2_{PS(8)} = 25.716^*$ $\chi^2_{HET(16)} = 15.740$	$\chi^2_{PS(8)} = 24.811^*$ $\chi^2_{HET(16)} = 15.708$	$\chi^2_{PS(8)} = 49.607^*$ $\chi^2_{HET(16)} = 15.306$	$\chi^2_{PS(8)} = 5.438$ $\chi^2_{HET(16)} = 7.739$

L'adattamento delle regressioni e in genere soddisfacente; l'errore standard non è mai superiore al punto percentuale. I coefficienti stimati hanno tutti il segno atteso e assumono valori plausibili. Tutti i tests per verificare la correttezza della specificazione cui sono state sottoposte queste stime (autocorrelazione, eteroschedasticità, stabilità strutturale) hanno dato esito negativo, permettendo di accettare le ipotesi nulle. Rispetto al modello teorico sviluppato nel paragrafo precedente è stata introdotta una variabile di comodo, pari a 1 nel primo trimestre 1978, per tenere conto di un'anomalia nei dati già riscontrata in un lavoro precedente e non riconducibile immediatamente ad una spiegazione in termini economici (¹⁶).

Passando ad esaminare i coefficienti delle singole variabili, dalla Tav. 4 si nota come l'ipotesi principale del presente lavoro, e cioè che gli orari di fatto si adeguino in modo elevato nel medio termine agli orari contrattuali, venga confortata dai dati. Tale effetto, però, non si esplica immediatamente, sia perchè occorre tempo per riorganizzare i processi produttivi quando si verificano delle riduzioni generalizzate degli orari contrattuali, sia perchè la fase ciclica attraversata dall'economia svolge un ruolo sostanziale nel frenare l'adeguamento degli orari di fatto. Per tenere conto del processo di aggiustamento sono state ipotizzate diverse strutture di ritardi. La più semplice di queste, ottenuta sfasando di un periodo

(¹⁶) G. Bodo, Demand for Labour In The Italian Industry (1970-1980), "Applied Economics", 1984, n. 16.

gli orari contrattuali, è quella che ha dato i risultati più soddisfacenti. La somma dei coefficienti della variabile sfasata e della variabile al tempo t è pari a 0.7, ad indicare un'elasticità di breve periodo degli orari di fatto agli orari contrattuali sensibilmente inferiore a 1. Peraltro, poichè il coefficiente degli orari contrattuali al tempo t è al margine del campo di significatività statistica, abbiamo ristimato l'equazione (12) senza questa variabile. I risultati della stima (Fig. 3, equazione n. 2 nella Tav. 4) sono leggermente migliori, con un errore standard minore e una maggiore significatività dei coefficienti, per cui d'ora in poi, nell'analizzare il comportamento delle altre variabili esplicative, si farà riferimento a questa specificazione. Per mettere in evidenza la dinamica del processo di aggiustamento degli orari di fatto agli orari contrattuali, si sono calcolati anche i valori dei moltiplicatori d'impatto, totali e ad interim (Tav. 6). Come si può notare, nel

Tav. 6

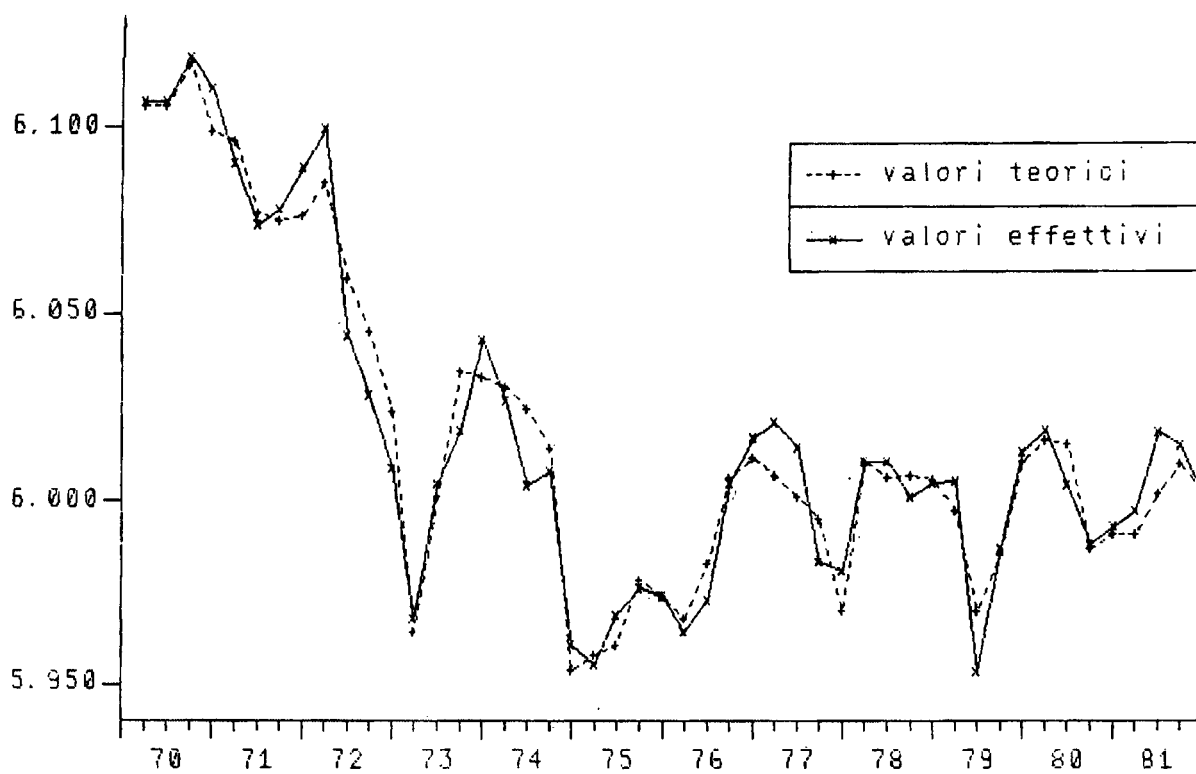
Moltiplicatori d'impatto, totali e ad interim di una variazione degli orari contrattuali sull'orario medio

Trimestri	Valori assoluti	Somma cumulata dei valori assoluti	Somma cumulata in percentuale
0	---	---	---
1	0.638	0.638	62.2
2	0.241	0.879	85.7
3	0.091	0.970	94.5
4	0.034	1.004	97.9
Totale		1.026	100

Fig. 3

valori teorici e valori effettivi

(equazione 12)



trimestre successivo a quello in cui variano le ore contrattuali si verifica un adeguamento di circa il 62 per cento negli orari medi che passa al 94.5 dopo tre trimestri; si tratta quindi di un processo di aggiustamento abbastanza rapido che si esaurisce in maniera pressochè completa nell'arco di un anno ⁽¹⁷⁾.

L'effetto delle ore perdute per conflitti di lavoro è stato colto nelle equazioni stimate per mezzo di due variabili distinte, per tenere conto del problema, cui si è fatto cenno nel precedente

⁽¹⁷⁾ Definendo la soluzione di equilibrio come:

$$\bar{y} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_j}{1 - \alpha_1 - \dots - \alpha_r} \bar{x}$$

dove β_j e α_r rappresentano, rispettivamente, i coefficienti della variabile esplicativa e della variabile dipendente ai vari ritardi, i valori dei moltiplicatori ad interim δ_j sono calcolabili dalle seguenti formule:

$$a) \quad \delta_j = \sum_{i=1}^{\min(j,r)} \alpha_i \delta_{j-i} + \beta_j, \quad 1 \leq j \leq s$$

$$b) \quad \delta_j = \sum_{i=1}^{\min(j,r)} \alpha_i \delta_{j-i}, \quad j > s$$

con $\delta_0 = \beta_0$, cioè uguale al moltiplicatore d'impatto; nel nostro caso $r = 1$, $s = 1$ e $\delta_0 = 0$.

paragrafo, connesso alle differenti definizioni adottate dall'Istat nelle sue rilevazioni prima e dopo il 1975. Per verificare la correttezza della procedura adottata, si è fatto ricorso ad un tradizionale t-test sull'uguaglianza dei coefficienti delle due variabili ($CLISS_1$ e $CLISS_2$). Tale test, ripetuto per tutte le specificazioni riportate nella tavola, ha dato risultati sempre favorevoli all'ipotesi che le due serie rappresentino fenomeni sostanzialmente diversi. L'effetto delle ore perse per scioperi sugli orari effettivi, tuttavia, non appare in media molto rilevante dal punto di vista quantitativo, anche se è significativo statisticamente. Il segno della relazione è comunque quello atteso: ad un aumento degli scioperi corrisponde una diminuzione delle ore lavorate.

Il problema della simultaneità è stato affrontato impiegando il metodo delle variabili strumentali. Date le caratteristiche delle variabili esplicative, infatti, a priori sembra possibile che esista una certa simultaneità tra la variabile di capacità e le ore lavorate di fatto, mentre gli orari contrattuali e i conflitti di lavoro sembrano potersi considerare come esogeni al modello. I risultati della stima, riportati nella Tav. 7, confermano quanto già ottenuto in precedenza, con valori dei coefficienti molto vicini a quelli derivanti dalla stima ai minimi quadrati ordinari, con l'eccezione delle variabili di capacità per le quali esistono delle differenze, anche se non significative in base al test di Hausman.

Il problema della scelta tra le due serie sulla capacità utilizzata esistenti in Italia, quella ricavata dall'inchiesta mensile ISCO-ME e quella ottenuta applicando il metodo Wharton è

TAVOLA 7 - ORARI DI FATTO (al netto delle ore di Cassa integrazione; stime con variabili strumentali)

$\log(OLDE)_t$	Coefficienti	T-statistici	Legenda
Costante	-1.831	-3.134	<p>GB_j, <u>Godfrey-Breusch test</u> per la presenza di autocorrelazione del j-esimo ordine nei residui (distribuito come una χ^2 con 1 grado di libertà); GB_{1-4} <u>Godfrey-Breusch test</u> per la presenza di autocorrelazione congiunta di 1-4° ordine nei residui (distribuito come una χ^2 con 2 gradi di libertà); RMSE radice dell'errore quadratico medio; MAE errore medio assoluto; T numero delle osservazioni; χ^2 <u>Sargan test</u> per l'indipendenza degli strumenti usati dai residui con relativo numero di gradi di libertà; HT <u>Hausman test</u>, distribuito come una F centrale con in parentesi i gradi di libertà; VA_{-1} valore aggiunto al costo dei fattori dell'industria in senso stretto sfasato di 1 periodo; t <u>trend</u> lineare; t^2 <u>trend</u> quadratico; $HCIG_{-1}$ ore di Cassa integrazione sfasate di 1 periodo.</p>
D7801	0.022	2.064	
CLISS ₁	-8.226E-7	-5.623	
CLISS ₂	-6.682E-7	-3.988	
$\log(OLDE_{t-1})$	0.342	2.985	
$\log(HC_{t-1})$	0.673	4.976	
$\log(KTOT_t)$	0.293	2.278	
$\log(KTOT_{t-1})$	-0.128	-1.007	
Statistiche	$GB_1=0.220$; $GB_2=2.830$; $GB_3=1.140$; $GB_4=0.004$ $GB_{1,4}=0.220$; $RMSE=0.00938$; $MAE=0.00743$; $T=47$ $\chi^2_{(4)}=5.28$; $HT_{1,8}=0.630$		
Strumenti	C, D7801, CLISS ₁ , CLISS ₂ , $\log(OLDE_{-1})$, $\log(HC_{-1})$, $\log(HC)$, $\log(KTOT_{-1})$, $\log(VA_{-1})$, t, t^2 , $HCIG_{-1}$		

stato affrontato per mezzo di un F-test, confrontando la specificazione generale, in cui compaiono entrambe le variabili, con le due specificazioni ristrette ottenute eliminando alternativamente una delle due serie. Nel caso in cui la variabile dipendente è OLD, cioè gli orari non corretti per la Cassa integrazione, il test permette di discriminare in modo netto tra le due serie, pronunciandosi in favore di quella basata sul metodo Wharton. Quando la variabile dipendente è OLDE (orari al netto delle ore di integrazione salariale), invece, entrambe le variabili risultano significative e quindi il test non è conclusivo. E' da notare, comunque, che per la serie di fonte ISCO il valore dell'F-statistico è ai margini del campo di significatività. Il risultato del test, pertanto, sembra confermare quanto già riscontrato in un altro studio (¹⁸), e cioè che la serie basata sul metodo Wharton d'interpolazione dei picchi della serie di produzione industriale, per il fatto di essere molto sensibile alle fluttuazioni di quest'ultima, costituisce un indicatore ciclico di breve periodo migliore della serie basata sulle indagini campionarie, le cui fluttuazioni appaiono meno pronunciate.

Per meglio evidenziare le caratteristiche del processo di aggiustamento dinamico implicito nel modello e poterne quindi analizzare le proprietà di steady-state, abbiamo poi proceduto a trasformare l'equazione di base in un'equazione alle differenze finite, attraverso delle semplici manipolazioni algebriche. Partendo dalla (12), nella versione senza gli orari contrattuali al tempo t ,

¹⁸
(¹⁸) G. Bodo, Capacità ut., op.cit.

riportata di seguito:

$$(13) \quad \log(\text{OLDE}_t) = c_0 + c_1 \text{CS}_{1,t} + c_2 \text{CS}_{2,t} + c_3 \log(\text{OLDE}_{t-1}) \\ + c_4 \log(\text{KTOT}_t) + c_5 \log(\text{KTOT}_{t-1}) + c_6 \log \text{HC}_{t-1} + c_7 \text{D7801}$$

si è arrivati (sottraendo ad entrambi i membri il logaritmo della variabile dipendente ritardata e il logaritmo della capacità utilizzata al tempo $t-1$ moltiplicato per il coefficiente c_4) all'equazione seguente:

$$(14) \quad \Delta \log(\text{OLDE}_t) = c_0 + c_1 \text{CS}_{1,t} + c_2 \text{CS}_{2,t} + (c_3 - 1) \log(\text{OLDE}_{t-1}) \\ + c_4 \Delta \log(\text{KTOT}_t) + (c_4 + c_5) \log(\text{KTOT}_{t-1}) + c_6 \log \text{HC}_{t-1} + c_7 \text{D7801}$$

Questa specificazione è stata sottoposta a stima per il periodo 7002-8104 utilizzando il metodo dei minimi quadrati ordinari. I coefficienti stimati e i relativi tests sono riportati nella Tav. 8. Ovviamente, essendo la (14) una semplice trasformazione della (13) la sua stima ha confermato i buoni risultati ottenuti in precedenza, anche se l' R^2 è più basso, dato che adesso la variabile dipendente è espressa in differenze prime. Rispetto alla (13) però, la (14) offre la possibilità di verificare l'esistenza di un error-correction mechanism sottoponendo a test l'ipotesi:

$$H_0 : c_6 = c_3 - 1$$

Sulla base dei valori stimati il t-test non è stato in grado di rifiutare l'ipotesi di uguaglianza dei coefficienti delle variabili degli orari contrattuali e degli orari di fatto, entrambe ritardate di un periodo, indicando così l'esistenza da un lato di un'elasticità di breve periodo degli orari di fatto agli orari contrattuali

TAVOLA 8 - ORARI DI FATTO

$\Delta \log(OLDE)$ t	(9) al netto CIG	(10) al netto CIG	(11) al lordo CIG	(12) al lordo CIG
Costante	-1.817 (-3.195)	-1.668 (-5.377)	-2.269 (-2.927)	-1.134 (-3.243)
CLISS 1,t	-7.697E-7 (-6.099)	-7.587E-7 (-6.332)	-5.141E-7 (-3.399)	-4.607E-7 (-3.626)
CLISS 2,t	-6.325E-7 (-4.030)	-6.521E-7 (-4.584)	-5.824E-7 (-3.399)	-6.700E-7 (-4.035)
D7801	.022 (2.149)	.022 (2.152)	.016 (1.398)	.016 (1.361)
$\Delta \log(KTOT)$ t	.381 (6.307)	.381 (6.376)	.574 (8.792)	.573 (8.600)
$\log(HC)$ t-1	.638 (5.144)		.581 (3.827)	
$\log(OLDE)$ t-1	-.622 (-6.126)		-.476 (-4.435)	
$\log(KTOT)$ t-1	.172 (3.693)	.169 (3.774)	.170 (2.859)	.124 (2.323)
\log (OLDE) t-1				
\log (HC) t-1				
Statistiche	$\bar{R}^2 = .777$; $S_R = .010$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = 1.364; MLM ₁ = .387 MLM ₂ = 1.726; MLM ₃ = .479 MLM ₄ = .162; MLM ₁₋₄ = .715	$\bar{R}^2 = .782$; $S_R = .010$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = 1.331; MLM ₁ = .483 MLM ₂ = 1.543; MLM ₃ = .439 MLM ₄ = .018; MLM ₁₋₄ = .559	$\bar{R}^2 = .771$; $S_R = .011$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = .395; MLM ₁ = 2.503 MLM ₂ = .801; MLM ₃ = .128 MLM ₄ = .018; MLM ₁₋₄ = .820	$\bar{R}^2 = .762$; $S_R = .011$; $T = 47$ LMN ₍₂₎ = .696; MLM ₁ = 2.483 MLM ₂ = .846; MLM ₃ = .018 MLM ₄ = .047; MLM ₁₋₄ = .770
	$\chi^2_{PS(8)} = 4.550$ $\chi^2_{HET(16)} = 7.721$	$\chi^2_{PS(8)} = 4.247$ $\chi^2_{HET(16)} = 7.304$	$\chi^2_{PS(8)} = 25.716^*$ $\chi^2_{HET(16)} = 21.974$	$\chi^2_{PS(8)} = 21.727^*$ $\chi^2_{HET(16)} = 17.521$

inferiore all'unità, e dall'altro di un'elasticità di lungo periodo unitaria.

Per tenere conto di questo risultato, è stato imposto il vincolo $c_6 = c_3 - 1$, ottenendo, dopo opportune trasformazioni, l'equazione seguente:

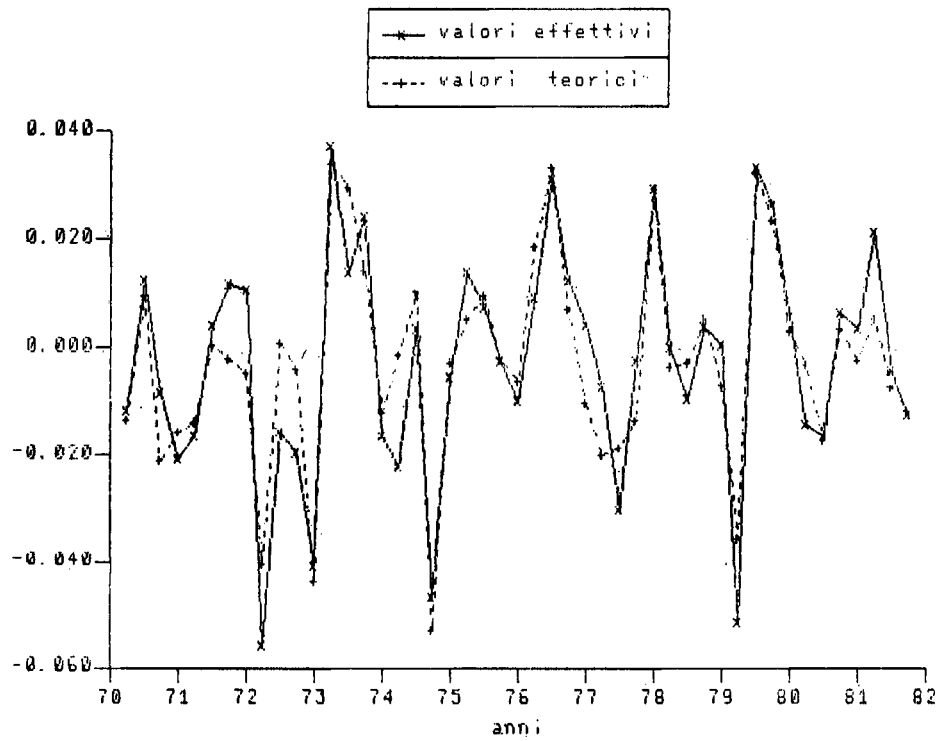
$$(15) \Delta \log(\text{OLDE}_t) = c_0 + c_1 \text{CS}_{1,t} + c_2 \text{CS}_{2,t} + (c_3 - 1) \log(\text{OLDE}_{t-1} / \text{HC}_{t-1}) \\ + c_4 \Delta \log(\text{KTOT}_t) + (c_4 + c_5) \log(\text{KTOT}_{t-1}) + c_7 \text{D7801}$$

Anche per questa equazione si riportano nella Tav. 8 i coefficienti stimati e i vari diagnostici. Come si può notare nessuno dei tests effettuati fornisce indicazioni di una specificazione non corretta, mentre i coefficienti permangono tutti significativi, hanno il segno atteso e sono quantitativamente simili a quelli ottenuti in precedenza, confermando così i risultati raggiunti.

Nella Figura 4 sono riportati i valori effettivi della variabile dipendente insieme a quelli teorici che scaturiscono dalla (15); l'accostamento, come si vede, è piuttosto buono.

In sintesi, tutte le stime effettuate sulle diverse specificazioni confermano la forte influenza degli orari contrattuali sugli orari di fatto, mitigata dall'effetto attribuibile alle condizioni cicliche della domanda aggregata, approssimate con l'indice della capacità utilizzata. In altri termini, quando si verifica una riduzione degli orari contrattuali eventuali condizioni favorevoli della domanda vincolano la possibilità che gli orari di fatto vengano contestualmente ridotti. Nel lungo periodo, però, l'entità di questo effetto diminuisce, pur senza annullarsi completamente, in contrasto

Fig. 4



valori teorici e valori effettivi
(equazione 15)

con quanto previsto dal modello teorico, mentre l'adeguamento degli orari effettivi a quelli contrattuali è completo. Il modello, quindi, presenta un andamento dinamico coerente con il meccanismo di error-correction, in cui ad un'elasticità di breve periodo inferiore all'unità fa riscontro un'elasticità di lungo periodo unitaria. E' inoltre risultato significativo l'effetto sugli orari di fatto delle ore perse per sciopero, anche se l'influenza si farà rilevante solo quando questa variabile assume valori elevati.

Rispetto alla letteratura già disponibile in Italia sull'argomento (¹⁹), il nostro studio fornisce una conferma dei risultati qualitativi riguardo all'influenza delle condizioni di utilizzo degli impianti e delle ore contrattuali sugli orari di fatto. Da un punto di vista quantitativo, però, sussistono alcune differenze, spiegabili con i dati altrove impiegati, diversi da quelli qui considerati, con la specificazione dinamica, in alcuni casi troppo semplificata, e con il periodo di stima che si arresta alla fine degli anni settanta. Se si fa riferimento allo studio che presenta la maggiore omogeneità dei

¹⁹) E. CROCE - S. VONA, (1980), Fabbisogni settoriali di lavoro e crescita dell'economia, "L'Industria", pp. 75-105; C. DELL'ARINGA, (1983), Prezzi e redditi, frammenti di un modello econometrico disaggregato, IL Mulino; A. GIORDANO, (1983), La domanda di lavoro nell'industria italiana: un'analisi disaggregata per settori produttivi, "Rivista internazionale di Scienze Sociali", nn. 2-3, pp. 419-438.

dati impiegati (²⁰), tuttavia si nota una notevole corrispondenza sui valori dei coefficienti di equilibrio, pari rispettivamente, a .33 e 1.01 per la capacità utilizzata e gli orari contrattuali, rispetto ai valori di .28 e 1.03 da noi ottenuti.

(²⁰) Ci si riferisce al lavoro di E. CROCE - S. VONA op.cit. E' da notare che tutti gli altri studi fanno riferimento agli orari al lordo della Cassa integrazione e utilizzano dati non depurati dalla componente stagionale.

6 - Conclusioni

In questo lavoro sono state presentate le serie storiche, ricostruite partendo da dati Istat, relative all'andamento degli orari contrattuali di lavoro in diciassette settori dell'industria italiana nel periodo 1970-1982.

L'andamento temporale di queste serie è stato sottoposto ad analisi statistica, mostrando come vi sia stata nel corso degli anni '70 e nei primi anni di questo decennio una tendenza sia verso la graduale riduzione degli orari contrattuali, sia verso il riassorbimento delle differenze di orario tra operai e impiegati. Tale tendenza, per quanto continua nell'arco di tempo considerato, è risultata quantitativamente concentrata nella prima metà degli anni '70.

Si è successivamente studiata la relazione per lo stesso periodo tra gli orari contrattuali e gli orari medi effettivi nell'industria in senso stretto. Il problema dell'entità, nonché della rapidità dell'adeguamento degli orari effettivi agli orari contrattuali, è di importanza cruciale qualora si vogliano valutare i probabili effetti che una riduzione generalizzata degli orari di lavoro avrebbe sul livello di occupazione. Infatti, coloro che vedono nella riduzione dell'orario di lavoro uno strumento per aumentare l'occupazione, intesa come numero di lavoratori occupati, assumono implicitamente che la relazione tra orari contrattuali e orari effettivi sia di tipo proporzionale e che il coefficiente di proporzionalità sia molto prossimo all'unità. Si assume, in altri termini, che per le imprese non sia conveniente, sulla base di considerazioni di costo, o non sia

possibile, per fattori istituzionali, far divergere l'andamento degli orari effettivi rispetto a quanto stabilito nei contratti ricorrendo ad ore di lavoro straordinario. Si riconosce, però, che nel breve periodo l'andamento della domanda aggregata, opportunamente approssimata con una variabile di capacità utilizzata, può modificare la relazione di lungo periodo.

Nel paragrafo finale si è tentato di verificare questa ipotesi, formulando delle specificazioni alternative che permettessero di valutare quantitativamente l'effetto di breve periodo delle principali variabili esplicative considerate (orari contrattuali e capacità utilizzata), consentendo allo stesso tempo di cogliere in modo adeguato il meccanismo di aggiustamento dinamico del modello di riferimento. Le equazioni stimate hanno dato tutte risultati soddisfacenti, sia in termini di segno e di plausibilità dei coefficienti che di adattamento. Gli usuali tests diagnostici, inoltre, non hanno fornito alcuna indicazione dell'esistenza di problemi derivanti da una specificazione non corretta. Il risultato principale che emerge dalle stime è che nell'arco di tempo considerato è effettivamente esistita una relazione di segno positivo tra gli orari contrattuali e gli orari effettivi, con un'elasticità di breve periodo sensibilmente inferiore ad uno ed un'elasticità di lungo periodo unitaria; viene quindi soddisfatta la condizione necessaria, ma non sufficiente, affinché una riduzione dell'orario contrattuale si tramuti in maggiori possibilità occupazionali.

La non proporzionalità nell'andamento di breve periodo delle due variabili si spiega in larga misura, sulla base dei coefficienti

stimati, in termini di variazioni della capacità utilizzata. Questo effetto è stato colto in modo più soddisfacente utilizzando un indicatore basato sul metodo Wharton piuttosto che i semplici dati provenienti dall'indagine Isco. Tra le altre variabili considerate, si è rivelato statisticamente significativo, anche se in media quantitativamente contenuto, l'effetto delle ore perse per sciopero.

E' inoltre opportuno precisare che la relazione tra orari effettivi ed orari contrattuali, non essendo di carattere tecnologico, può risentire in modo elevato di variazioni dei costi di aggiustamento o di modifiche nel contesto istituzionale. Per questo motivo i risultati da noi ottenuti, per quanto robusti dal punto di vista statistico, sono rilevanti solo per il periodo di stima e non possono essere generalizzati ⁽²¹⁾.

Nel nostro lavoro, infine, non è stato affrontato il problema, ben più vasto e complesso, dei probabili effetti che una riduzione generalizzata di orario avrebbe sull'occupazione. Per analizzare tale problema occorre un modello completamente specificato che permetta di valutare contemporaneamente gli effetti su prodotto, produttività, ore lavorate e costi; la riduzione dell'orario medio potrebbe infatti portare ad una diminuzione anche nel totale delle ore lavorate, dando

⁽²¹⁾ Un ulteriore motivo di cautela deriva dal fatto che sensibili riduzioni negli orari contrattuali si sono avute solo nella prima metà degli anni settanta, mentre nel periodo più vicino le riduzioni sono state molto più contenute. A questo proposito sarà molto interessante analizzare le conseguenze sugli orari medi della diminuzione prevista, entro il primo semestre 1985, di 40 ore contrattuali a livello annuo.

origine ad incrementi di produttività e non di occupazione. L'evidenza disponibile a livello internazionale, basata sull'utilizzo di modelli econometrici per diversi paesi europei (Belgio, Regno Unito, Olanda e Francia), mostra infatti un'elasticità dell'occupazione alle variazioni nell'orario medio abbastanza contenuta, intorno a -0.1, -0.2 (²²). Inoltre, in tali simulazioni diventano di cruciale importanza le ipotesi sull'andamento dei salari, con dei risultati più favorevoli nel caso di diminuzione proporzionale delle retribuzioni pro-capite.

(²²) Si veda W. Van Ginneken, Employment and the Reduction of the Working Week, paper presentato al convegno tenuto a Ginevra, il 19-21 settembre 1983 su "Forecasting Models and the Employment Problem".

A P P E N D I C E

Ricostruzione delle serie

L'Istat, ormai da molti anni, pubblica serie sulle retribuzioni minime e sugli orari contrattuali a frequenza mensile. Le serie, disponibili con un elevato livello di disaggregazione, sono rese note sotto forma di numeri indici con anno base 1975=100 (¹), separatamente per operai e impiegati. La sintesi tra settori e tra le due categorie viene effettuata sulla base dei pesi in termini di occupati e ore nell'anno base (²).

In questa ricerca sono stati utilizzati i valori assoluti delle ore contrattuali annue ricostruiti dall'Istat in via riservata per la quasi totalità dei settori che compongono l'indice complessivo. Le sottoclassi non considerate nell'analisi sono: Saccarifera (Alimentari), Seta, Lino e Canapa, Maglie e Calze (Tessili), Materiali lapidei, Manufatti in cemento, Ceramiche, Vetro (Lavorazione minerali non metalliferi), Saponi (Chimiche) per un valore complessivo dei pesi omessi di circa il 10 per cento del totale dell'industria in senso stretto. Considerando le caratteristiche di omogeneità delle

(¹) Recentemente l'Istat ha proceduto a modificare le serie prendendo il 1982 come anno base e adeguando, ovviamente, i pesi alla mutata struttura dell'occupazione. Nel lavoro, tuttavia, si fa riferimento esclusivamente alle serie antecedenti tale modifica; in un prossimo studio saranno presentati i valori di tutte le serie aggiornate e modificate in base alla nuova indagine.

(²) Per una spiegazione in dettaglio della metodologia seguita per la costruzione delle serie, si veda Istat, Numeri indici delle retribuzioni contrattuali, base 1975=100, "Metodi e Norme", Serie A - N° 17, Dicembre 1979.

serie all'interno dei vari rami non sembra che questa omissione possa determinare distorsioni nei valori aggregati.

Un secondo problema che si è dovuto affrontare consiste nella divergenza, riscontrata per alcune voci, tra il dato medio annuo ricostruito e quello riportato nel fascicolo di Metodi e Norme per l'anno 1975. Questa divergenza è spiegabile in base ad alcune voci quali il diritto allo studio e il diritto all'assemblea che, nella precedente indagine con base 1966=100, non venivano detratte dal totale annuo. Per eliminare i problemi causati da questa discontinuità, si sono moltiplicate le serie interessate per il rapporto tra il dato medio annuo del 1975 riportato in Metodi e Norme e il dato medio per lo stesso anno ricostruito dall'Istat. In tal modo si sono ottenute 32 serie sostanzialmente continue dal 7001 all'8212, distintamente per operai ed impiegati.

I dati sono stati poi ricondotti da 32 a 17 rami fondamentali, sempre separatamente per operai e impiegati, utilizzando per le ponderazioni le formule (1) e (2) ⁽³⁾:

$$(1) \quad W_i^0 = O_i \cdot HCO_i / \sum O_i \cdot HCO_i$$

(peso per la sintesi tra settori - operai)

dove: O_i è il numero di operai del settore i

HCO_i è l'orario medio contrattuale per operaio,
settore i

⁽³⁾ I rami considerati sono:

Estrattive, Alimentari, Tessili, Confezioni, Calzature, Pelli e Cuoio, Legno, Metalmeccaniche, Lavorazione dei minerali non metalliferi, Chimica e Farmaceutica, Petrolifere, Gomma, Fibre chimiche, Carta e cartotecnica, Grafiche, Plastiche e Energia elettrica e Gas.

$$(2) \quad W_i^I = I_i \cdot HCI_i / \Sigma I_i \cdot HCI_i$$

(peso per la sintesi tra settori - impiegati)

dove: I_i è il numero di impiegati del settore i

HCI_i è l'orario medio contrattuale per impiegato,
settore i

Dai dati separati tra operai e impiegati si è poi passati alle serie per dipendente utilizzando le formule (3) e (4) per la ponderazione:

$$(3) \quad S_i^O = O_i \cdot HCO_i / \Sigma (O_i \cdot HCO_i + I_i \cdot HCI_i)$$

peso per la sintesi all'interno del settore i tra operai e impiegati, operai

e:

$$(4) \quad S_i^I = 1 - S_i^O$$

peso per la sintesi all'interno del settore i tra operai e impiegati, impiegati

Gli indicatori ottenuti per dipendente a livello dei 17 settori sono, infine, stati aggregati per formare il totale dell'industria in senso stretto sulla base di dati che, pur non disponibili in Metodi e Norme, sono calcolabili sulla base delle formule (1) - (4). Infatti il peso per la sintesi tra settori per i dipendenti complessivi è dato da:

$$(5) \quad W_i^D = D_i \cdot HCD_i / \Sigma (D_i \cdot HCD_i)$$

dove: $D_i = O_i + I_i$

HCD_i è l'orario medio contrattuale per dipendente nel settore i

e W_i^D è ottenibile con alcuni passaggi algebrici definendo:

$$(6) \quad \alpha_i^O = S_i^O / W_i^O = \Sigma O_i \cdot HCO_i / (O_i \cdot HCO_i + I_i \cdot HCI_i)$$

$$(7) \quad \alpha_i^I = S_i^I / W_i^I = \Sigma I_i \cdot HCI_i / (I_i \cdot HCI_i + O_i \cdot HCO_i)$$

$$(8) \quad \alpha_i = \alpha_i^O + \alpha_i^I = (\Sigma O_i \cdot HCO_i + \Sigma I_i \cdot HCI_i) / (O_i \cdot HCO_i + I_i \cdot HCI_i)$$

si ha:

$$(9) \quad W_i^D = 1 / \alpha_i$$

In base ai pesi derivanti dalla (9) è stata quindi compiuta l'aggregazione dell'industria in senso stretto.

Procedure di stima e test impiegati

Per discriminare tra specificazione lineare e logaritmica della relazione considerata si sarebbe potuto utilizzare la nota procedura proposta da Box e Cox che consiste nello stimare il modello (1):

$$(1) \quad Y_t(\lambda) = \sum_{i=1}^k \beta_i X_{ti}(\lambda) + \sum_{j=1}^n \alpha_j Z_{tj} + \varepsilon_t$$

dove: le X rappresentano le variabili economiche e le Z possono indicare costanti, variabili di comodo etc.

Per $\lambda = 0$ si torna al modello logaritmico e per $\lambda = 1$ a quello lineare.

Tale procedura, però, data la complessità del suo utilizzo, non è particolarmente utile nei casi in cui si voglia solo discriminare tra forma lineare e logaritmica, non essendo interessati a stime non ristrette di λ . In alternativa alla procedura di Box e Cox è stato recentemente proposto un test da Godfrey e Wickens basato sul principio del moltiplicatore di Lagrange.

Il test consiste nel calcolare il valore dello statistico s^* dato da:

$$(2) \quad s^* = i' W(\Theta) \left[W(\Theta)' W(\Theta) \right]^{-1} W(\Theta)' i \chi^2_{(1)}$$

dove: W è una matrice TxK con parametri ottenuti massimizzando la funzione di massima verosimiglianza (3) alternativamente sotto le ipotesi nulle di $\lambda = 0$ e di $\lambda = 1$, mentre i è un vettore unitario.

$$(3) \quad l_t(\Theta) = \frac{1}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln \sigma^2 + (\lambda - 1) \ln Y_t$$

$$-\left[Y_t(\lambda) - \sum_{i=1}^k \beta_i X_{ti}(\lambda) - \sum_{j=1}^n \alpha_j Z_{tj} \right]^2 / 2 \sigma^2$$

con $\Theta = (\alpha_1, \dots, \alpha_n, \beta_1, \dots, \beta_k, \sigma^2, \lambda)$

Se dalla stima l'ipotesi $H_0^1: (\lambda = 0)$ non è rifiutata mentre lo è H_0^2 ($\lambda = 1$) sarà adottata la specificazione lineare; se accadrà l'opposto si utilizzerà la specificazione logaritmica ⁽¹⁾.

Per quanto riguarda la relazione della variabile indicante il grado di utilizzo degli impianti si è costruito il modello allargato (4) :

$$(4) \ln(OLDE_t) = c_0 + c_1 CS_{1,t} + c_2 CS_{2,t} + c_3 \ln(HC_t) + c_4 \ln(HC_{t-1}) \\ + c_5 \ln(KTOT_t^{BI}) + c_6 \ln(KTOT_{t-1}^{BI}) + c_7 \ln(KTOT_t^{ISCO}) + c_8 \ln(KTOT_{t-1}^{ISCO})$$

(per brevità si è riportata solo la formulazione relativa al modello in forma logaritmica), dove BI è l'indice Wharton e ISCO è l'indice dell'inchiesta congiunturale.

Dalla (4) si sono poi stimati i modelli ristretti ponendo uguali a zero, alternativamente c_5, c_6 e c_7, c_8 . Si hanno così due ipotesi nulle: $H_0^A: c_7 = c_8 = 0$ contro $H_1^A: c_7 = c_8 \neq 0$ e $H_0^B: c_5 = c_6 = 0$ e $H_1^B: c_5 = c_6 \neq 0$. Le ipotesi sono state verificate applicando il consueto F-test sulle restrizioni ⁽²⁾. Da tale

⁽¹⁾ Si ricorda che, poichè nella stima sono incluse variabili dipendenti sfasate, tale test ha solo valore asintotico.

⁽²⁾ In alternativa si sarebbe potuto impiegare uno dei non-nested tests che recentemente sono stati proposti nella letteratura.

confronto sono derivabili quattro possibili risultati:

- 1) H_0^A accettata e H_0^B respinta, risultato che porta a mantenere l'indice Wharton
- 2) H_0^A respinta e H_0^B accettata, risultato che porta a mantenere l'indice dell'inchiesta
- 3) H_0^A respinta e H_0^B respinta, risultato che porta a mantenere il modello generale con i due indici di capacità
- 4) H_0^A accettata e H_0^B accettata, risultato che non porta alcun aiuto alla scelta.

Infine, per quanto riguarda le procedure per la verifica di assenza di autocorrelazione e di eteroschedasticità si sono utilizzati, rispettivamente, il modified Lagrange multiplier test (MLM) ottenuto da:

$$(5) \quad \text{MLM} = \left[T - (K + j) \right] / j \cdot \left[(\text{LM}) / (T - \text{LM}) \right] \underset{\sim}{A} F_{j, T-K-j}$$

dove: T è il numero delle osservazioni, K il numero delle variabili, j l'ordine di autocorrelazione, LM il tradizionale Lagrange multiplier test

e un test proposto da Harvey basato su:

$$(6) \quad \text{HE} = \sum_{t=T-m+1}^T \hat{e}_t^2 / \sum_{t=1}^m \hat{e}_t^2$$

dove $m \approx T/3$ ed \hat{e}_t sono i residui.

Asintoticamente MLM si distribuisce come una F centrale con j, T-K-j gradi di libertà, mentre $m \cdot \text{HE}$ è asintoticamente distribuito come una

χ^2 con m gradi di libertà. Quest'ultima procedura presenta il vantaggio che non è necessario specificare a priori quale forma debba avere l'eteroschedasticità, assumendo, nell'ipotesi alternativa, unicamente che la varianza dell'errore cresca nel corso del tempo.

Fonti statistiche

OLD orari di fatto per dipendente al lordo delle ore autorizzate di Cassa integrazione; industria in senso stretto, imprese con più di 50 addetti. Dati destagionalizzati con il metodo X11 moltiplicativo, limiti degli estremi 1.5 - 2.5. Fonte: Ministero del lavoro e della previdenza sociale.

OLDE orari di fatto per dipendente al netto delle ore autorizzate di Cassa integrazione, si veda BARBONE, L. - BODO, G. - VISCO, I. (1981), Costi e profitti nell'industria in senso stretto: un'analisi su serie trimestrali, 1970-1980, "Bollettino Banca d'Italia", genn.-dic.

CLISS, CLISS₁, CLISS₂ ore perse per conflitti di lavoro nell'industria in senso stretto. Bollettino mensile di statistica, vari numeri.

KTOT indice di capacità utilizzata nell'industria in senso stretto, si veda BODO, G. (1981), Misura e analisi della capacità produttiva, "Bollettino Banca d'Italia", genn.-dic.

ISK indice di capacità utilizzata nell'industria in senso stretto risultante dalle inchieste congiunturali ISCO-Mondo Economico, Quaderni analitici, ISCO, vari numeri.

CIG ore autorizzate di Cassa integrazione nell'industria in senso stretto. Dati destagionalizzati con il metodo X11 moltiplicativo. Fonte: Istituto nazionale della previdenza sociale.

B I B L I O G R A F I A

- AA.VV. (1981), La crisi e le ore di lavoro, "Rivista internazionale di Scienze Sociali", n° 3
- BALL, R.J. - St. CYR, E.B.A. (1966), Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry, "Review of Economic Studies", Vol. XXIII, pp. 179-207
- BARBONE, L. - BODO G. - VISCO I. (1981), Costi e profitti nell'industria in senso stretto, "Bollettino Banca d'Italia", genn.-dic.
- BERA, A.K - JARQUE, C.M. (1981), Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, "Economic Letters" n° 7, pp. 313-318
- BODO, G. (1981), Misura e analisi della capacità produttiva, "Bollettino Banca d'Italia", genn.-dic.
- BODO, G. (1984), Demand for Labour in the Italian Industry (1970-1980), "Applied Economics", di prossima pubblicazione
- CROCE, E. - VONA, S. (1980), Fabbisogni settoriali di lavoro e crescita dell'economia, "L'Industria", pp. 75-105
- DELL'ARINGA, C. (1983), Prezzi e redditi, frammenti di un modello econometrico disaggregato, Bologna, IL Mulino
- GIORDANO, A. (1983), La domanda di lavoro nell'industria italiana: un'analisi disaggregata per settori produttivi, "Rivista internazionale di Scienze Sociali", nn. 2-3, pp. 419-438
- GODFREY, L.G. - WICKENS, M.R. (1981), Testing Linear and Log-linear Regressions for Functional Form, "Review of Economic Studies", Vol. XLVIII, pp. 487-496
- HAUSMAN, J.A. (1978), Specification Tests in Econometrics, "Econometrica", n° 6, pp. 1251-1271
- HARVEY, A.C. (1981), The Econometric Analysis of Time Series, edited by Philip Allan, Oxford

ISTAT (1979), Numeri indici delle retribuzioni contrattuali, base 1975=100, "Metodi e Norme", dic., Serie A, n° 17

KIVIET, J.F. (1981), On the Rigour of Some Specification Tests for Modelling Dynamic Relationships, mimeo, London School of Economics

Van GINNEKEN, W. (1983), Employment and the Reduction of the Working Week, (ILO Conference, Geneva, 19-21 September)

I N D I C E

1. Introduzione	3
2. Confronti tra settori e qualifiche	5
3. Lo schema teorico	11
4. Premessa all'indagine empirica	17
5. Stime	21
6. Conclusioni	38
Appendice	
- Ricostruzione delle serie	I
- Procedure di stima e test impiegati	V
- Fonti statistiche	IX
Bibliografia	X

TEMI DI DISCUSSIONE RECENTEMENTE PUBBLICATI (*)

- n. 20 - Dimensioni aziendali, costi ed efficienza nel sistema bancario italiano, di C. Conigliani (giugno 1983)
- n. 21 - L'andamento dei profitti bancari rispetto al ciclo economico, di V. Sannucci (giugno 1983)
- n. 22 - I conti economici e le situazioni patrimoniali degli istituti di credito speciale: 1975-1981, di D. Franco (giugno 1983)
- n. 23 - L'andamento del grado di rischio dell'attività bancaria, di A.M. Giannoni (giugno 1983)
- n. 24 - Costi e margini del sistema bancario italiano: un'analisi comparata, di F. Passacantando (giugno 1983)
- n. 25 - L'attività internazionale delle banche italiane: informazioni statistiche, di G. Giordano (novembre 1983)
- n. 26 - Il reddito da lavoro dipendente nelle indagini campionarie della Banca d'Italia dal 1972 al 1981: evoluzione e determinanti, di R.A. Pirrotta - G. Zen (dicembre 1983)
- n. 27 - L'utilizzo dell'analisi discriminatoria per la previsione delle insolvenze: ipotesi e test per un'analisi dinamica, di S. Appetiti (marzo 1984)
- n. 28 - La domanda di BOT da parte del pubblico, di E.A. Zautzik (aprile 1984)
- n. 29 - Real balances, the exchange rate, and indexation: real variables in disinflation, by S. Fischer (giugno 1984)
- n. 30 - Il bilancio pubblico per il quinquennio 1984-88: alcune simulazioni, di G. Morcaldo - G. Salvemini (luglio 1984)
- n. 31 - Funzioni aggregate d'investimento, di M. Magnani - R. Valcamonici (agosto 1984)
- n. 32 - Un'indagine econometrica sui consumi nazionali (1972-1981), di G. Marotta (agosto 1984)
- n. 33 - Short-term interest rate linkages between the United States and Europe, by S. Micossi - T. Padoa-Schioppa (agosto 1984)
- n. 34 - La condizione di additività nella stima di sistemi di equazioni simultanee, di C.A. Bollino (agosto 1984)

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

