

## Forze di mercato, azione sindacale e la curva di Phillips in Italia (\*)

Questo studio è una estensione di due nostri lavori precedenti. Nel primo [VI, 2°] si era proposta e verificata una generalizzazione della curva di Phillips per un paese in via di sviluppo. Nel secondo [VI, 3°] si era cercato di introdurre nel modello precedente la percentuale dei lavoratori interessati al rinnovo dei contratti di lavoro ad ogni istante di tempo, come determinante sindacale della dinamica salariale. Lo scopo di questo studio è di estendere il nostro modello di azione contrattuale del sindacato. A tal fine, viene fatta una distinzione fra la percentuale dei lavoratori che ad ogni istante di tempo rinnova il contratto di lavoro con decorrenza anticipata rispetto alla scadenza del contratto precedente (o che quanto meno riesce a farne onorare i termini di scadenza) e la percentuale dei lavoratori su posizioni contrattuali più deboli, costretta a rinviare la decorrenza del nuovo contratto rispetto alla scadenza di quello precedente. Questa estensione del nostro modello precedente è quindi verificata econometricamente per gli stessi dati già usati, che si riferiscono al settore dell'industria italiana. La conclusione centrale dello studio è che, a partire dal « nuovo corso » contrattuale instaurato con l'« autunno caldo » (1969), la curva di Phillips rilevante si è spostata a destra e verso l'alto e che la sua inclinazione per ogni dato livello di disoccupazione è all'incirca raddoppiata rispetto a quella prevalente nel ventennio precedente. Questi risultati e quelli raggiunti nel nostro primo studio sulla curva di Phillips suggeriscono una interpretazione della dinamica salariale in Italia

---

(\*) Gli scriventi desiderano ringraziare i colleghi del Servizio Studi della Banca d'Italia, che ha parzialmente finanziato questo studio nell'ambito delle ricerche per il Modello Econometrico M2 BI, e dell'Istituto di Politica Economica e Finanziaria della Facoltà di Economia e Commercio dell'Università di Roma, diretto dal prof. F. Caffè, dove questo lavoro è stato presentato in un seminario organizzato dal prof. A. Pedone. Un ringraziamento particolare va alle dott.sse M. Grazia Papagna e P. Villa per la collaborazione prestata nel calcolo delle misure del conflitto industriale qui riportate e per commenti e considerazioni critiche. Gli scriventi sono, naturalmente, soli responsabili delle idee espresse e degli eventuali errori.

dagli anni « facili » del miracolo economico a quelli « difficili » della successiva depressione e al « nuovo corso » iniziato a partire dall'« autunno caldo ». Seguiranno alcune implicazioni sulle condizioni presenti di instabilità dinamica del processo inflazionistico in Italia e sulla necessità di modificare al più presto il presente regime di scala mobile, diminuendo il grado di copertura del punto per le fasce di reddito più elevate.

### 1. Il paradigma di base

Il paradigma della equazione di salario alla base delle ricerche finora compiute per il sistema italiano può essere espresso dalla seguente curva di Phillips « modificata »:

$$[1] \quad \dot{w} = \Phi(u') + A + c \dot{p}_c$$

dove  $\dot{w}$ ,  $u'$ ,  $A$  e  $\dot{p}_c$  rappresentano, rispettivamente, il tasso di variazione dei salari monetari, una misura del tasso di disoccupazione in termini di « unità di efficienza », l'azione sindacale e il tasso di variazione dei prezzi (al consumo).

Il primo elemento di modificazione, rispetto alla curva di Phillips tradizionale, riguarda la misura del tasso di disoccupazione adottata,  $u'$ . Come gli scriventi hanno mostrato in altra sede [VI, 2°], in un paese in via di sviluppo che sperimenti una sostanziale riduzione nel tasso di disoccupazione strutturale, come in Italia dall'inizio degli anni « cinquanta » al *boom* del 1963,  $u'$  può essere misurato dal tasso di disoccupazione in termini di unità d'efficienza:

$$[2] \quad u' = \frac{u - \gamma' - b(u_m - \gamma')}{1 - b(u_m - \gamma')}$$

dove  $u$  è il tasso di disoccupazione misurato,  $u_m$  il tasso di disoccupazione minimo precedentemente raggiunto dal sistema,  $b$  il coefficiente di trasformazione dei lavoratori senza precedente esperienza professionale e ambientamento sul posto di lavoro in termini di forza lavoro equivalente e  $\gamma'$  il tasso di disoccupazione minimo frizionale.

L'implicazione centrale di [2] è che il tasso di disoccupazione in termini di unità di efficienza,  $u'$ , è una funzione decrescente del tasso di disoccupazione « strutturale » al netto della componente frizionale,  $(u_m - \gamma')$ , per ogni dato livello del tasso di disoccupazione  $u$ . Ne segue che, in un sistema in via di sviluppo, in presenza di diminuzioni nel tasso di disoccupazione strutturale e per dati valori delle

altre variabili la curva di Phillips si sposta a sinistra e verso il basso, cioè verso l'origine. In particolare, mentre una espansione della domanda effettiva e dell'occupazione oltre i livelli massimi precedentemente raggiunti dà luogo, nel breve periodo, a pressioni inflazionistiche sul mercato del lavoro, essa induce, al tempo stesso, una riduzione nel tasso di disoccupazione strutturale e un « effetto d'addestramento » sulla forza lavoro precedentemente esclusa dal processo produttivo. Il permanente miglioramento nel grado di specializzazione e di competitività della forza lavoro, che deriva dal suo inserimento e ambientamento sul posto di lavoro, riduce per il futuro le pressioni inflazionistiche associate ad ogni dato livello d'occupazione (1).

Quanto alla seconda variabile di modificazione della curva di Phillips nella sua versione tradizionale e, cioè, all'azione sindacale,  $A$ , e con riferimento al caso italiano, gli studi finora compiuti hanno proposto le seguenti tre misure:

1) variabile di comodo, in periodi di particolare surriscaldamento del sistema al livello di relazioni industriali (ad esempio, « autunno caldo »). Questa variabile, sebbene di uso abbastanza comune, aiuta l'econometrico ma non anche l'economista, in quanto non fa che rimandare il problema ad un'analisi « esterna » e precisamente al sistema di relazioni industriali;

2) numero delle ore perdute per sciopero, proposto da Sylos Labini [VIII], che costituisce un tentativo di fornire una misura del grado di conflittualità del sistema di relazioni industriali. Il segno di questa variabile in un'equazione di salario è, d'altra parte, incerto *a priori*. Un alto numero di ore perdute per sciopero è infatti indice non solo di un'alta forza (resistenza) contrattuale del sindacato ma anche di un'alta resistenza (forza) contrattuale delle imprese. A livello

(1) La rilevanza, ai fini del tasso di variazione dei salari monetari, della proporzione in cui la forza lavoro si trova non solo « impiegata » e « non impiegata » (tasso di disoccupazione convenzionale), ma in cui essa si divide in esercito attivo ed esercito di riserva (tasso di disoccupazione strutturale), secondo le linee del nostro primo lavoro, sembra anche scaturire da questo passo di MARX: « Le variazioni del saggio dei salari non corrispondono quindi a quelle della cifra assoluta della popolazione; la diversa proporzione secondo la quale la classe operaia si divide in esercito attivo ed in esercito di riserva, l'aumento o la diminuzione dell'eccedenza di popolazione relativa, il grado in cui questa trovasi ora "impiegata" ora "non impiegata", in una parola, i suoi movimenti alternativi d'espansione e di contrazione a loro volta corrispondenti alle vicissitudini del ciclo industriale, ecco ciò che esclusivamente determina codeste variazioni », *Il Capitale*, libro I, U.T.E.T., pag. 593. Per una discussione, confronta anche [IX], pag. 235 e segg.

empirico, inoltre, questa variabile ha dato finora risultati poco attendibili per l'esistenza di una collinearità statistica col tasso di disoccupazione,  $u$ , in [2], sicché a livello econometrico Sylos Labini è stato costretto ad impiegare, nella stima di quest'ultima equazione, i residui di un'equazione precedente tra « ore perdute » e  $u$ . È facile mostrare (2) che questo metodo presenta grosse lacune a livello econometrico e può dare luogo a coefficienti statisticamente distorti. In presenza di un livello di occupazione variabile e, come nel nostro sistema industriale, di un *trend* fortemente crescente, il numero delle ore perdute per sciopero andrebbe, inoltre, comunque diviso per il numero degli occupati  $[V]$ , per tener conto delle variazioni di scala del fenomeno considerato. Ai fini di previsione econometrica, infine, questa misura dà, in ogni caso, luogo al paradosso secondo cui è di fatto ancora più difficile stimare l'evoluzione futura delle ore perdute per sciopero, cioè della variabile esplicativa dell'equazione che è per sua stessa natura altamente volatile, piuttosto che l'evoluzione futura della variabile dipendente. Sicché la variabile indipendente è utilizzabile solo « a giochi fatti » cioè *ex post*;

3) alternativamente, come da noi proposto in [VI, 3°], il tasso medio di variazione dei salari può essere concepito come media ponderata di tre componenti principali:

a) una riguardante la quota della forza lavoro soggetta a contrattazione collettiva e il cui contratto viene rinnovato ad ogni istante di tempo;

b) una relativa alla quota di lavoratori che, pur soggetti a contrattazione collettiva, non rinnovano il contratto di lavoro nel periodo considerato;

c) una, infine, concernente quella quota della forza lavoro non soggetta comunque a contrattazione collettiva.

L'ipotesi alla base di questa suddivisione del mercato del lavoro in tre segmenti distinti è che la dinamica del salario nominale, pur facendo in ciascun gruppo riferimento a una curva di Phillips, è differente in ciascuno di essi, a causa dell'esistenza di differenze di stima nei parametri dei singoli gruppi di lavoro. Pertanto, il tasso di variazione del salario nominale, per il mercato nel suo complesso,

(2) Cfr. E. TARANTELLI, « Costo del lavoro e margini di profitto industriale nel 1970 », in *Contributi alla ricerca economica*, n. 1, Servizio Studi, Banca d'Italia, 1971 (in particolare, nota 9, pag. 257 e segg.).

può essere concepito come media ponderata dei tassi di variazione salariale dei tre segmenti, i pesi essendo costituiti dalle quote di lavoro appartenenti a ciascuno dei segmenti considerati. L'ipotesi implica, in particolare, che quanto maggiore è la quota degli occupati che rinnova il contratto di lavoro ad ogni istante di tempo, tanto maggiore è la lievitazione salariale.

Questo modello, d'altra parte, non supera il *test* difficile che si instaura a partire dall'« autunno caldo », sebbene contribuisca a migliorare l'interpolazione dei dati in modo non trascurabile per il ventennio che precede l'esplosione salariale degli anni « settanta ». Nelle pagine seguenti ci proponiamo di modificare ed estendere il nostro modello precedente sulla base di una misura del conflitto industriale, più dettagliatamente discussa in altra sede [X], che distingue nella percentuale dei lavoratori che ad ogni istante di tempo rinnova il contratto di lavoro la percentuale il cui contratto decorre in anticipo o alla data di scadenza del contratto precedente, e cioè « senza rinvio », dalla percentuale di contratti rinviati (3). Sembra ragionevole ipotizzare, infatti, che la percentuale dei lavoratori soggetta a rinnovo contrattuale ed in grado di anticipare la decorrenza del nuovo contratto rispetto alla scadenza del contratto precedente o, almeno, di onorare i termini di scadenza del contratto precedente senza rinvio è una misura crescente della forza contrattuale del sindacato (e che la percentuale dei lavoratori la cui decorrenza del contratto è rinviata, cioè posticipata, rispetto alla scadenza del contratto precedente è indice di un sindacato più debole). Il salario monetario è rigido verso il basso. La ricontrattazione può farlo aumentare (o, ma solo in casi limite, mantenerlo costante), ma non decurtarlo. Ne segue che solo l'impresa può avere interesse a rinviare la data di decorrenza del nuovo contratto oltre la data di scadenza del contratto precedente, per allontanare nel tempo gli aumenti salariali. Un sindacato forte tenderà, invece, per le stesse ragioni, ad anticipare la data di decorrenza del contratto rispetto alla scadenza del contratto precedente o, quanto meno, a farne onorare i termini. Si noti anche che l'eventuale retroattività del contratto può riflettere non solo la forza del sindacato

(3) La possibilità di una distinzione in questa direzione, nell'ambito del nostro secondo lavoro, fu inizialmente discussa con V. SEPPI, del cui contributo gli autori beneficiarono grandemente, che l'aveva proposta con L. DI VEZZA, in un precedente lavoro (*Contrattazione e Dinamica dei Salari nell'Industria Italiana*, CERES ed., Roma, 1970, in particolare, pag. 44 e, relativamente all'occupazione operaia, tav. 28, pag. 49, vol. II), cui può farsi riferimento per un'ampia discussione dell'evoluzione della contrattazione nel nostro sistema industriale (cfr. in particolare, vol. I, parte prima).

di « guadagnare di più » ma anche quella di « perdere di meno », come avviene in periodi di forti accelerazioni nel costo della vita (anche se causate da agenti esterni: materie prime importate, a partire dal 1973).

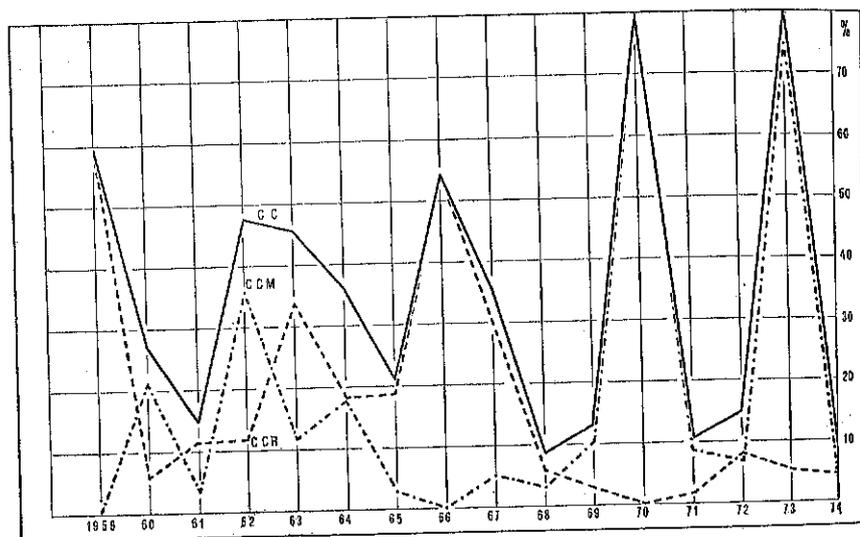
L'indice annuale finora calcolato (v. Appendice) su queste basi per il settore industriale in termini di percentuale di occupazione interessata (v. graf. 1) a partire dal 1959 sembra fornire i risultati

## SCADENZA-DECORRENZA

GRAFICO 1

TOTALE

(annuale)



Rapporto tra il numero dei lavoratori dell'industria soggetti a rinnovo contrattuale che rinnova il contratto di lavoro senza rinvio (CCM) e con rinvio (CCR) tra decorrenza e scadenza e totale (CC=CCM+CCR) sul totale dell'occupazione industriale.

attesi, mostrando « non rinvii » (anticipi e rinnovi della decorrenza contrattuale alla scadenza del contratto precedente) rilevanti per il contratto del 1962 e del 1969 e forti rinvii per il primo contratto generalizzato successivo alla depressione del 1958 (peraltro amplificata dalle condizioni strutturalmente depresse del mercato del lavoro in quegli anni) e per il « ricatto congiunturale » del 1966 e, infine, anticipi nel 1973 come effetto della ricordata tendenza a retrodatare gli effetti del contratto in presenza di forti accelerazioni del costo della vita. Questi tentativi di difesa del salario monetario dall'erosione del costo della vita costituiscono, come è noto, i primi segni concreti

di quel processo che avrebbe portato, nell'anno successivo, all'unificazione di scala mobile al punto di contingenza superiore.

In particolare, come si vede dal graf. 1, se si esclude il rinnovo contrattuale del 1959 in cui la debolezza del sindacato che esce dalla lunga crisi strutturale degli anni « cinquanta » e da quella contingente del 1958 è evidente, il 1966 è l'unico anno della nostra serie in cui la percentuale di lavoratori soggetti a rinnovo contrattuale a decorrenza non rinviata è nulla, per cui la percentuale corrispondente a decorrenza rinviata, CCR, che nel nostro schema misura la debolezza dell'azione rivendicativa del sindacato, coincide col totale della percentuale dei lavoratori soggetti a rinnovo contrattuale, CC. Si noti anche che il rinnovo contrattuale del 1962, in condizioni particolarmente favorevoli del mercato del lavoro rappresenta, come si attenderebbe, la prima punta relativa a rinnovi contrattuali non rinviati della nostra serie nel periodo post-bellico, mentre quella successiva, del tutto inattesa, relativa ai contratti del 1963, nell'anno di massima espansione del nostro sistema economico è dominata dal ritardo (di circa tre mesi) del settore metalmeccanico privato (quello a partecipazione statale aveva rinnovato il contratto nel novembre 1962) nel primo trimestre (scadenza ottobre 1962-decorrenza febbraio 1963). Il dato annuale del 1963 sembra riflettere d'altra parte, da un lato, le ben note contropartite non salariali che il settore metalmeccanico ottenne in quell'anno, dalla settorializzazione alla contrattazione articolata (4); dall'altro, la minore enfasi che il sindacato metalmeccanico presumibilmente dette al momento della decorrenza del contratto collettivo in una situazione in cui la conquista della contrattazione articolata avrebbe permesso comunque un sostanziale slittamento salariale a livello aziendale, in presenza di un livello particolarmente basso del tasso di disoccupazione. È solo, d'altra parte, a partire dall'«autunno caldo» che si manifesta un forte aumento nella concentrazione dei rinnovi contrattuali e un cambiamento di regime drastico del sistema di relazioni industriali che culmina con l'istituzione formale del sindacato unico e che è preceduto dai ben noti movimenti spontanei conflittuali al livello aziendale. Come si vede dal grafico precedente, il 1970 e il 1973 rappresentano i primi due rinnovi contrattuali del dopoguerra in cui CCM di fatto coincide con CC e CCR è, rispettivamente, nullo o vicino a zero.

(4) Cfr. in particolare la « premessa » al Contratto nazionale per gli addetti all'industria metalmeccanica privata nel febbraio 1963. Desideriamo ringraziare L. Di Vezza per una conversazione su questi temi.

## 2. Una estensione del modello precedente

Si supponga che la forza lavoro occupata sia divisa in sottogruppi e sia  $w_i$  il compenso medio e  $N_i$  il numero degli occupati del gruppo  $i$ . Il compenso medio per il totale della forza di lavoro impiegata può essere allora espresso da

$$w = \sum_i w_i \frac{N_i}{\hat{N}} = \sum_i w_i n_i$$

dove  $n_i = N_i/\hat{N}$  è la quota dell'occupazione totale,  $\hat{N}$ , appartenente al gruppo  $i$ . Similmente, purché gli  $n_i$  non cambino apprezzabilmente nel corso di un periodo, il tasso di variazione del compenso medio

$$\dot{w} = \frac{w - w(-1)}{w(-1)}$$

può essere espresso come media ponderata dei tassi di variazione del compenso di ogni singolo gruppo,  $w_i$

$$[3] \quad \dot{w} = \sum_i \left[ w_i \frac{n_i}{n_i(-1)} - w_i(-1) \right] \frac{n_i(-1)}{w(-1)} = \sum_i \dot{w}_i p_i$$

$$p_i = \frac{w_i(-1) n_i(-1)}{w(-1)}; \quad \sum p_i = 1$$

Il peso  $p_i$  rappresenta la quota dell'occupazione totale relativa allo  $i$ -esimo gruppo moltiplicata per il rapporto tra il suo compenso medio iniziale e il compenso medio iniziale del totale della forza lavoro.

Secondo le linee precedenti, la forza lavoro totale può essere distinta in quattro gruppi. Il primo è composto da quei lavoratori che non sono coperti da contratto collettivo. Denotiamo con  $w_N$  il loro salario e con  $N$  il loro « peso », secondo quanto espresso nella [3]. Il secondo include i lavoratori coperti da contratto collettivo e il cui contratto non scade nel periodo in corso. Siano, rispettivamente,  $w_{ON}$  e  $CN$  il loro salario e peso. Il terzo comprende i lavoratori, coperti da contratto collettivo il cui contratto è negoziato con decorrenza « non rinviata ». Denotiamo con  $w_{CCM}$  e  $CCM$ , rispettivamente, il loro salario e peso. Il quarto, infine, riguarda il restante gruppo dei lavoratori coperti da contratto collettivo e il cui contratto è negoziato

con decorrenza « rinviata » rispetto alla scadenza del contratto precedente. Denotiamo con  $w_{CCR}$  e  $CCR$  il loro salario e peso. Possiamo allora riscrivere [3] come segue:

$$[3'] \quad \dot{w} = \dot{w}_N N + \dot{w}_{ON} CN + \dot{w}_{CCM} CCM + \dot{w}_{CCR} CCR;$$

$$N + CN + CCM + CCR = 1$$

Nelle pagine seguenti adottiamo l'assunto, accettabile per il sistema italiano almeno nel periodo in esame, che la quota  $N$  possa essere considerata costante. Ponendo  $CCM + CCR = CC$ , ciò a sua volta implica che  $CC + CN = C = 1 - N$  è anche una costante. D'altra parte, la proporzione dei lavoratori coperti da contratto e il cui contratto è rinegoziato in ogni dato periodo a decorrenza rinviata e non, può variare, e di fatto varia, sostanzialmente nel tempo, come può verificarsi nel grafico precedente, e ciò implica corrispondenti variazioni nelle tre componenti di  $CN$ ,  $CCM$  e  $CCR$  e, quindi, anche nella somma di queste due ultime variabili,  $CC$ .

S'ipotizza, inoltre, che il tasso di variazione dei salari di ogni gruppo possa essere spiegato dal modello di base discusso nel nostro primo studio, ma si permette l'esistenza di differenze sistematiche nei parametri dei singoli gruppi di lavoro, come specificato di seguito:

$$[4] \quad \dot{w}_i = a_i + b_i \frac{1}{u'} + d p_i; \quad i = N, CN, CCM, CCR$$

Si assume, inoltre, che il coefficiente  $d$ , in [4], sia lo stesso per tutti i gruppi in quanto nel sistema economico italiano il ruolo di  $p_i$  riflette largamente il meccanismo della scala mobile i cui effetti, in via di prima approssimazione, possono considerarsi uniformi per i diversi gruppi di lavoro.

Sostituendo [4] in [3'], e ricordando che  $CN = C - CC$  e che  $CC = CCM + CCR$ , possiamo riscrivere [3'] nella forma:

$$[5] \quad \dot{w} = \alpha + \gamma \frac{1}{u'} + \rho CCR + \eta CCM + \nu \frac{1}{u'} CCR + \lambda \frac{1}{u'} CCM + \delta p_i$$

dove:

$$\alpha = (a_N N + a_{ON} C); \quad \gamma = (b_N N + b_{ON} C); \quad \rho = (a_{CCR} - a_{ON});$$

$$\eta = (a_{CCM} - a_{ON}); \quad \nu = (b_{CCR} - b_{ON}); \quad \lambda = (b_{CCM} - b_{ON}) \text{ e } \delta = d$$

Sulla base degli assunti precedenti ciascuno dei coefficienti da  $\alpha$  a  $\delta$  può essere considerato costante. Il modello permette, inoltre,

di fornire alcune indicazioni circa i segni e le grandezze attese dei coefficienti.

Si sarebbe chiaramente portati a pensare che i salari del gruppo di lavoro coperto da contratto collettivo e il cui contratto di lavoro non è rinnovato nel periodo corrente dipendano da  $u'$  meno dei salari del gruppo non sindacalizzato e di quello che contratta senza rinvio. In particolare, sebbene  $b_{ON}$  dovrebbe risultare positivo, come effetto del cosiddetto slittamento salariale, si attenderebbe  $b_{CCM}, b_N > b_{ON}$ , dove la prima disuguaglianza implica  $\lambda > 0$ . D'altra parte, a causa della maggior forza contrattuale della quota di mercato che contratta con decorrenza non rinviata si attenderebbe  $b_{CCM} > b_{CCR}$  e, quindi,  $v < \lambda$  (né può chiaramente escludersi *a priori* un valore di  $v$  nullo o perfino negativo). Al contrario, in base all'ipotesi precedente, ci attenderemmo un valore di  $\eta$  positivo e relativamente elevato in quanto la « costante politica » dei contratti a decorrenza non rinviata,  $a_{CCM}$ , dovrebbe superare  $a_{ON}$ , che si riferisce ad una media di contratti precedenti a decorrenza rinviata e non. Per ragioni simmetricamente opposte, ci attenderemmo, d'altra parte, un valore di  $\rho < 0$  sebbene, per via della rigidità verso valori negativi del tasso d'incremento del salario monetario e come effetto di fenomeni essenzialmente imitativi, relativamente modesto in valore assoluto. Con riferimento a  $\gamma$ , si attenderebbe un valore positivo dal momento che  $b_N$  e  $b_{CN}$  dovrebbero essere ambedue positivi. Sembrerebbe, inoltre, ragionevole ipotizzare un valore positivo per  $a_{ON}$  poiché questo termine dovrebbe largamente riflettere l'effetto ritardato degli incrementi salariali relativi a contratti precedenti che dovrebbero, a loro volta, essere fortemente correlati col tasso di sviluppo previsto della produttività del lavoro. Poiché quest'ultimo nel sistema italiano è stato dell'ordine del 4-5 per cento, si attenderebbe un coefficiente non trascurabile per  $a_{ON}$  e, quindi, sotto l'ipotesi di rigidità verso il basso del salario monetario del settore non sindacalizzato ( $a_N \geq 0$ ), un  $\alpha$  positivo. Riassumendo, ci attenderemmo:

$$\alpha > 0, \gamma > 0, \rho < 0, \eta > 0, v < \lambda, \lambda > 0$$

Può facilmente mostrarsi che il modello precedente costituisce una estensione diretta dei nostri due precedenti lavori. Notiamo, infatti, che nella misura in cui non si distingue tra contratti a decorrenza rinviata e non, può porsi:

$$a_{CCR} = a_{CCM} \equiv a_{CC} \quad e \quad b_{CCR} = b_{CCM} \equiv b_{CC}$$

che implica:

$$\rho = \eta \quad e \quad v = \lambda$$

in [5]. Sotto queste condizioni l'equazione precedente riproduce, come caso particolare, quella proposta nel nostro secondo lavoro [VI, 3°]:

$$[6] \quad \dot{w} = \alpha + \beta CC + \gamma \frac{1}{u'} + \mu \left( CC \frac{1}{u'} \right) + \delta \dot{p}_e$$

$$\text{dove:} \quad \alpha = (a_N N + a_{ON} C), \quad \beta = (a_{CC} - a_{CN}), \\ \gamma = (b_N N + b_{ON} C), \quad \mu = (b_{CC} - b_{CN}) \quad e \quad \delta = d$$

Sotto l'ipotesi, d'altra parte, secondo cui le curve di Phillips nei vari mercati non siano caratterizzate da differenze sistematiche ( $a_{CC} = a_{CN} = a_N$  e  $b_{CC} = b_{CN} = b_N$ ), [6] converge, a sua volta, al nostro primo modello [VI, 2°] che ammetteva come unico elemento di modificazione della curva di Phillips la variabile  $u'$  (5)

$$[7] \quad \dot{w} = \alpha + \gamma \frac{1}{u'} + \delta \dot{p}_e \quad \text{con} \quad \gamma > 0 \quad e \quad 0 < \delta < 1.$$

### 3. La verifica empirica

Le nuove variabili CCM e CCR che appaiono nella [5], e non negli studi precedenti, sono state approssimate con una stima del rapporto tra il numero dei lavoratori dell'industria soggetti a rinnovo contrattuale il cui contratto è negoziato, rispettivamente, con decorrenza rinviata e non, e il totale dell'occupazione industriale (v. Appendice).

Come risulta evidente dalla [3], questi rapporti differiscono dai  $p_i$  per i fattori di proporzionalità  $w_{CCM}/w$  e  $w_{CCR}/w$  che possono essere ragionevolmente considerati costanti nel periodo in esame. Si è iniziata la raccolta dei dati relativi ai rinnovi contrattuali, a decorrenza rinviata e non, solo a partire dal 1959 (piuttosto che dal 1954, anno dal quale si assiste ad una progressiva estensione della contrattazione industriale a livello di categoria) per il fatto che, come è noto, fino alla fine

(5) Si noti, infine, che questa forma è compatibile con l'ipotesi di curve di Phillips identiche all'interno del settore sindacalizzato (anche se diverse da quello non sindacalizzato,  $N$ ). Sotto questa ipotesi meno restrittiva,  $\beta$  e  $\mu$  cadono dalla [6], come avviene in [7], ma in quest'ultima equazione  $\alpha$  e  $\gamma$  sono definiti come in [6] e incorporano, quindi, direttamente le caratteristiche ( $a_{CN}$  e  $b_{CN}$ ) dell'azione sindacale come distinte da ( $e$ , nel caso limite di una curva di Phillips unica, uguali a)  $a_N$  e  $b_N$ .

degli anni «cinquanta» solo alcune categorie industriali di fatto rinnovarono il contratto con intervalli periodici, mentre per molte i contratti furono rinnovati con tempi lunghissimi (fino a quattro e più anni) a causa delle ben note condizioni del mercato del lavoro e dei rapporti di potere nel sistema di relazioni industriali in Italia. Solo a partire dalla fine degli anni «cinquanta», la struttura della contrattazione basata sui contratti di categoria si consolida e si generalizza e i contratti vengono rinnovati con maggiore regolarità (6).

Per queste ragioni e allo scopo di non perdere ulteriori gradi di libertà, già limitati in una stima su base annuale, il periodo considerato per la stima delle equazioni che seguono inizia dal 1952 (primo anno in cui disponiamo di dati attendibili per le variabili del modello), assumendo un valore nullo fino al 1959 per la variabile relativa ai rinnovi contrattuali.

Per le altre variabili ci si è basati sugli stessi dati relativi al periodo post-bellico dell'economia italiana usati nei due lavori già ricordati. Ciò renderà più agevole il confronto tra i risultati presenti e quelli già ottenuti. Il salario nominale per lavoratore nell'industria è stato misurato dal rapporto tra il totale del monte salari dei lavoratori dipendenti e una stima del numero dei lavoratori dipendenti in unità di permanenti (7). Per il tasso di variazione dei prezzi si è usato il deflatore implicito dei consumi privati (8).

Per il tasso di disoccupazione,  $u$ , è stata adottata la misura convenzionale (9). Questi dati vanno naturalmente accettati con le riserve d'uso anche se sono già stati usati largamente e con successo in numerosi studi econometrici relativi all'economia italiana (10).

Il parametro  $b$ , in [2], è stato infine stimato per *scanning* nell'intervallo ammissibile *a priori*,  $0 < b < 1$ , con scarti di 0,1 e

(6) Nonostante ciò anche a cavallo degli anni «sessanta» si trovano esempi di rinnovi molto dilazionati nel tempo, il cui peso occupazionale (1, 2 per cento, o inferiore) è, peraltro, così modesto da non inficiare i risultati ottenuti [X].

(7) Fonti: ISCO, *Quadri della contabilità nazionale italiana*; ISTAT, *Annali di Statistica*.

(8) Fonte: ISCO, *Quadri della contabilità...*, op. cit.

(9) Fonti: SVIMEZ, *L'aumento dell'occupazione in Italia dal 1950 al 1957* e ISTAT, *Annuario di statistiche del lavoro*. Risultati sostanzialmente identici sono stati ottenuti con l'uso di una misura del tasso di disoccupazione in termini di «unità di permanenti» elaborata dal dr. Paolo Gnes del Servizio Studi della Banca d'Italia.

(10) Cfr. ad esempio, P. SYLOS-LABINI, «Prezzi, distribuzione e investimenti in Italia dal 1951 al 1966: uno schema interpretativo», in questa Rivista, settembre 1967; BANCA D'ITALIA, *Un modello econometrico dell'economia italiana (M1 BI)*, Centro Stampa della Banca d'Italia, 1970.

scegliendo il valore che minimizza l'errore standard di regressione (11). Infine, come nei due lavori precedenti, si è considerato per  $\gamma'$  un valore di 1,5 per cento.

Nella tab. 1 seguente riportiamo i risultati aggiornati al 1973 del *test* dei due modelli proposti nei nostri due studi precedenti [equazioni *a*) e *c*]). A scopo di futuro riferimento, di quest'ultima equazione si dà anche la versione che pone  $\mu = 0$  in [6] (equazione *b*) sotto l'ipotesi — su cui torneremo — di una pendenza della curva di Phillips del settore che ricontratta ( $b_{CC}$ ) sostanzialmente simile a quella ( $b_{ON}$ ) del settore sindacalizzato ma che non ricontratta nel periodo considerato. Notiamo che questa semplificazione è anche suggerita dal chiaro caso di collinearità nell'equazione (*c*) della tab. 1 tra  $u'$  e  $CC/u'$  e tra quest'ultima variabile e  $CC$  (12) che, come si era sottolineato nello studio precedente, impedisce stime puntuali attendibili dei parametri rilevanti.

Nel complesso, queste equazioni confermano i risultati qualitativi riportati nei due studi precedenti per il più breve periodo 1954-69. Al tempo stesso, l'aggiunta degli «anni difficili» 1970-73 nel periodo di osservazione innalza drasticamente l'errore standard di regressione da valori inferiori all'1,5 per cento, in ambedue gli studi precedenti, a valori che ora superano il 2 per cento a causa, in particolare, delle difficoltà di spiegare in modo attendibile la lievitazione salariale successiva all'«autunno caldo». Il coefficiente relativo al costo della vita è,

(11) Può dimostrarsi che questa procedura, largamente usata in numerosi studi econometrici, corrisponde ad una diretta applicazione del principio della massima verosimiglianza con informazione completa. Nelle stime riportate si è anche verificato che esiste un unico ed identico valore di massimo di ciascuna delle stime di  $b$  riportate di seguito.

(12) Nel nostro secondo lavoro, si era cercato di ridurre questi problemi di collinearità attraverso l'ipotesi (simmetricamente opposta a quella qui suggerita) di una costante della curva di Phillips del settore che ricontratta ( $a_{CC}$ ) simile a quella ( $a_{ON}$ ) del settore sindacalizzato ma che non ricontratta nel periodo considerato, assumendo  $\beta_{ON} = 0$  in [6]. L'equazione, stimata per il periodo 1952-73, è la seguente:

$$\dot{w} = 2,68 + 0,0065 \frac{1}{u'} + 0,12 \frac{CC}{u'} + 1,15 p_0 \quad S.E. = 2,01; R^2_0 = 0,840; D.W. = 1,11; b = 0,2$$

(2,59) (0,29) (2,93) (5,25)

dove il segno di  $u'$  è, ora, quello atteso ma ancora del tutto non significativo. Risulta evidente che mentre quest'ultima variabile e quella relativa ai rinnovi contrattuali assieme considerate, danno un contributo rilevante alla spiegazione della dinamica salariale, le stime dei singoli coefficienti non sono molto attendibili. Allo scopo di evitare questa collinearità, si sarebbe chiaramente tentati di escludere dalla equazione *c*) della tab. 1 la variabile «insignificante»  $1/u'$ , il cui  $t$  di Student è vicino a zero. Come osservato nel lavoro precedente [VI, 3<sup>a</sup>], d'altra parte, questa forma condurrebbe all'implicazione non ragionevole che in un anno in cui  $CC$  sia pari a zero, il tasso di variazione dei salari non dipenderebbe dalle condizioni del mercato del lavoro.

TABELLA I (\*)  
(1952-73)

| eq. | Parametri stimati |                    |     |                |                  |                |     |     |        |   |     | D.W. |        |      |       |                             |
|-----|-------------------|--------------------|-----|----------------|------------------|----------------|-----|-----|--------|---|-----|------|--------|------|-------|-----------------------------|
|     | Costante          | 1/u'               | b   | P <sub>0</sub> | CC               | CC/u'          | b   | CCM | CCM/u' | b | CCR |      | CCR/u' | b    | S.E.  | R <sup>2</sup> <sub>c</sub> |
| a)  | 1,55<br>(1,44)    | 0,043<br>(2,92)    | 0,3 | 1,45<br>(6,3)  |                  |                |     |     |        |   |     |      |        | 2,37 | 0,776 | 1,53                        |
| b)  | 0,84<br>(0,82)    | 0,040<br>(3,0)     | 0,3 | 1,27<br>(5,66) | 5,01<br>(2,27)   |                |     |     |        |   |     |      |        | 2,15 | 0,817 | 1,27                        |
| c)  | 3,41<br>(1,86)    | -0,0046<br>(-0,12) | 0,1 | 1,11<br>(4,89) | -2,67<br>(-0,57) | 0,18<br>(1,82) | 0,1 |     |        |   |     |      |        | 2,05 | 0,833 | 1,08                        |

(\*) I valori tra parentesi sono le *t* di Student dei coefficienti stimati che vengono riportati assieme al coefficiente di correlazione moltiplicato corretto per i gradi di libertà,  $R^2_c$ , l'errore standard di regressione, S.E., e lo statistico di Durbin-Watson, D.W. In questa, come nelle tabelle che seguono, le variabili  $w$ ,  $u$  e  $u_m$  sono misurate come percentuali e CC, CCM e CCR come rapporti. A causa dell'unità di misura adottata per  $u'$ , il confronto tra i coefficienti stimati per questa variabile (e CC/u') e le stime corrispondenti dei lavori precedenti citati nel testo può essere effettuato moltiplicando per 100 le stime riportate in questa tabella e in quelle seguenti.

inoltre, ora sostanzialmente  $> 1$  in tutte le regressioni stimate, contrariamente a quanto avveniva nei lavori già ricordati, oltre che ancora altamente significativo, il che implica l'ipotesi difficilmente accettabile di una curva di Phillips di lungo periodo instabile.

Nel tentativo di superare queste difficoltà la seguente tab. 2 riporta i *tests* empirici della [5] in cui la variabile relativa ai rinnovi contrattuali è scissa, secondo le linee ricordate, nelle sue due componenti relative a contratti a decorrenza rinviata e non. Un *test* empirico diretto della [5] è, purtroppo, reso impossibile dal numero limitato dei gradi di libertà disponibili in una stima su dati annuali (22 osservazioni) rispetto ai parametri da stimare (6 più la costante e il parametro da sottoporre a *scanning*, b). Tenendo, inoltre, conto dei ricordati problemi di collinearità tra  $1/u'$  e il rapporto tra questa variabile e la percentuale dei rinnovi contrattuali (che, come si vedrà, la sostituzione di CC con CCM e CCR non contribuisce a diminuire) è necessario procedere per approssimazioni successive. Una stima parziale del nostro modello di base ma che, secondo linee analoghe a quelle precedenti, evita i ricordati problemi di collinearità suggerisce di sostituire CC — equazione b), tab. 1 — con una stima della nuova più rilevante variabile di forza contrattuale del sindacato, CCM. Questa scorciatoia è valida sotto l'ipotesi di prima approssimazione di curve di Phillips sostanzialmente uguali all'interno del settore sindacalizzato, ad eccezione della costante della curva di Phillips del settore che contratta con decorrenza non rinviata. Quest'ultima, a causa della maggiore forza contrattuale del sindacato e delle caratteristiche di « unionismo politico » piuttosto che « aziendale » (*enterprise unionism*) del sistema italiano di relazioni industriali, che lo rendono in larga misura sganciato dalle condizioni cicliche del mercato del lavoro, dovrebbe risultare superiore alla costante del settore che non rinnova il contratto di lavoro ad ogni istante di tempo, che si riferisce ad una media di contratti precedenti a decorrenza rinviata e non.

Sotto questa ipotesi può, infatti, porsi:

$$a_{CCR} = a_{CN}, b_{CCR} = b_{CN}, b_{CCM} = b_{CN}$$

e quindi,

$$\rho = v = \lambda = 0$$

Ne segue che [5] può essere specificata nella forma semplificata:

$$[5'] \quad \dot{w} = \alpha + \gamma \frac{1}{u'} + \eta CCM + \delta p_0$$

La stima di questa equazione è riportata nella tab. 2 (equazione *a*). Come si vede, la sostituzione di CC — tab. 1, eq. *b*) — con la nuova variabile di azione sindacale riduce drasticamente per la prima volta l'errore standard di regressione al di sotto del 2 per cento.

TABELLA 2  
(1952-73)

| eq.        | Parametri stimati |                  |     |                |                |                 |     |      |         |      |
|------------|-------------------|------------------|-----|----------------|----------------|-----------------|-----|------|---------|------|
|            | Costante          | $1/u'$           | $b$ | $p_0$          | CCM            | CCM/ $u'$       | $b$ | S.E. | $R^2_0$ | D.W. |
| <i>a</i> ) | 3,46<br>(4,86)    | 0,0077<br>(3,99) | 0,6 | 1,0<br>(5,03)  | 9,93<br>(4,75) |                 |     | 1,68 | 0,883   | 1,65 |
| <i>b</i> ) | 2,69<br>(2,83)    | 0,035<br>(2,32)  | 0,2 | 1,02<br>(4,71) |                | 0,127<br>(3,52) | 0,2 | 1,88 | 0,860   | 1,95 |

I coefficienti relativi al tasso di disoccupazione modificato,  $u'$ , e al costo della vita risultano ambedue sostanzialmente ridotti, sebbene il secondo ancora implichi una curva di Phillips di lungo periodo instabile. In particolare, questi risultati mettono in evidenza la superiorità del nostro nuovo indice di azione sindacale rispetto alla più rozza aggregazione, che non distingueva tra contratti a decorrenza rinviata e non, usata nel nostro lavoro precedente (13). Il valore stimato di  $b$ , in tab. 2, pari a 0,6 risulta d'altra parte il più elevato tra quelli finora stimati (a loro volta più bassi del valore intorno a 0,5 riscontrato negli studi precedenti) ed è, in effetti, per la prima volta a livello massimo *a priori* accettabile (14) per il tasso di disoccupazione in termini di unità d'efficienza. L'aggiunta della variabile CCM/ $u'$  non solo non risolve questa difficoltà, ma riconferma i timori di un alto

(13) Si noti che l'ipotesi di base dell'equazione *b*) tab. 1 è sostanzialmente identica a quella dell'equazione *a*) tab. 2, con la differenza che la maggiore disaggregazione di quest'ultima equazione suggerisce l'ipotesi di una costante della curva di Phillips del settore che rinnova con decorrenza rinviata simile a quella del settore sindacalizzato, ma che non ricontra ( $a_{CCR} \cong a_{CN}$ ).

(14) In questa, come nelle stime che seguono, si è scelto il valore di  $b$  che minimizza l'errore standard di regressione nel più ristretto intervallo accettabile *a priori*  $0 < b < 0,6$  (piuttosto che  $0 < b < 1$ ), in quanto per valori di  $b$  superiori a quest'ultimo estremo,  $u'$ , in [2], assume per costruzione in alcuni anni valori negativi che, in quanto tali, non rientrano nell'intervallo accettabile *a priori* per il tasso di disoccupazione in termini di unità di efficienza.

grado di collinearità tra CCM e CCM/ $u'$  che impedisce di stimare in modo attendibile le grandezze relative di  $\eta$  e  $\lambda$  in [5] e, quindi, la differenza nella costante e nell'inclinazione delle curve di Phillips delle quote di occupazione cui questi parametri si riferiscono (15). L'eliminazione della variabile CCM — eq. *b*), tab. 2 — non modifica sostanzialmente i risultati riportati nella nota precedente ma innalza sia il coefficiente stimato di CCM/ $u'$  che quello di  $u'$ , a causa dell'alto grado di collinearità esistente tra questa stessa variabile e CCM ( $R^2_0 = 0,8$ ). Questa specificazione, d'altra parte, innalza sostanzialmente anche l'errore standard di regressione riportandolo a valori prossimi al 2 per cento.

Il confronto di quest'ultima equazione con i risultati dell'equazione *a*) della tab. 2 sembrerebbe suggerire un'azione sindacale in larga misura sganciata dalle condizioni del mercato del lavoro a causa della maggiore significatività della variabile CCM rispetto a CCM/ $u'$ , oltre che della migliore interpolazione della equazione *a*) rispetto alla *b*) della tab. 2. L'inserimento nelle equazioni precedenti delle due variabili relative ai rinnovi contrattuali a decorrenza rinviata CCR e CCR/ $u'$ , in [5], non modifica sostanzialmente questi risultati. In particolare, l'aggiunta di CCR alla equazione *a*) della tab. 2 lascia il risultato della stima sostanzialmente invariato, dando luogo ad un coefficiente di CCR del tutto insignificante, il che implica l'ipotesi abbastanza plausibile secondo cui  $a_{CCR} = a_{CN}$  in [5] (16). D'altra parte, l'aggiunta a questa stessa equazione della variabile CCR/ $u'$ , che fornisce la più vicina approssimazione di una stima diretta del nostro

(15) L'equazione stimata è:

$$\dot{w} = 3,30 + 0,014 \frac{1}{u'} + 14,9 \text{ CCM} - 0,046 \text{ CCM} \frac{1}{u'} + 0,92 \dot{p}_0$$

(4,83)    (3,43)    (4,27)    (-1,73)    (4,74)

S.E. = 1,59;  $R^2_0 = 0,899$ ; D.W. = 1,5;  $b = 0,6$

dove il problema della collinearità tra CCM/ $u'$  e  $1/u'$  è aggravato dalla collinearità tra CCM/ $u'$  e CCM il cui coefficiente stimato è ora molto superiore a quello della equazione *a*) della tab. 2, mentre il coefficiente di CCM/ $u'$  « corregge » per questa soprastima con un segno che, sebbene poco significativo, è ora addirittura negativo, il che implica l'ipotesi irrealistica secondo cui  $b_{CN} > b_{CCM}$ , in [3].

(16) L'equazione stimata è la seguente:

$$\dot{w} = 3,28 + 0,0074 \frac{1}{u'} + 10 \text{ CCM} + 1,25 \text{ CCR} + 1,01 \dot{p}_0$$

(4,12)    (3,56)    (4,68)    (0,55)    (4,96)

S.E. = 1,71;  $R^2_0 = 0,884$ ; D.W. = 1,55;  $b = 0,6$

Questo risultato suggerisce un « effetto d'imitazione » che, con riferimento alle quote « deboli » dei lavoratori che rinnovano il contratto, implicherebbe un minimo di rivendicazioni salariali (rappresentato dalla costante  $a_{CCR}$ ) non discosto dal minimo in media stabilito nei contratti precedenti ( $a_{CN}$ ).

modello di base [5], tenendo conto dei gradi di libertà a disposizione oltre che dei già ricordati problemi di collinearità tra  $u'$  e  $CCM/u'$ , dà luogo ad un coefficiente statisticamente significativo, la cui stima puntuale non è peraltro attendibile (17).

In conclusione, le stime precedenti sottolineano l'importanza dell'azione sindacale nella funzione di contrattazione salariale assieme all'operare delle forze di mercato nella nostra curva di Phillips « modificata », al livello aggregato. Al tempo stesso, l'alto grado di collinearità tra le variabili implicate dal modello e il numero limitato delle osservazioni disponibili impediscono di distinguere in modo attendibile le grandezze puntuali dei parametri rilevanti nelle singole curve di Phillips dei quattro segmenti di mercato considerati, N, CN, CCM e CCR. È da sperare che queste difficoltà possano essere almeno in parte diminuite con l'uso di dati trimestrali (attraverso i quali, con uno studio in corso, ci proponiamo di estendere questo primo stadio della ricerca) con l'obiettivo di verificare il modello completo [5].

D'altra parte, proprio in quanto riferite a medie dell'intero periodo di osservazione, 1952-73, le stime precedenti non consentono in alcun caso di rispondere alla domanda che in tempi recenti ha più interessato gli studiosi del processo inflazionistico in Italia: è « morta » la curva di Phillips a partire dall'« autunno caldo »? Per tentare di rispondere a questa domanda evitando di affrontare i problemi di collinearità messi in luce dai risultati precedenti, si può fare ricorso alla precedente equazione [5'], che rinuncia a distinguere i parametri puntuali della curva di Phillips disaggregata all'interno del settore sindacalizzato, con l'eccezione della « costante politica » di contrattazione collettiva,  $\eta$ . Il più limitato numero dei parametri da stimare di questa equazione consente, al tempo stesso, di verificare l'esistenza di eventuali modificazioni strutturali nella costante e nell'inclinazione della curva di Phillips aggregata a partire dall'« autunno caldo » come effetto, in particolare, dei noti mutamenti di regime del nostro sistema di relazioni industriali (« sindacato unico ») e del clima con-

(17) L'equazione stimata è la seguente:

$$\dot{w} = 4,89 - 0,0032 \frac{1}{u'} + 12,5 \text{ CCM} - 2,80 \text{ CCR} + 0,041 \text{ CCR}/u' + 0,76 \dot{p}_0$$

(5,05) (-0,67) (5,81) (-1,07) (2,42) (3,62)

S.E. = 1,51 ;  $R^2_0 = 0,909$  ; D.W. = 1,5 ;  $b = 0,6$

dove la stima puntuale dei parametri è in questo caso resa ancora più incerta dalla collinearità esistente tra  $u'/CCR$  e  $1/u'$ , il cui coefficiente è ora del tutto non significativo e con segno perfino opposto a quello che si attenderebbe *a priori*.

fittuale che lo ha preceduto e che ad esso si è accompagnato. A questo scopo, [5'] può essere rispecificata nella forma più generale,

$$[5''] \quad \dot{w} = \alpha + \gamma_1 A \frac{1}{u'} + \gamma_2 B \frac{1}{u'} + \eta_1 \text{ACCM} + \eta_2 \text{BCCM} + \delta \dot{p}_0$$

dove A è un vettore unitario dal 1952 al 1969 e nullo per il periodo rimanente e B è, all'opposto, un vettore nullo per il primo periodo e unitario dal 1970 al 1973. La stima della [5''] verifica la presenza di modificazioni strutturali di  $\gamma$  e  $\eta$  in [5'] attraverso, rispettivamente, i parametri stimati di  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  e  $\eta_1$ ,  $\eta_2$  nei due sottoperiodi considerati. Le stime di queste equazioni sono riportate nella tab. 3.

Nell'equazione a), in particolare, si verifica l'ipotesi di modificazioni strutturali del solo parametro relativo al tasso di disoccupazione nei due sottoperiodi, per una incidenza costante dell'azione rivendicativa del sindacato. I risultati sono interessanti. Non solo l'errore standard di regressione si riduce al di sotto dell'1,5 per cento, ma il coefficiente stimato di  $u'$  risulta altamente significativo in ambedue i sottoperiodi e suggerisce una inclinazione sostanzialmente più elevata della curva di Phillips nel secondo periodo rispetto al primo (18). Al tempo stesso, la grandezza relativa dei due coefficienti di  $u'$  — essendo quello relativo al periodo più recente ben cinque volte più elevato (0,049), rispetto a quello del periodo precedente (0,0095) — suggerisce la possibilità di un *bias* verso l'alto del coefficiente di  $Bu'$ , come effetto della mancata considerazione di modificazioni strutturali a partire dall'« autunno caldo » nell'incidenza dell'azione rivendicativa esogena del sindacato, rappresentata da CCM. Per questa ragione si è, ancora in via preliminare, sottoposta a verifica empirica l'ipotesi simmetricamente opposta di variazioni strutturali nel solo parametro relativo a CCM nei due sottoperiodi, per una inclinazione media costante della curva di Phillips aggregata. I risultati riportati nella equazione b) suggeriscono un drastico cambiamento di regime nel sistema di relazioni industriali a partire dall'« autunno caldo », come effetto del forte aumento nell'azione rivendicativa esogena del sindacato. Non solo il coefficiente stimato di CCM per il periodo più recente risulta sostanzialmente elevato e altamente significativo, ma il coefficiente relativo alla stessa variabile per il periodo precedente l'« autunno caldo » risulta praticamente nullo e del tutto insignificante.

(18) Si noti che questo risultato spiega il *bias* verso l'alto che si nota confrontando il coefficiente di  $1/u'$  nella più semplice equazione a) della tab. 1, stimato per il periodo 1952-73, con quello ottenuto nel nostro primo studio per il più breve periodo 1952-68 (0,043 contro 0,028; cfr. la nota della tab. 1).

TABELLA 3  
(1952-73)

| eq. | Parametri stimati |                 |     |                |                  |     |                 |     |                |                  |                 | D.W. |       |         |
|-----|-------------------|-----------------|-----|----------------|------------------|-----|-----------------|-----|----------------|------------------|-----------------|------|-------|---------|
|     | Costante          | $r/u'$          | $b$ | $p_0$          | $A/u'$           | $b$ | $B/u'$          | $b$ | CCM            | ACCM             | BCCM            |      | S.E.  | $R^2_0$ |
| a)  | 3,56<br>(5,67)    |                 |     | 0,86<br>(4,71) | 0,0095<br>(5,15) | 0,6 | 0,049<br>(2,97) | 0,6 | 6,98<br>(3,20) |                  |                 | 1,47 | 0,914 | 1,70    |
| b)  | 3,11<br>(4,72)    | 0,027<br>(5,04) | 0,5 | 0,88<br>(4,88) |                  |     |                 |     |                | -0,63<br>(-0,14) | 10,58<br>(5,57) | 1,49 | 0,912 | 1,60    |
| c)  | 3,09<br>(4,90)    |                 |     | 0,81<br>(4,51) | 0,027<br>(5,34)  | 0,5 | 0,057<br>(2,91) | 0,5 |                | 0,68<br>(0,15)   | 8,18<br>(3,47)  | 1,42 | 0,919 | 1,65    |

Ma i risultati migliori si ottengono, come si attenderebbe, da un *test* della ipotesi composta suggerita dalle due equazioni appena riportate, sottoponendo direttamente a verifica empirica la [5'''] nella sua forma completa, tab. 3, equazione c). In questo caso, l'errore standard di regressione raggiunge il minimo rispetto a tutte le equazioni in precedenza stimate. Il coefficiente relativo al tasso di disoccupazione risulta, come si attenderebbe, praticamente identico a quello ottenuto nel nostro primo lavoro [VI, 2°] per il primo sottoperiodo e più che doppio — ma non anche di cinque volte maggiore, come implicato dalla più rozza equazione a) — a partire dall'«autunno caldo», il che indica un forte aumento nella inclinazione della curva di Phillips nel periodo più recente. Analogamente, la variabile direttamente relativa all'azione sindacale è praticamente nulla nel primo sottoperiodo e assai elevata nel secondo implicando, per quest'ultimo, un forte spostamento verso l'alto della curva di Phillips in presenza di rinnovi contrattuali a decorrenza non rinviata e, quindi, in periodi di maggior forza contrattuale del sindacato.

Va sottolineato che nel primo come nel secondo sottoperiodo la costante di regressione, pari a 3,1, risulta identica a quella stimata nel primo lavoro (19).

In ogni caso, i coefficienti stimati sono altamente significativi e quello relativo al costo della vita risulta, ora, sostanzialmente inferiore ad uno implicando una curva di Phillips di lungo periodo stabile, sebbene di circa cinque volte (20) più inclinata di quella di breve.

(19) Questo valore, pari al 50-60 per cento del *trend* di lungo periodo della produttività nell'industria riflette, secondo gli autori, sia effetti di mercato che l'azione contrattuale del sindacato, tendente a stabilire un limite inferiore al tasso d'incremento dei salari monetari commisurato allo sviluppo delle produttività, anche in presenza di un elevato tasso di disoccupazione (in particolare, per tutti gli anni «cinquanta »).

(20) A scopo puramente illustrativo e nell'ipotesi semplificativa che i salari industriali segnano il ritmo di sviluppo di tutti i salari, può assumersi che nel «lungo periodo» i prezzi sono determinati da un *mark-up* costante sui costi unitari di lavoro: un'ipotesi che sembra interpolare bene sia le osservazioni degli Stati Uniti che quelle italiane [II], [I]. Questa ipotesi può essere espressa come segue:

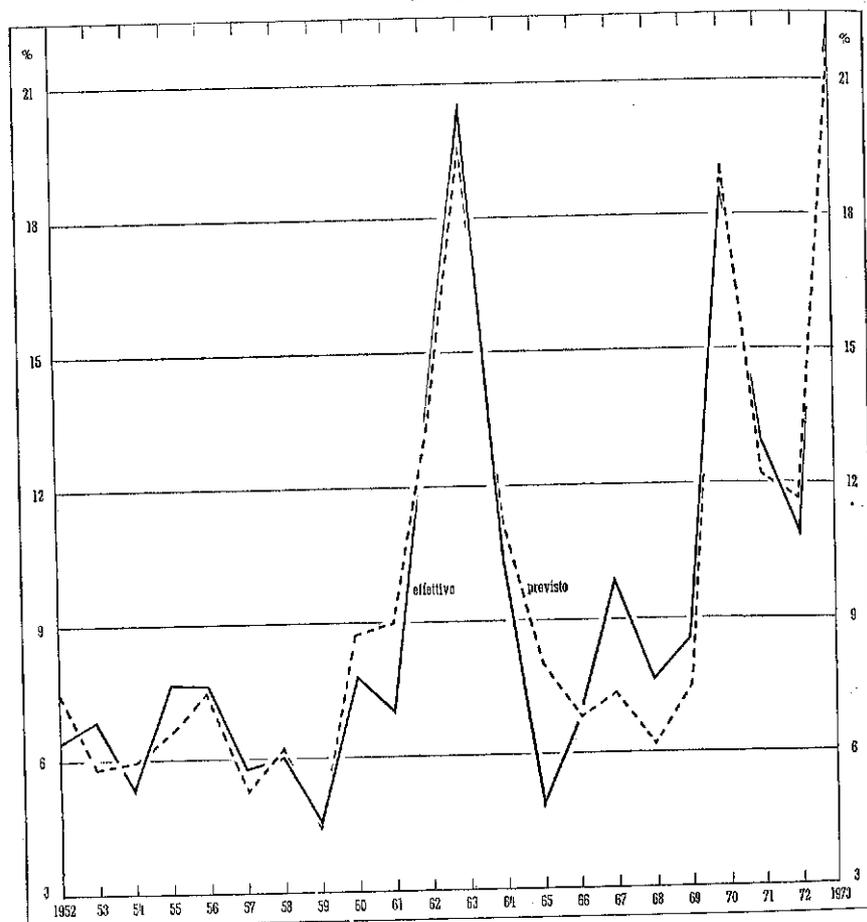
$$[1] \quad \log p = m + \log w - \log \pi$$

dove  $m$  è il logaritmo,  $\log$ , del *mark-up*, assunto essenzialmente costante nel periodo in esame. Da [1], si deriva:

$$[1'] \quad \dot{p} = \dot{w} - \dot{\pi}$$

dove  $\dot{\pi}$ , il tasso di sviluppo della produttività, può anch'esso essere considerato essenzialmente dato e costante per gli scopi presenti. Sia la curva di Phillips del tutto generale discussa all'inizio,

$$[2] \quad \dot{w} = \Phi(u) + A + c \dot{p}$$

VALORI EFFETTIVI E PREVISTI DELL'EQUAZIONE c), tab. 3  
(1952-73) GRAFICO 2

Il graf. 2 riporta i valori effettivi e previsti dell'equazione c) della tab. 3. Va sottolineato che l'equazione non solo interpola in modo assai

Risolviendo [1'] e [2], simultaneamente si ottiene,

$$[3a] \quad \dot{p} = \frac{\Phi(u') + A - \pi}{1-c}; \quad [3b] \quad \dot{w} = \dot{p} + \pi = \frac{\Phi(u') + A - c\pi}{1-c}$$

L'equazione [3a] può essere interpretata come una « curva di Phillips modificata di prezzo di lungo periodo » e la [3b] come la corrispondente curva di Phillips di salario. Si noti che questa curva di lungo periodo rappresenta essenzialmente una rotazione della curva di breve che, relativamente ad  $u'$ , dà luogo ad una inclinazione in ogni punto maggiore nella misura di  $(1/(1-c)) > 1$  (per  $0 < c < 1$ ), e cioè di circa cinque volte maggiore, secondo la nostra stima ( $c \approx 0,8$ , in certa misura *biased* verso l'alto come effetto della collinearità tra  $\dot{w}$  e  $\dot{p}$ , tab. 3, eq. c).

soddisfacente il periodo sottoposto a stima 1952-73 rappresentato nel grafico e, in particolare, l'impennata salariale del 1963 e quella successiva all'« autunno caldo », ma « predice » da vicino la stessa ulteriore impennata salariale (non rappresentata nel grafico) nell'anno 1974, successivo all'anno terminale di stima, prevedendo un valore di 24,3 contro 23,5 per cento effettivo (21).

È interessante notare, infine, che il valore del parametro,  $b$ , che minimizza l'errore standard di regressione risulta ora identico (0,5) a quello stimato in ambedue gli studi in precedenza ricordati. Come si ricorderà, questo coefficiente implica che, relativamente agli effetti sulla dinamica salariale un lavoratore senza precedente esperienza professionale conta come fosse la metà di un lavoratore già addestrato, inserito ed ambientato sul posto di lavoro.

#### 4. Alcune implicazioni

I risultati precedenti e quelli raggiunti nel nostro primo studio sulla curva di Phillips suggeriscono una interpretazione della dinamica salariale in Italia dagli anni « facili » del miracolo economico a quelli « difficili » della successiva depressione e al « nuovo corso » iniziato a partire dall'« autunno caldo ».

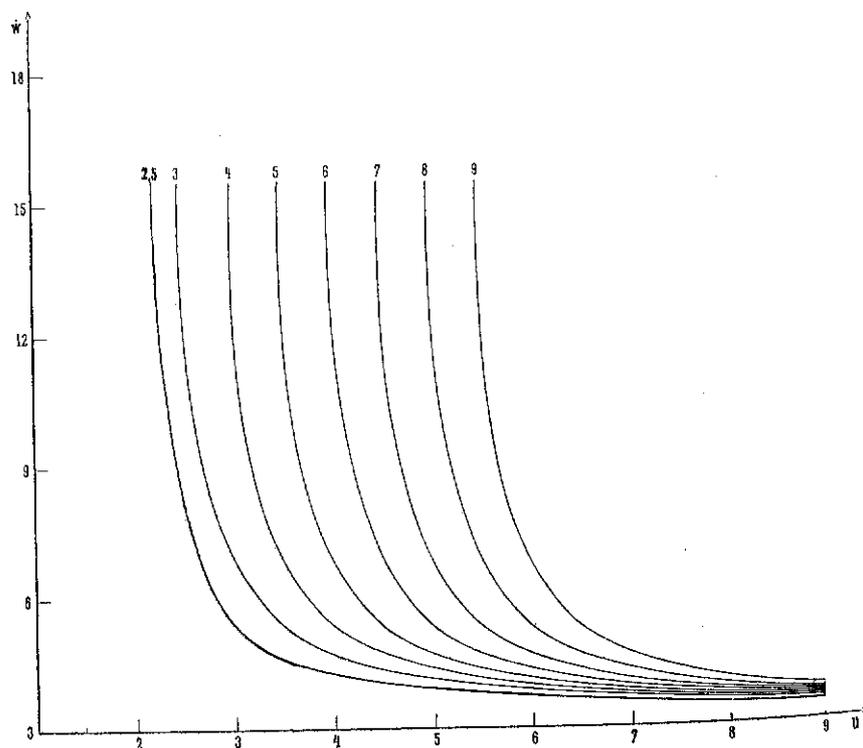
Nel primo periodo, l'economia italiana è stata caratterizzata da un processo di sviluppo sostenuto, anche se squilibrato, che ha gradualmente trasformato il paese da un'economia di secondaria importanza industriale, con una grossa quota della forza lavoro disoccupata, sottoccupata e inserita in attività non industriali, « nel più sviluppato tra i paesi sottosviluppati ». In questo periodo, la disoccupazione totale misurata si è gradualmente ridotta dal 10 per cento circa della forza lavoro, agli inizi degli anni « cinquanta », al 2,5 per cento nel 1963, secondo le stime disponibili. In base al nostro primo lavoro [VI, 2°], nel processo di graduale ma continua riduzione del tasso di disoccupazione strutturale diminuisce la quota della forza lavoro non qualificata, non inserita e non ambientata nel processo di produzione industriale. Come conseguenza di queste favorevoli modificazioni nella

(21) Questa previsione è resa più difficile dal noto cambiamento dei dati di contabilità nazionale a partire dal 1974 che rende problematica una valutazione dei valori delle variabili indipendenti dell'equazione, con dati omogenei con quelli del periodo precedente. Sulla base di stime interne del Servizio Studi della Banca d'Italia, si è preso, per il 1974, un valore dell'ordine del 3 per cento per il livello del tasso di disoccupazione e un tasso di variazione del 19 per cento per il deflatore implicito del costo della vita.

composizione del tasso di disoccupazione, la pressione esercitata sui salari da un dato livello del tasso stesso tende anch'essa a diminuire. Ne segue che in un paese in via di sviluppo con una quota di lavoro qualificata, inserita e ambientata nel processo di produzione industriale, che gradualmente si espande rispetto al totale della forza lavoro, non esiste una relazione unica tra tasso d'incremento dei salari e livello della disoccupazione, come postulato dalla curva di Phillips tradizionale rilevante per paesi già sviluppati. Invece di una singola « curva di Phillips », si ottiene quindi un'intera famiglia « parametrica » di curve. Il parametro rilevante è costituito dalla composizione della disoccupazione che approssimiamo in [2] con la variabile  $u_m$ , il livello della disoccupazione minima precedente, come misura del tasso di disoccupazione strutturale.

Il graf. 3 seguente illustra queste conclusioni del nostro primo studio sulla curva di Phillips mostrando un campione delle curve in questione, disegnate per valore scelto di  $u_m$  sulla base delle stime dei

GRAFICO 3



parametri della tab. 3, equazione c) e assumendo  $\dot{p}_e = 0$  e  $\gamma_2$  e  $\eta_2$  anche essi nulli in [5'''] (dal momento che ci si riferisce al primo dei due sottoperiodi considerati dall'equazione). Quanto a  $\eta_1$ , questo parametro è stato posto anche esso pari a zero nel graf. 3 dal momento che, come si vede dall'equazione c), il suo valore stimato nel primo sottoperiodo è quasi nullo e del tutto non significativo.

La ragione di questo risultato va ricercata nella già ricordata debolezza del sindacato dagli inizi degli anni « cinquanta » agli albori dell'« autunno caldo ». In particolare, i risultati precedenti confermano che neanche la contrattazione articolata degli inizi degli anni « sessanta » giovò a mutare nel fondo i rapporti di potere nel sistema di relazioni industriali e la forza rivendicativa del sindacato al livello del salario monetario. Dopo un triennio di sviluppo sostenuto il sistema cadeva, a partire dal 1964, nella più lunga crisi economica del dopoguerra e il sindacato giungeva debole e impreparato alla scadenza contrattuale del 1966, che sarebbe poi passato sotto il nome di « ricatto congiunturale ».

Nel periodo che segue il momento terminale del ricordato processo di spostamento a sinistra e verso il basso della curva di Phillips, nel 1963 e fino al 1969, le nostre stime suggeriscono che il sistema economico si è spostato lungo la curva di Phillips raggiunta in occasione del tasso di disoccupazione « minimo » toccato appunto nel 1963, con un valore di  $u_m$  pari al 2,5 per cento, lungo la curva più bassa del graf. 3 (22).

A partire, d'altra parte, dalla decorrenza contrattuale dell'« autunno

(22) Sono questi gli anni della « lunga depressione » durante i quali, presumibilmente, la curva di Phillips ha in certa misura teso a ripercorrere il cammino all'inverso, tendendo a riportarsi nella posizione raggiunta all'inizio degli anni « sessanta » ( $u_m \cong 3,0-3,5$ ), come effetto della persistenza (per sei anni consecutivi) di un più elevato tasso medio di disoccupazione misurato (circa 3,5 per cento, contro il minimo registrato nel 1963 di 2,5 per cento) che potrebbe avere innalzato il tasso di disoccupazione strutturale (minimo precedente) rilevante (la memoria del sistema del processo di addestramento sul lavoro non può, al limite, superare la « morte — inclusa l'obsolescenza tecnica — degli addestrati »). Questo stesso effetto è stato, a sua volta, probabilmente rafforzato da altre modificazioni (diverse dall'aumento dell' $u_m$  rilevante in [2]) intervenute nella forza lavoro (ad esempio, l'aumento dei giovani in cerca di prima occupazione, la disoccupazione intellettuale, etc.) secondo linee messe in luce da Valcamonic [XI] per il nostro sistema industriale e formalizzate, con un modello simile al nostro primo lavoro, da Perry [VII] per gli Stati Uniti. Nonostante ciò, l'analisi dei residui della nostra equazione c) tab. 3, non denuncia autocorrelazione degli errori durante gli anni « sessanta », come potrebbe attendersi dall'effetto di queste potenziali fonti di bias. Un'estensione del nostro modello di base in queste direzioni di ricerca non potrà che essere tentata attraverso l'uso di dati trimestrali, a causa della scarsità dei gradi di libertà disponibili in una stima, come la nostra, su base annuale.

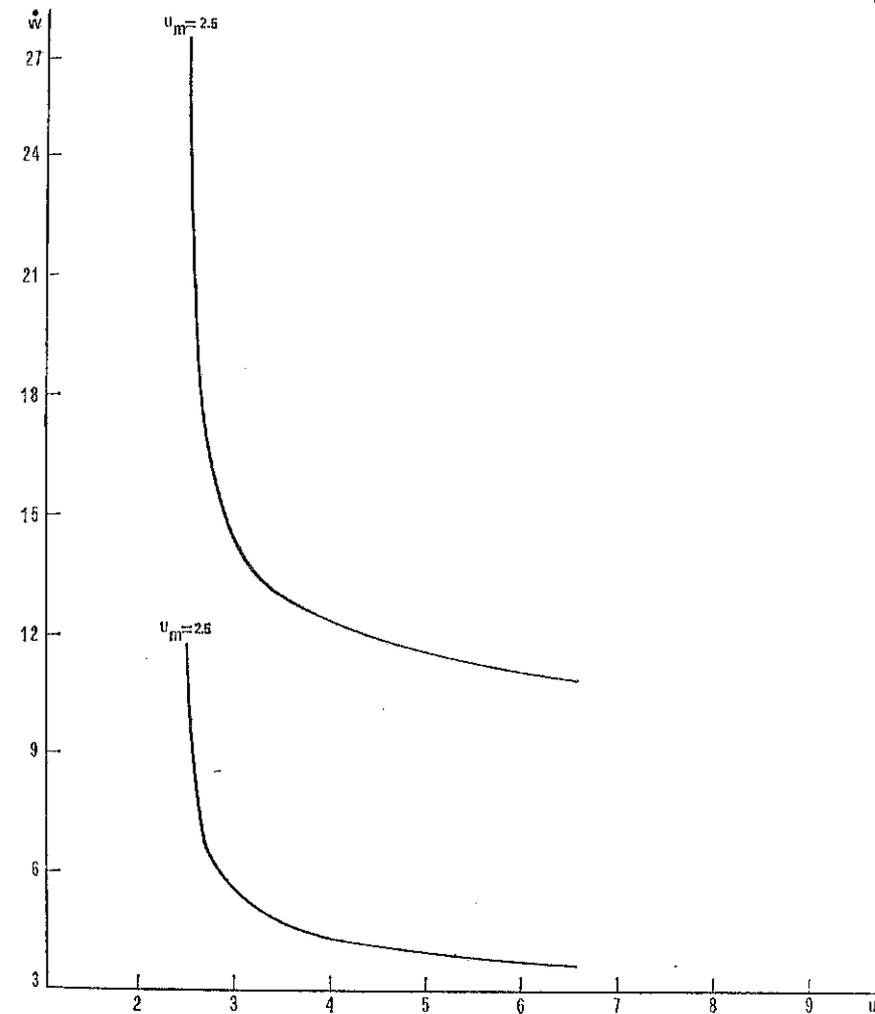
caldo», il cambiamento di regime del nostro sistema di relazioni industriali e il clima conflittuale che ad esso si è accompagnato hanno causato un forte spostamento verso l'alto della curva di Phillips e un aumento della sua inclinazione. Ambedue questi mutamenti di regime sono evidenziati dalle nostre stime dell'inclinazione della curva di Phillips nel secondo sottoperiodo,  $\gamma_2$ , in [5"] più che doppia rispetto alla inclinazione della stessa curva nel primo sottoperiodo,  $\gamma_1$ , e dall'alto valore e significatività del coefficiente della variabile CCM nel secondo periodo,  $\eta_2$ , che fino al 1969 è praticamente nullo e del tutto non significativo (tab. 3, equazione c). Questo risultato rilevante al secondo sottoperiodo è rappresentato dalla curva più elevata nel graf. 4 che è disegnata assumendo,  $\dot{p}_e = 0$  e CCM pari al valore sperimentato in occasione dell'«autunno caldo» (0,8, che di fatto coincide con quello sperimentato in occasione del *round* contrattuale del 1973, circa 0,75 per cento). La curva inferiore nello stesso grafico riproduce, a scopo di confronto, la curva rilevante per il periodo 1963-69 (che coincide con quella più bassa del graf. 3).

Questo risultato mette in luce che, contrariamente all'opinione largamente diffusa circa la sua «scomparsa», la curva di Phillips a partire dall'«autunno caldo» non è «morta». Al tempo stesso, come effetto del cambiamento di regime del nostro sistema di relazioni industriali e del clima conflittuale che ad esso si è accompagnato, la curva di Phillips oggi rilevante nel nostro sistema industriale risulta sostanzialmente spostata verso l'alto e con una inclinazione più che doppia per ogni livello del tasso di disoccupazione, rispetto alla curva in precedenza rilevante.

La curva di Phillips oggi rilevante, rappresentata nel graf. 4, mostra che in presenza di un'azione sindacale sia di «offesa», come quella verificatasi in occasione dell'«autunno caldo», sia di «difesa» dall'aumento del costo della vita, come quella del 1973, il tasso di aumento annuo dei salari monetari è largamente superiore a quello relativo al tasso di sviluppo medio della produttività del lavoro. Le nostre stime implicano, in particolare, che in presenza di un'azione sindacale sul salario monetario dell'ordine di grandezza registrato nel 1970 e nel 1973, la «costante sindacale annua media» durante il periodo di validità del contratto è pari a  $(3,1 + 1/3 \cdot 8,2 \times 0,8) = 5,3$  punti percentuali (23), maggiore, cioè, del tasso di sviluppo della produttività

(23) Questa stima considera una ricontrattazione salariale a cadenza triennale, come quella rilevante al sistema italiano e scaturisce dall'ipotesi («meno inflazionistica») secondo

GRAFICO 4



rilevante al secondo sottoperiodo (3,5 e 4, rispettivamente, nel totale del settore industriale e privato nel periodo 1970-74). Una implicazione di questo risultato è che «il sistema industriale italiano non ammette oggi l'esistenza di un tasso di disoccupazione "naturale"» (24) cor-

cui la variabile di ricontrattazione salariale è nulla per l'intero periodo (due anni) di validità del contratto che segue all'anno di decorrenza del contratto stesso.

(24) Si noti che le ragioni che sottostanno a questo risultato sono opposte a quelle che sottostanno al tasso di disoccupazione «naturale» di Friedman [IV], in quanto esse non scaturiscono da condizioni di equilibrio di lungo periodo ma da condizioni di conflitto sociale.

rispondente al punto d'incontro tra la curva di Phillips e il tasso di sviluppo medio della produttività. Ciò implica anche che il nostro sistema industriale non consente oggi una politica di prezzi costanti anche in presenza di politiche monetarie e fiscali fortemente restrittive.

In una prospettiva di lungo periodo, la stima del coefficiente relativo al costo della vita, pari a 0,8 nell'equazione c) tab. 3, implica d'altra parte, come si è ricordato, una curva di Phillips circa cinque volte più inclinata di quella di breve periodo rappresentata dal graf. 4, in ambedue i sottoperiodi considerati.

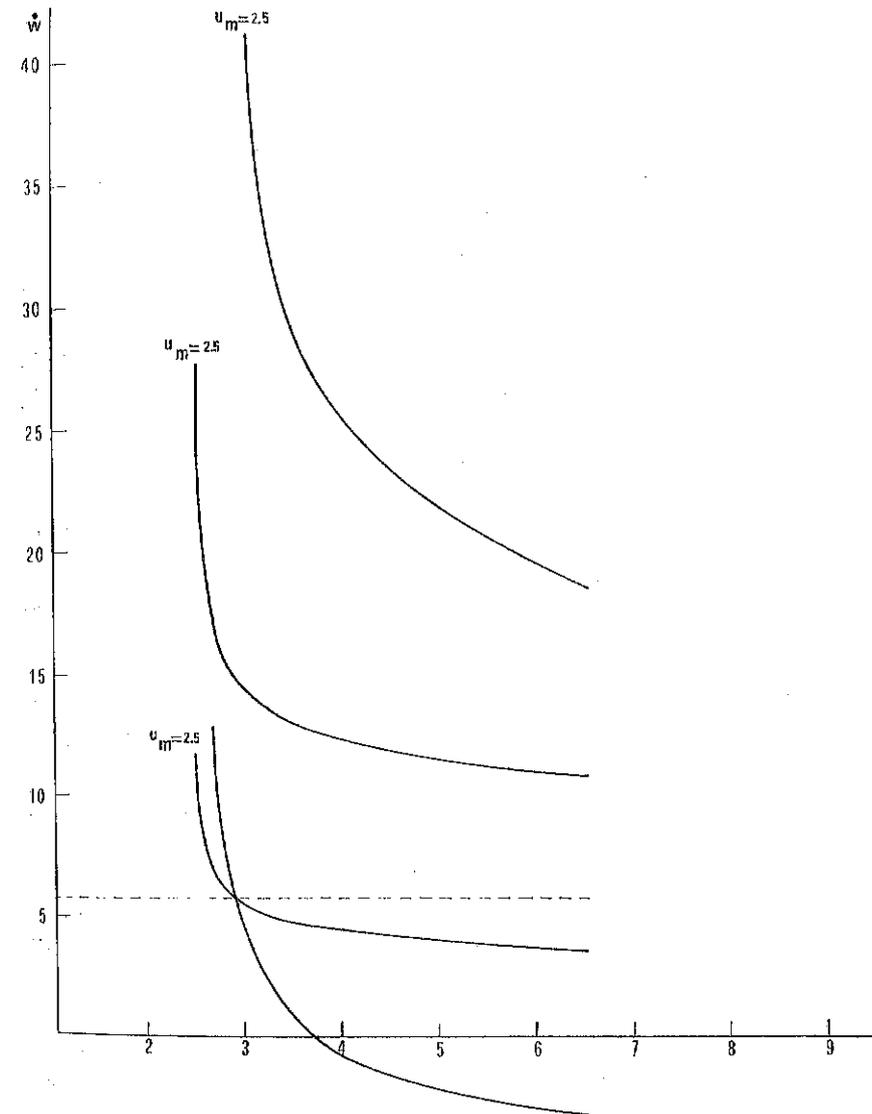
Le due curve più elevate nel graf. 5 rappresentano, rispettivamente, la curva di lungo e di breve periodo rilevanti al secondo sottoperiodo di stima 1970-73, assumendo un tasso di sviluppo della produttività del 4 per cento (25) e una costante media (sindacale) pari a 5,3 per cento secondo le stime precedenti, riferite ai rinnovi contrattuali a partire dall'«autunno caldo».

Le due curve più basse nello stesso grafico rappresentano la curva di Phillips di breve e di lungo periodo del primo sottoperiodo di stima 1952-69, per  $u_m = 2,5$  (e, quindi, per il periodo 1964-69) e per un tasso di sviluppo della produttività del 6 per cento (26). Nonostante il valore indicativo dei nostri calcoli, il mutamento di regime del nostro sistema di relazioni industriali risulta evidente, sia nelle sue implicazioni di breve che di lungo periodo. Con riferimento alla curva di Phillips di lungo periodo emergono, in particolare, le diffi-

(25) Come si è notato, questo valore rappresenta la media del tasso di sviluppo della produttività per il totale del settore privato che, nell'ipotesi semplificativa secondo cui i salari industriali segnano il ritmo di sviluppo di tutti i salari, sembra essere più rilevante della produttività industriale nel mettere in relazione il tasso di variazione del costo della vita con quello dei salari. Le nostre conclusioni qualitative risulterebbero, naturalmente, valide *a fortiori* considerando il tasso di sviluppo medio della produttività industriale nello stesso sottoperiodo pari, come si è ricordato, al 3,5 per cento anche se, in questo caso come nel primo, una precisa analisi quantitativa della relazione tra salari industriali (totali) e prezzi al consumo potrà ottenersi solo incorporando questa equazione nel Modello Economico della Banca d'Italia, nell'ambito dei lavori del quale essa è stata formulata.

(26) È questo il tasso medio di sviluppo della produttività per il totale del settore privato nel periodo al quale queste curve si riferiscono. Il tasso di sviluppo di due punti inferiore scelto per la curva «superiore» nel grafico, rilevante al periodo di stima 1970-73, riflette la ben nota riduzione nell'ultimo periodo del tasso di sviluppo della produttività (cfr. la nota precedente). Nell'ipotesi di un tasso di sviluppo della produttività pari al 5 per cento, in ambedue i periodi, il tasso di variazione dei salari di lungo periodo nel secondo sottoperiodo risulterebbe, per ogni livello del tasso di disoccupazione, di circa 4 punti inferiore e di 8 punti in presenza del 6 per cento: la ristrutturazione tecnologica paga anche e soprattutto in una prospettiva di lungo periodo.

GRAFICO 5



coltà di manovrabilità economica del nostro sistema anche in presenza di tassi di disoccupazione politicamente improponibili, a partire dagli anni «settanta».

Sebbene una valutazione quantitativa delle nostre stime debba necessariamente attendere equazioni su base trimestrale (in corso di

elaborazione) è fin d'ora possibile fornire, a scopo puramente indicativo, alcuni ordini di grandezza implicati dai risultati precedenti. In primo luogo, le nostre stime implicano che, come effetto della maggiore inclinazione della curva di Phillips, un tasso di disoccupazione dell'ordine del 2,5 per cento, come quello rilevato nel 1963, è oggi irraggiungibile a tassi d'inflazione inferiori al 20 per cento, anche qualora si escluda l'azione rivendicativa « esogena » del sindacato, rappresentata dalla variabile CCM ( $CCM=0$ ). Questo risultato è probabilmente da attribuire non solo ad una maggiore sensibilità della contrattazione « aziendale » a condizioni favorevoli del mercato del lavoro ma anche presumibilmente, come si è ricordato, a modificazioni strutturali nella composizione della disoccupazione intervenute durante gli anni « sessanta » (cfr. nota 22). In secondo luogo, un tasso di disoccupazione di poco superiore al 3 per cento risulta compatibile con tassi di variazione salariali non molto superiori al 10 per cento in una prospettiva di lungo periodo in assenza di un'azione rivendicativa esogena del sindacato, rappresentata dalla variabile CCM, cioè in presenza di un ritorno ad un clima contrattuale pre-«autunno caldo» (sulla cui opportunità o meno, per espresso accordo tra gli autori, si è deciso di non entrare in questa sede). La misura in cui il tasso di disoccupazione dovrebbe risultare superiore al 3 per cento dipende dal tasso di sviluppo della produttività del lavoro (cfr. nota 26). In terzo luogo in presenza della continuazione, in una prospettiva di lungo periodo, di una azione di rivendicazione contrattuale dell'ordine di grandezza registrata nel 1970 e nel 1973 e anche in presenza del più elevato tasso di sviluppo della produttività industriale (e/o del settore privato, che comunque non dovrebbe superare il 5 o 6 per cento) cui si riferiscono le stime precedenti, il tasso di disoccupazione compatibile con un tasso di variazione dei salari compreso tra il 10 e il 20 per cento è dell'ordine del 4 piuttosto che del 3 per cento, o addirittura maggiore.

Va sottolineato che la definizione di lungo periodo qui usata estrapola, come ipotesi di lavoro, la persistenza della situazione conflittuale presente. Le nostre stime non sono quindi in grado di rispondere alla domanda più urgente: quali sarebbero gli effetti salariali di un cambiamento del nostro sistema di relazioni industriali in regime (e sotto diverse ipotesi) di « compromesso storico »; e neppure alla domanda: potrebbe, in condizioni di « compromesso storico », la contrattazione aziendale (che nel nostro modello è sostanzialmente fatta dipendere dalla « inclinazione » della curva di Phillips e dalle

condizioni strutturali del mercato del lavoro) assumere quel ruolo « esogeno » di modificazione della costante di cui, nel nostro modello, è investito il sindacato? Per queste ragioni, non vi è nulla che garantisca la stabilità futura del coefficiente della nostra *dummy storica*, CCM, e del tasso di disoccupazione in termini di unità di efficienza,  $u'$ , in presenza di un cambiamento di regime del sistema di relazioni industriali. Al contrario, i nostri risultati suggeriscono che questi coefficienti non sono di fatto mantenibili in una prospettiva di lungo periodo, in quanto incompatibili con le condizioni di stabilità dinamica del sistema. Purtroppo, a causa dei ricordati problemi di collinearità e del numero limitato dei gradi di libertà relativamente ai parametri da stimare, questi risultati scaturiscono dalla stima della forma semplificata [5"] piuttosto che dal modello più generale di base [5]. Il costo di questa semplificazione consiste nella impossibilità di distinguere in modo attendibile i parametri delle funzioni di contrattazione salariale dei quattro segmenti di mercato esplicitamente considerati nel nostro modello e di fare, quindi, riferimento ad una curva di Phillips « aggregata ». È da sperare che la replica (in corso) di queste stesse stime a livello trimestrale, possa in certa misura diminuire queste difficoltà permettendo una stima diretta del nostro modello precedente, sebbene i ricordati problemi di collinearità tenderanno presumibilmente, almeno in certa misura, a permanere.

Vorremmo, infine, sottolineare che a diversità di quanto avveniva con la più prevedibile misura delle cadenze contrattuali, CC, usata nel lavoro precedente, la misura della forza contrattuale del sindacato proposta in questo lavoro, CCM, non esime dalla necessità di fare comunque riferimento, a livello previsivo, ad un'analisi del sistema di relazioni industriali. È, infatti, solo un'analisi delle condizioni contrattuali e delle piattaforme rivendicative sottostanti (« incluse » quelle della base) che può permettere di avanzare ipotesi di lavoro sul valore previsto di CCM; a parte il caso « banale » di una decorrenza stipulata in anticipo (come può avvenire in stime su base trimestrale), in cui CCM diviene una variabile « predeterminata ».

Le condizioni già descritte di instabilità dinamica del sistema risultano, infine, aggravate dalla recente unificazione della scala mobile al punto di contingenza superiore che comporterà, a partire dal 1977, un valore medio del punto di contingenza pari a 2.389 lire (a prezzi 1974) per tutte le categorie dell'industria (e non solo per quelle a più alta retribuzione). Tenuto conto che la retribuzione mensile di fatto degli operai dell'industria nel 1974 è risultata pari a 228.000 lire,

ne segue che al 1977 il coefficiente di compensazione dei salari sui prezzi sarà nuovamente unitario in questo settore, tenuto anche conto della sua diminuzione, fino a quella data, come effetto di incrementi del salario reale, che non dovrebbero comunque superare in media il 5 per cento all'anno. Ma un valore unitario di questo coefficiente implica una spirale prezzi-salari che progredisce senza limiti e a ritmo accelerato [come può verificarsi ponendo  $c=1$  in (3a) e (3b) (cfr. nota 20)], a meno di non sopporre ulteriori e massicce, quanto irrealistiche, riduzioni nei margini di profitto. L'estensione al commercio dello stesso accordo (in agricoltura il coefficiente di compensazione è già oggi maggiore di 1) e agli anni successivi per i trasporti e il pubblico impiego mostra chiaramente la vulnerabilità che il presente regime di scala mobile comporterà per le condizioni di stabilità dinamica del processo inflazionistico (27), a meno che esso non sia modificato al più presto (28).

F. MODIGLIANI - E. TARANTELLI

(27) Per un aggiornamento e una conferma delle stime precedenti sul grado di copertura della scala mobile al febbraio 1977, cfr. BANCA D'ITALIA, *Relazione annuale 1975*, pagg. 131-132. È appena il caso di ricordare che sotto l'ipotesi friedmaniana, secondo cui questo coefficiente tende ad 1 in una prospettiva di lungo periodo [IV] (che tenderà nel nostro sistema ad essere verificata sebbene su basi molto diverse da quelle sostenute da Friedman, cfr. nota 24), la notata assenza per il nostro sistema di un tasso di disoccupazione « naturale » implicherebbe una spirale inflazionistica esplosiva (in quanto il denominatore di [3a] e [3b] è nullo, cfr. nota 20) per qualsiasi livello del tasso di disoccupazione. Questa assenza è evidenziata nel precedente graf. 5 dalla mancanza di un punto di intersezione tra le due curve di breve e di lungo periodo più elevate del graf. 5 e riferite al periodo post-« autunno caldo », contrariamente a quanto avviene per le due curve di breve e di lungo periodo più basse, riferite al periodo precedente 1964-69.

(28) Per una discussione e una proposta di modifica della scala mobile per fasce di reddito, che lasci salvi i redditi meno elevati, cfr. i nostri articoli apparsi su: *Corriere della Sera*, 3 febbraio e 9 marzo 1975, e *Paese Sera*, 9 aprile 1976.

## APPENDICE

Ai fini del calcolo di CCM, CCR e CC, si sono raccolti i dati relativi ai rinnovi contrattuali dei contratti collettivi nazionali di lavoro di 51 categorie industriali per gli anni 1959-74 (29). Le categorie di fatto considerate nella procedura di calcolo sono tutte quelle la cui composizione di occupazione è riportata in Di Vezza-Seppi [III] (vol. I, pag. 186) con l'unica eccezione del settore « cordami e spaghi », i cui dati non sono risultati reperibili ai fini del computo (30). I dati si riferiscono all'industria in senso lato (in quanto includono il settore delle costruzioni, elettrico, minerario, del gas e dell'acqua). L'elaborazione dei dati di base impiegati nelle stime ha riguardato la percentuale del totale dell'occupazione industriale secondo il censimento del 1961 interessata ai rinnovi contrattuali che rinnova senza rinvio, CCM, della decorrenza salariale rispetto alla scadenza del contratto precedente (con decorrenza in anticipo o alla scadenza) con rinvio, CCR, e che rinnova *tout court*, CC, (31) il contratto di lavoro. Le serie relative a questi tre indici usati nelle regressioni, datate dalla decorrenza effettiva del contratto di salario sono riportate nel graf. 1. Per una analisi più dettagliata della procedura di elaborazione dell'indice e per una sua disaggregazione e confronto con misure diverse del conflitto industriale cfr. [X].

F.M.-E.T.

(29) Una raccolta completa di questi dati si può trovare presso l'Associazione Industriale Lombarda di Milano.

(30) Nella procedura di calcolo, i dati dell'occupazione in due settori: 1) torcitura fibre artificiali; 2) tintoria e stamperia fibre artificiali, sono stati rispettivamente inclusi nei settori: 1) torcitura seta, rayon e affini; 2) tintoria e stamperia della seta; poiché per il settore delle fibre artificiali non si sono trovati dati contrattuali distinti per le lavorazioni della seta e delle fibre. Il settore « olii, grassi, saponi e affini », inoltre, ha iniziato una contrattazione separata dal 1970 scindendosi in due settori: « saponi » e « oleario-margariniero ». Da questo anno, quindi, i dati occupazionali sono stati adattati alla nuova situazione calcolando la percentuale del nuovo settore sul totale del settore oleario, come risulta dal censimento del 1971 e applicando tali percentuali ai dati in possesso.

(31) Quest'ultima misura è direttamente confrontabile con i dati precedenti di Modigliani e Tarantelli [VI, 3<sup>a</sup>] che la sottostimano lievemente per le ragioni già dette (cfr. [X]).

## BIBLIOGRAFIA

- [I] BANCA D'ITALIA, *Un modello Econometrico dell'Economia Italiana (M i BI) settori reale e fiscale*, gennaio 1970.
- [II] G. DE MENIL-J. J. ENZLER, *Wages and Prices in the FRB-MIT-PENN Econometric Model*, Conference on the Econometrics of Price Determination, Washington, D.C., ottobre 1970.
- [III] L. DI VEZZA-V. SEPPI, *Contrattazione e dinamica dei salari nell'industria italiana*, ed. Ceres, Roma 1970.
- [IV] M. FRIEDMAN, « The role of monetary policy », in *The American Economic Review*, marzo 1968.
- [V] D. HIBBS, *Industrial Conflict in Advanced Industrial Societies*, Center for International Studies, MIT, Cambridge, Mass.
- [VI] F. MODIGLIANI-E. TARANTELLI, *Mercato del lavoro, distribuzione del reddito e consumi privati*, Soc. Editrice Il Mulino, Bologna 1975, Capitoli 2° e 3°.
- [VII] G. L. PERRY, « Changing labor markets and inflation », in *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 3, 1970.
- [VIII] P. SYLOS-LABINI, « Forme di mercato, Sindacati e Inflazione », in *Rassegna Economica*, Banco di Napoli, novembre-dicembre 1970.
- [IX] E. TARANTELLI, *Studi di economia del lavoro*, Milano 1975.
- [X] E. TARANTELLI, « Mercato del lavoro, rinnovi contrattuali e politica economica », Atti del Convegno CESPE, marzo 1976 (ciclostilato, di prossima pubblicazione in *Politica ed Economia*).
- [XI] R. VALCAMONICI, « Modificazioni strutturali, disoccupazione ed inflazione nella industria italiana - Una analisi empirica », in *Note Economiche*, Monte dei Paschi di Siena, gennaio-febbraio 1973.