Fondazione Agnelli Quaderno 27/1978

IL MODELLO DI TORINO

PAOLO G. MOTTA - NICOLA ROSSI

la funzione dei salari in Italia: una rassegna della evidenza empirica

La Fondazione Giovanni Agnelli intende favorire un approccio innovativo alla ricerca, che superi il momento puramente analitico/descrittivo e di « denuncia », per assumere contenuti direttamente propositivi, utili a fornire stimoli e suggerimenti non solo al dibattito culturale ma anche a chi ha responsabilità operative.

La collana dei « quaderni » è uno degli strumenti con cui si intende favorire il dibattito e fornire agli operatori un contributo di informazone e di stimolo.

Vi trovano spazio ricerche, saggi, estratti di volumi più ampi, resoconti di convegni, relazioni, suggerimenti di intervento operativo, proposte sperimentali.

I « quaderni » vogliono essere, cioè, oltre che un canale di divulgazione, uno strumento di lavoro per seminari, incontri, convegni.

Le opinioni espresse non riflettono necessariamente quelle della Fondazione ed impegnano, naturalmente, solo gli autori.

© ottobre 1978, edizioni della fondazione s.r.l.
Via Ormea 37 - 10125 Torino
29 18 72

PAOLO G. MOTTA - NICOLA ROSSI

La funzione dei salari in Italia: una rassegna della evidenza empirica

Fondazione
Giovanni Agnelli

SOMMARIO

Introduzione	pag.	3
1. La variabile dipendente	»	4
2. Salari ed eccesso di domanda	»	5
3. Salari ed istituzioni	»	16
4. Salari, prezzi ed aspettative	»	22
5. Il dualismo ed altre ipotesi	»	29
6. La costante	»	37
7. Problemi di simultaneità ed autocorrelazione	»	38
8. Ciclo e stima econometrica	»	40
Conclusioni	»	41
Appendice	»	43
Legenda	»	45
Bibliografia	»	47

Introduzione

Fra la fine degli anni '50 e gli inizi degli anni '60, i lavori di Phillips ('58) e Lipsey ('60) dettero impulso alla ricerca sulla dinamica dei salari e sul funzionamento del mercato del lavoro in generale, da un punto di vista teorico ed empirico. A questa spinta iniziale fecero subito seguito nel mondo aglosassone numerosi lavori informati direttamente all'opera di Phillips (58) o tesi invece ad un ampliamento della stessa (1). In Italia si è invece dovuto attendere la fine degli anni '60 per poter vedere altrettanto. Ciò va imputato anche al fatto che solo allora risultarono disponibili dati per qualità e quantità tali da permettere verifiche empiriche. Con queste note ci proponiamo di valutare lo stato delle arti della ricerca empirica in tema di funzione dei salari.

L'indagine sarà limitata ai soli lavori empirici che facciano riferimento alla realtà italiana (2).

In questo ambito, tre sembrano essere i filoni teorici che hanno influenzato in misura maggiore o minore il lavoro di ricerca. Il primo fa esplicito riferimento alla nota relazione fra tasso di variazione dei salari e tasso di disoccupazione che va sotto il nome di curva di Phillips. Il secondo, non necessariamente alternativo rispetto al primo, deriva invece da un esame della situazione isti-

(1) Non è questo il luogo per ricordare gli apporti degli studiosi anglosassoni sul tema. Rinviamo, fra l'altro, alle complete rassegne di Laidler e Parkin (73) e di Trevithick e Mulvey (76) per quanto riguarda il dibattito teorico ed a quella di Roccas (71) per le analisi empiriche.

(2) È bene avvertire che, dato il taglio del lavoro, dal campione definito nel testo sono state a priori escluse quelle indagini prive di alcuni elementari requisiti econometrici (come quelle di Ranci (68) e Ragazzi (69)) nonché quelle palesemente inattendibili.

In queso senso l'analisi, se si vuole, è una analisi in positivo, tesa più che a sottolineare le manchevolezze, a rilevare quanto di innovativo e di corretto è stato fatto in questo campo.

tuzionale in cui si muove il mercato del lavoro in Italia. Infine il terzo e meno sviluppato filone di ricerca è direttamente collegato alla cd. « *expectations hypothesis* ».
Considereremo rispettivamente queste direzioni di ricerca nelle Sezioni 2, 3 e 4.
La Sezione 1 sarà dedicata al concetto di salario. Le Sezioni 5 e 6 ad ulteriori argomenti presenti nella funzione dei salari e le Sezioni 7 e 8, infine, ad alcuni problemi di carattere propriamente econometrico tipici di questi lavori empirici.

1. La variabile dipendente

Al ricercatore che voglia intraprendere un'analisi della determinazione dei salari si aprono non pochi problemi relativi alla definizione stessa di questa variabile.

1. In primo luogo è comune alla letteratura che abbiamo esaminato l'uso di considerare il tasso di variazione dei salari anziché il livello degli stessi. Implicitamente, tutti gli Autori considerati sembrano associarsi alla posizione di Sylos Labini ('67) e considerare il salario, in ogni istante temporale, come determinato dal tenore di vita già raggiunto dai lavoratori, dovuto cioè a circostanze storico-sociali da assumersi come date.
Pertanto, nelle pagine che seguono, la nostra variabile dipendente dovrà essere intesa in termini di tasso di variazione.

2. In secondo luogo è da rilevare che tutte le funzioni esaminate fanno riferimento al settore industriale o, meglio, al tasso di variazione dei salari nell'industria (che chiameremo $\dot{w}$) anche se, a volte, l'obiettivo della ricerca non esclude a priori il comportamento dei salari complessivi (3). In alcuni casi l'aggregato viene poi limitato fino a comprendere solo i salari nella sola industria

(3) Ancora una volta rifacciamoci a Sylos Labini (67): « *... considererò i salari industriali e supporrò che dalle variazioni di questi dipendano le variazioni salariali negli altri settori...; considero l'industria come il settore da cui partono le spinte che muovono l'intero sistema* » (Sylos Labini (67) p. 286).
Così anche nel modello della Banca d'Italia M1B1 (70) (p. 18).

manifatturiera, considerata evidentemente come il settore più dinamico (4).
Nel resto del lavoro ci riferiremo ai salari industriali, tranne il caso in cui l'astrattezza del discorso teorico prescinda da questi dettagli o venga diversamente avvertito.

3. In terzo luogo infine sorge il problema della definizione dei salari come retribuzioni di fatto (*earnings*) ovvero come retribuzioni minime contrattuali (*wage rates*). Per quanto non manchino analisi del comportamento di ambedue gli aggregati nonché del cd. slittamento salariale (5), per lo più la ricerca ha fatto fino ad ora riferimento ai cd. guadagni effettivi.
D'altra parte mentre da un canto, questa nozione di salari sembra meglio rientrare in schemi di riferimento teorico quali la cd. curva di Phillips, è stato fatto notare, dall'altro, che i movimenti dei due aggregati potrebbero essere non indipendenti (6).

2. Salari ed eccesso di domanda

1. Il cd. modello di reddito-spesa dell'inflazione implica che l'inflazione di prezzi e salari trovi il suo maggior determinante nell'eccesso di domanda sul mercato dei beni e del lavoro. In questo filone interpretativo si colloca la elaborazione teorica di Lipsey ('60) sullo schema empiricamente proposto da Phillips ('58).
Nella proposta di Lipsey ('60), la curva di Phillips è la rappresentazione grafica di un meccanismo di aggiustamento di tipo walrasiano di un mercato del lavoro in condizioni di squilibrio, sotto le comuni assunzioni di concorrenza perfetta, mobilità, trasparenza o informazione perfetta e flessibilità del prezzo (in questo caso il salario), (7). Tale mercato viene poi reso dinamico non appena si avanza l'ipotesi che il tasso di variazione dei salari (e cioè la velocità di aggiustamento del prezzo verso il suo valore di equilibrio)

(4) Cfr. per esempio il Modellaccio (e cioè Crivellini (76) ed Ercolani (76) nonché il Modello Link di Bologna (e cioè Stagni (76) e Onofri (76)).
(5) Cfr. Dell'Aringa (69) e Ragazzi (68).
(6) Cfr. Phelps Brown e Browne (62).
(7) Nell'ipotesi originaria di Phillips (58) i salari devono intendersi come salari nominali. In Lipsey (60) non si trova invece alcuna esplicita discussione del problema. Per alcune considerazioni su questo argomento cfr. Trevithick e Mulvey (76) pp. 42-43.

sia funzione dell'entità dello squilibrio esistente sul mercato, e cioè

$$\dot{w} = f\,[(D - S)/S] \qquad (I)$$

se D è la domanda di lavoro e S ne è invece l'offerta. Ponendo ora D come somma delle due componenti, occupazione (E) e numero di posti vacanti (V), ed S come somma della occupazione e della disoccupazione (U), potremo scrivere

$$\dot{w} = f\left[\frac{(E + V) - (E + U)}{E + U}\right] = f\,[(V - U)/LF] \qquad (II)$$

dove LF = forza lavoro, ovvero

$$\dot{w} = f\,(v - u) \qquad (II')$$

dove v sarà il tasso di disponibilità ed u il tasso di disoccupazione. Il passaggio alla forma tradizionale della curva di Phillips si ha poi sostenendo che

$$v = a\,(1/u) \quad (a > 0)$$

o, in altre parole, assumendo una relazione non indeterminata fra tasso di disponibilità e tasso di disoccupazione in cui il parametro a rappresenta il grado di imperfezione del mercato del lavoro (l'eterogeneità della forza lavoro, la mobilità e l'informazione non perfetta).

Da ciò deriviamo che

$$\dot{w} = f\,(u, a/u)$$

o, in forma esplicita,

$$\dot{w} = f_2\,a\,(1/u) - f_1\,u \qquad (III)$$

dove, si noti, per valori molto alti di u la funzione tende a diventare lineare.

Appare quindi subito chiara l'importanza di definire correttamente sia l'eccesso di domanda sul mercato del lavoro, sia la nozione stessa di disoccupazione. Come vedremo è proprio su questo punto che la ricerca è stata particolarmente approfondita.

In ogni caso, se si assume una relazione funzionale costante fra v ed u ed un'offerta aggregata di lavoro data, l'impiego dei dati relativi alla sola disoccupazione è giustificato. Entro questo schema logico si muovono, per l'appunto, alcune fra le funzioni che abbiamo considerato. Ad esempio le funzioni 1.1, 1.2, 1.3, 1.8 e 2.1 riportate nella Tabella in Appendice.

Naturalmente, per quanto la variabile risulti sempre ampiamente significativa (8), anche in questa che può definirsi la versione più semplice della curva di Phillips, non mancano problemi. In primo luogo, comparando ad esempio le funzioni 1.1 e 1.2, possiamo rilevare che la usuale forma non lineare (u^{-1}) deve ritenersi preferibile rispetto a quella lineare in base agli usuali statistici. In secondo luogo va sottolineato che rimane tuttora aperto il problema relativo all'utilizzo della disoccupazione totale (u) o extragricola (dis).

Un esame comparativo non permette di propendere decisamente per l'una o per l'altra formulazione, salvo che non sia, come dovrebbe, lo stesso schema teorico ad indicare la via al ricercatore. Le assunzioni fortemente limitative che abbiamo però imposto all'uso della semplice variabile « disoccupazione registrata », sia essa totale o extragricola, indicano però la necessità di esplorare schemi teorici in cui esse possano venir rilasciate.

Si tratta sostanzialmente di includere esplicitamente nel modello generale à la Phillips sia la eterogeneità della forza lavoro sia la più volte osservata variabilità della stessa durante il ciclo (9).

(8) Come si può notare dando un'occhiata alle funzioni riportate in Appendice, la variabile u o u^{-1} è sempre significativa e correttamente segnata. L'unica testimonianza contraria è fornita da Valcamonici (73) con l'equazione seguente stimata su dati annuali per il periodo 1950-1959:

$$\dot{w} = 1.124 + 3.056\, u^{-1} + 0.77\, \dot{PCV} + 0.0089\, HS$$
$$(0.715)\quad (0.206)\quad (5.105)\quad (0.431)$$
$$R^2 = 0.773 \quad F = 11 \quad DW = 0.78 \quad \text{Metodo} = MQO$$

(in parentesi t di Student), (per il significato delle variabili si veda la Legenda in Appendice).

Sulla scorta di questo risultato e di una consimile regressione sul periodo 1960-1970 in cui i coefficienti di u^{-1} ed HS appaiono invece ampiamente significativi ed in base alle risultanze del test proposto da Chow (60) sull'uguaglianza di insiemi di coefficienti in due regressioni lineari, condotte sui due sottoperiodi oltre che sull'intero periodo, Valcamonici conclude che mutamenti strutturali hanno determinato lo spostamento della curva di Phillips che, quasi orizzontale negli anni '50 (ad indicare una inflazione cost-pushed), sarebbe diventata quasi verticale oltre che spostarsi a sinistra (ad indicare una inflazione demand pulled) negli anni '60. Tali risultati non sembrano però probanti. La stima succitata lascia infatti quantomeno perplessi dal punto di vista statistico. Il valore del DW (peraltro non tabulato per un numero così ridotto di osservazioni) è ampiamente sotto il limite di guardia. A ciò va poi aggiunto il sospetto di collinearità fra le variabili u^{-1} e HS nonché il problema relativo al valore di regressioni condotte su un numero così esiguo di osservazioni.

(9) Dovremmo a questo punto considerare anche i tentativi di stima della variabile « eccesso di domanda » nella forma iniziale (v – u).

Per quanto riguarda l'Italia va citato il lavoro di Dell'Aringa (69). Questo autore postula « *l'esistenza di un livello desiderato di occupazione che dipende dal li-*

In questa sede considereremo due proposte di correzione della variabile u, dovute rispettivamente a Valcamonici ('73) ed Onofri ('76).

Cominciando con la prima, essa considera « *il lavoro sottoutilizzato e la disoccupazione nascosta rispettivamente come una riserva di lavoro di primo e secondo grado. Cioè, quando la domanda di lavoro aumenta, è il lavoro sottoutilizzato che viene assorbito per primo, mentre la disoccupazione nascosta lo sarà solo in un secondo tempo ed in base alle aspettative degli imprenditori. Ciò in termini di curva di Phillips comporta chiaramente un alleggerimento della pressione sui salari monetari* », (Valcamonici ('73), p. 95).

In breve, la variabile suggerita da Valcamonici, è introdotta come variabile sussidiaria nella regressione del tipo

$$\dot{w}_t = a + b\,u_t^{-1} + c\,(\text{uhid} + \text{uhoa})_{t-1}^{-1}$$

$$\dot{w}_t = a + b\,u_t^{-1} + c\,(\text{uhid} + \text{uhoa})_{t-1}^{-1}$$

dove uhid = tasso di disoccupazione nascosta (*hidden*) non agricola = [(stima della disoccupazione nascosta) / (forza lavoro potenziale)] · 100,

uhoa = tasso di sottoutilizzazione (*hoarding*) nell'industria = [(stima della sottoutilizzazione) / (forza lavoro potenziale)] · 100.

vello di occupazione e dal trend della produttività e di un ritardo nell'aggiustamento della occupazione attuale verso il livello desiderato. Ora, se si assume che quest'ultimo livello coincide con l'effettiva domanda di lavoro, il saggio di disponibilità non è altro che la differenza fra l'occupazione desiderata e quella attuale per unità di offerta di lavoro » (Dell'Aringa (69) p. 64), e potrà essere scritto, dopo alcune manipolazioni, come

$$v = [(1 - \lambda)/\lambda] \cdot [(E_t - E_{t-1})/FL]$$

e quindi la nostra curva di Phillips potrà essere stimata nella forma

$$w = a + b'\left(\frac{1-\lambda}{\lambda} \cdot \frac{E_t - E_{t-1}}{FL}\right) - b''u$$

dove $b' = b''$.

Purtroppo però questa formulazione non supera il test della verifica empirica risultando sempre b' significativamente diverso da b''.

Per quanto Dell'Aringa avanzi plausibili motivi per giustificare questo risultato, l'ipotesi rimane in ogni caso difficilmente accettabile.

I risultati econometrici di questo tentativo non sembrano però tali da definire con sicurezza il ruolo di questa variabile che pertanto non compare nella Tab. in Appendice (10).
Risultati migliori sembra invece fornire l'opera di qualificazione dell'effettiva condizione del mercato del lavoro effettuata da Onofri ('76) ed utilizzata sia nel modello Link di Bologna [cfr. Stagni ('76)] che nel Modellaccio di Ancona [cfr. Ercolani ('76) e Crivellini ('76)].
In questo caso la correzione della variabile standard viene effettuata tenendo conto di alcuni fenomeni. In primo luogo viene considerato l'andamento decisamente decrescente sia della forza lavoro che del tasso di partecipazione e la interrelazione fra questo fenomeno, di lungo periodo, ed il ciclo economico, per cui, a fronte di variazioni nella domanda di lavoro, gli aggiustamenti nell'offerta si realizzano tramite l'entrata e l'uscita dal mercato dei cd. lavoratori secondari (donne ed anziani). Nel breve periodo quindi la principale determinante dell'offerta di lavoro risulterebbe l'esistenza di posti disponibili e quindi il tempo medio di ricerca di un lavoro. Inoltre, il secondo aspetto che la semplice variabile non considera è invece il mutamento della composizione dell'occupazione sia fra agricoltura, industria e servizi, sia fra occupazione dipendente e non.
Per costruire una variabile che tenga conto di questi elementi, Onofri costruisce innanzitutto il tasso di partecipazione della forza lavoro extragricola, ne interpola i punti di massimo ottenendo (11) la forza lavoro potenziale (FLP).
Ciò fatto, egli può derivare una prima misura corretta di u (che

(10) La variabile è stata costruita utilizzando il cd. Wharton School Method (cfr. Klein e Summers (66)) per la stima della forza lavoro potenziale. Per alcune note sull'uso di questa procedura si veda lo stesso Valcamonici (73) pp. 99-100.
Inoltre per quanto riguarda i risultati della verifica empirica, le diverse regressioni sono effettuate sul periodo 1960-1970 e valga anche in questo caso quanto detto, nella precedente nota (8), a proposito dei piccolissimi campioni. Ciò che ci interessa poi rilevare è che Valcamonici regredisce l'equazione di cui nel testo tralasciando la variabile prezzi pur essendo quest'ultima risultata altamente significativa in altre prove effettuate sullo stesso periodo. Questo caso è quello tipico di « *missing variable* » e nei limiti in cui le variabili u^{-1} e $(uhid + uhoa)^{-1}_{t-1}$ sono correlate con il tasso di variazione dei prezzi, i coefficienti stimati non saranno certo « *unbiased* ».
(11) Ancora una volta la procedura usata è di provenienza Wharton School (cfr. nota precedente).

chiameremo uA°) che incorpora il primo dei due fenomeni notati in precedenza

$$uA^{\circ} = [(FLP - EI - ET)/FLP] \cdot 100$$

dove EI è l'occupazione totale nell'industria ed ET è invece l'occupazione totale nelle altre attività.
Questa prima misura viene poi a sua volta modificata per tener conto della occupazione dipendente e indipendente. « *A questo fine si è supposto che la quota minima di occupazione indipendente sperimentata in precedenza costituisca l'allocazione efficiente della occupazione. Di conseguenza alla occupazione totale relativa a ciascun trimestre si è applicata la quota minima di occupazione indipendente precedentemente verificatasi* » (Onofri ('76), p. 141), ottenendo

$$uA = \left[\frac{FLP - EDE - (EIE/EE)^{min} \cdot EE}{FLP}\right] \cdot 100$$

dove EDE è l'occupazione dipendente extragricola e EIE è l'occupazione indipendente extragricola, ed EE è l'occupazione totale extragricola. La variabile così ottenuta viene inserita nella funzione stimata su dati trimestrali (cfr. Funz. 2.2 in Appendice). Una variabile consimile viene inserita poi anche da Ercolani ('76) in una funzione stimata su dati annuali (cfr. funzione 1.9 in Appendice).
Da un punto di vista econometrico questa variabile offre una prova più che buona in termini dei principali statistici. Prove comparative effettuate dallo stesso Onofri e da Ercolani sembrano dimostrarne la inequivocabile superiorità rispetto a misure più grezze dell'eccesso di domanda.

2. Questi indicatori corretti dell'eccesso di domanda fanno, dunque, chiaro riferimento ad un mercato del lavoro le cui imperfezioni lo rendono ben lontano dal mercato ipotizzato da Lipsey nella sua analisi del lavoro di Phillips.
Esse, se si vuole, fanno da ponte fra la stessa analisi di Lipsey e gli schemi teorici delineati dalla cd. microeconomia nuova dell'impiego e dell'inflazione (12). In questo nuovo contesto il mercato viene visto in termini di fondi e di flussi e soprattutto come

(12) Cfr. Trevithick e Mulvey (76) pp. 61-65.

dominato da condizioni di rischio, incertezza, informazione imperfetta, costi di ricerca del posto di lavoro ed aspirazioni soggettive di lavoratori e datori di lavoro.
Dedicheremo particolare attenzione, nelle righe che seguono, ad uno in particolare degli schemi elaborati nel quadro della cd. « *search hypothesis* », allo schema di Holt cui fanno esplicito riferimento i lavori di Modigliani e Tarantelli ('71), ('76) e del solo Tarantelli ('70), ('71).
Cominciamo con il definire l'atteggiamento di lavoratori e datori di lavoro nel periodo di ricerca, rispettivamente, di un posto di lavoro e di una copertura per lo stesso. La ricerca per ambedue le parti non sarà priva di costi e sarà caratterizzata da un certo livello di aspirazioni salariali per ambedue le parti.
Secondo Holt è ragionevole presumere che il salario atteso da parte del lavoratore (datore di lavoro) risulti più basso (alto) quanto più è alta la durata della ricerca del nuovo posto di lavoro (dell'occupante per il posto di lavoro disponibile) e viceversa. Inoltre, esprimiamo il salario in termini probabilistici e definiamo P_a come la probabilità che un contatto fra un disoccupato ed un datore di lavoro con un posto di lavoro disponibile risulti in una assunzione. Il numero massimo di contatti fra le due parti (lavoratori e datori di lavoro) sarà naturalmente dato dal prodotto del numero di disoccupati (U) per il numero di posti disponibili (V). Questo prodotto moltiplicato per P_a e diviso per il tempo medio di ricerca (t) ci definirà una espressione del flusso di formazione di nuovi rapporti di impiego. In termini di tassi

$$f = (uvP_a)/t$$

dove, oltre ai simboli che già conosciamo f sarà il tasso di turnover. La suddetta espressione può essere anche scritta come

$$uv = f\,(t/P_a)$$

o

$$uv = fk$$

dove k è una costante ed è uguale a (t/P_a), rapporto che può appunto considerarsi costante nel breve periodo.
Riprendiamo ora e formalizziamo le altre relazioni suggerite in precedenza.
Se t_U è la durata media della disoccupazione, allora

$$t_U = U/F$$

dove F è il flusso assoluto di formazione di nuovi rapporti di impiego.
Inoltre, se t_v è il tempo medio richiesto per coprire un posto vacante, allora

$$t_v = V/F$$

ed in base alle relazioni precedentemente riferite fra salario e tempo di ricerca

$$\dot{w} = g(t_v, 1/t_U) \quad (g_1, g_2 > 0)$$

o

$$\dot{w} = g(V/F, F/U)$$

ma

$$t_U = U/F = (U/LF)/(F/LF) = u\frac{LF}{F} = u/f$$

e

$$t_v = V/F = (V/LF)/(F/LF) = v\frac{LF}{F} = v/f$$

e quindi

$$\dot{w} = g(v/f, f/u)$$

ma si è già rilevato che

$$uv = fk$$

e quindi

$$v/f = k/u$$

da cui

$$\dot{w} = g(k/u, f/u)$$

ovvero

$$\dot{w} = a + b(1/u) \qquad \text{(IV)}$$

(dove $b = g_1k + g_2f$)
e cioè la nota ipotesi non lineare discussa da Lipsey.

A prima vista, quindi, il modello di Holt non sembra giungere a conclusioni fondamentalmente differenti da quelle di Phillips, ma ciò che è importante è che in questo caso mutamenti nel livello medio di salario sono generati « *by countless individual offer and acceptance decisions as workers and vacancies flow through the market, as employers grant on-the-job wage increases to inhibit*

this flow and as unions push for wage increases to hold their relative positions » (Holt ('71)). Ciò non toglie, però, che il modello di Holt non offre condizioni di identificazione tali da poterlo distinguere dall'originale modello Phillips-Lipsey.

Naturalmente, un modello come quello appena descritto sembra fare esplicito riferimento ad un mercato del lavoro in cui trovi posto la sola disoccupazione frizionale ed è quindi direttamente rilevante per un paese già sviluppato.

Modigliani e Tarantelli ('71) innovano il modello adattandolo « ad un paese in via di sviluppo che approssimi gradualmente livelli di disoccupazione frizionale partendo da uno stato di disoccupazione strutturale » ('71) p. 11. Tale essi infatti ritengono essere la situazione attraversata e, che sta attraversando, l'Italia.

Essi ritengono che la caratteristica essenziale del caso sopra descritto sia data dalla forte eterogeneità della forza lavoro. Il segmento più rilevante di questa sarebbe costituito dai cd. non occupati non qualificati. Infatti « *la presenza di una riserva di disoccupati senza precedente esperienza professionale crea ulteriori elementi di distinzione nei criteri di assunzione delle imprese, a causa di elementi quali il più alto costo d'addestramento di un lavoratore non qualificato, la sua minore produttività nel periodo di lavoro iniziale, il diverso grado d'adattabilità a rapporti di lavoro industriale, l'età, ecc. Di conseguenza, la probabilità di coprire un posto vacante aumenterà con l'aumentare della riserva di disoccupati qualificati, ma dipenderà molto meno dalla disponibilità di lavoro non qualificato* » (Modigliani e Tarantelli ('71) p. 16-17) ne discende la necessità di definire, per un paese in via di sviluppo, il tasso di disoccupazione come

$$u = \frac{U - \beta UN}{LF - \beta UN} \qquad (V)$$

dove β, parametro di conversione dei disoccupati non qualificati (UN) in disoccupati qualificati è > 0 e ≤ 1.

Inoltre per la mancanza di una stima diretta di UN Modigliani e Tarantelli ('71) definiscono UN come

$$UN = (1 + \gamma)\, UM - \gamma LF = UM - \gamma\,(LF - UM)$$

o, in termini di tassi,

$$u_n = u_m - \gamma\,(1 - u_m)$$

e cioè il tasso di disoccupazione minimo raggiunto in precedenza

(u_m, mentre UM è il numero minimo di disoccupati raggiunto in precedenza) meno il tasso di disoccupazione frizionale calcolato sulla forza lavoro qualificata. Il che è ovvio qualora si consideri che u_m non è di per se una proxy corretta di u_n contenendo elementi di disoccupazione frizionale (13).

Per sostituzione nella (V) allora otterremo, in termini di tassi

$$\hat{u} = [u - b(u_m - \gamma')] / [1 - b(u_m - \gamma')] \qquad \text{(VI)}$$

dove $b = \beta(1 + \gamma)$ e $\gamma' = [\gamma/(1 + \gamma)]$

e quindi

$$\dot{w} = a + b\hat{u}^{-1} = a + b\{[1 - b(u_m - \gamma')] / / [(u - b(u_m - \gamma')]\} \qquad \text{(VII)}$$

che si riduce alla semplice curva di Phillips (versione Holt) per $u_m = \gamma'$.

Questa versione viene poi ulteriormente modificata da Modigliani e Tarantelli ('71) in

$$\dot{w} = a + g\{[1 - b(u_m - \gamma')] / [u - \gamma' - b(u_m - \gamma')]\} \qquad \text{(VII')}$$

per evitare che il limite inferiore di $\hat{u}$ sia zero.

Aggiungendo poi il termine cPC otteniamo l'equazione n. 1.4 riportata in Appendice (se si considera la disoccupazione totale) e la n. 1.5 (se si considera la disoccupazione extragricola), (14), (15), (16).

(13) Cfr. nota (16).

(14) Agli stessi Modigliani e Tarantelli riesce difficile definire quale di queste due formulazioni ($\hat{u}$ e $\hat{dis}$) sia teoricamente preferibile (cfr. Modigliani e Tarantelli (71), p. 23 nota 15).
In termini puramente econometrici la versione $\hat{dis}$ sembrerebbe preferibile.

(15) È interessante notare come vi siano molti punti di contatto fra il modello di Modigliani e Tarantelli e la correzione di u dovuta ad Onofri che, del resto, ci sembra debba molto ai primi. Il modello Modigliani e Tarantelli ha però il vantaggio di inserire il discorso sullo stato del mercato del lavoro in un quadro teorico molto più ampio e completo nonché utilizzabile, come vedremo, per una serie di ulteriori elaborazioni.

(16) Prima ancora che il modello venisse formalizzato nella forma presentata nel testo, era stato stimato in una forma più approssimativa da Tarantelli (70), riportato poi nel Modello della Banca d'Italia, M1BI (70), (cfr. funzione 1.3 in Appendice). In questo primo contesto u_m era misura dell'evoluzione della quota di disoccupazione strutturale, cioè senza precedente esperienza professionale nel settore industriale e costituiva il parametro cui si riferiva ognuna delle curve di

Prendendo in esame le funzioni 1.4 ed 1.5 noteremo che esse contengono 5 parametri, in due dei quali non sono lineari.
Il valore di γ', che secondo gli autori è il tasso di disoccupazione frizionale minimo raggiungibile, viene fissato a priori nella misura dell'1,5% nel caso di û e del 2,0% nel caso di dîs.
Per quanto riguarda invece il parametro b, esso viene stimato per « *scanning* » nell'intervallo ammissibile a priori ($0 < b \leq 1$) ad intervalli di 0.1, scegliendo il valore che minimizza l'Errore Standard della regressione (SER). Il valore che dà i migliori risultati è 0.5 (sia nel caso di û che in quello di dis), (17).
Dato questo valore, un lavoratore disoccupato e non qualificato conterebbe come fosse la metà di uno già qualificato.
Come si può agevolmente notare il coefficiente di $\hat{u}^{-1}$, (così come

Phillips facente parte della famiglia di curve il cui spostamento verso l'origine è la risultante dell'effetto di addestramento al lavoro (cfr. più avanti nel testo).
Questa formulazione ci sembra però almeno in parte manchevole.
In primo luogo u_m contiene un elemento di disoccupazione frizionale e quindi non può essere considerata una proxy corretta per la disoccupazione strutturale, come hanno fatto notare Modigliani e Tarantelli (71).
In secondo luogo può notarsi che
$r(u_{-1}, u_m) = -0.91$
il che indica una evidente collinearità fra le due variabili, per quanto in questo caso occorrerebbe disporre non già di un coefficiente di correlazione semplice (r), ma parziale.
Ora, se definiamo (per il caso a due variabili),

$\text{var } p_j = \omega^2 / [(1 - r^2_{1,2}) \Sigma z^2_{ji}]$
dove p_j è il coefficiente stimato della variabile j ($j = 1, 2$), ω^2 è la varianza

stimata degli errori e $r^2_{1,2}$ è il coefficiente di correlazione (al quadrato) fra z_1 e z_2 (le variabili indipendenti), avremo che
per $|r| \to 1$ $\text{var } p_j \to \infty$
Lo standard error di p_j è certamente poco affidabile. Si noti però che non è detto che esso debba in ogni caso essere « *upward biased* » dato che anche il secondo termine al denominatore può avere la sua influenza, come hanno fatto notare Rao e Miller.
Per finire si noti che il coefficiente di u^{-1} aumenta non appena si inserisce la variabile u_m. In assenza di quest'ultima dunque il caso sembrerebbe quello di « omitted variable ». Fino a che punto u_m è la variabile che completa il modello o una proxy per qualcos'altro (come sostiene Valcamonici (73)) non è facile dire.
(17) Si noti che qui Modigliani e Tarantelli (71) implicitamente pongono $b = \beta$ e $\gamma' = \gamma$, laddove solo β rappresenta il coefficiente di traduzione di un operaio non qualificato in un operaio qualificato e solo γ rappresenta il tasso di disoccupazione frizionale, essendo invece
$b = \beta(1 + \gamma)$
e
$\gamma' = \gamma / (1 + \gamma)$.
Ciò ovviamente è corretto nei limiti in cui γ sia molto piccolo.

quello di $dîs^{-1}$) è ampiamente significativo, anche se non si può fare a meno di presumere che vi sia un'alta collinearità fra u^{-1} ed $û^{-1}$.

L'implicazione fondamentale dell'analisi di Modigliani e Tarantelli ('71) può dunque riassumersi « *nella proposizione secondo cui in un paese in via di sviluppo... non esiste una relazione unica tra tasso di incremento dei salari e livello della disoccupazione... Ciò è conseguenza del fatto che la pressione esercitata sui salari da un livello dato del tasso di disoccupazione dipende dalla composizione, che varia durante il processo di sviluppo, della disoccupazione stessa tra forza di lavoro qualificata e non qualificata. 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 con la variabile* u_m... » (Modigliani e Tarantelli ('71) p. 33), (18).

Con questa citazione chiudiamo la Sezione relativa ai rapporti fra $\dot{w}$ e l'eccesso di domanda. Rinviamo ogni considerazione critica a quando avremo considerato anche le ipotesi alternative allo schema Phillips-Lipsey.

3. Salari ed istituzioni

La discussione che abbiamo fino ad ora svolto, è stata sviluppata nel quadro tipico di inflazione da eccesso di domanda. Si è visto come questa variabile, nei limiti in cui sia correttamente specificata e logicamente giustificata, rivesta una importanza innegabile nel caso italiano.

È bene notare però che il ruolo dell'eccesso di domanda non è poi così pacificamente riconosciuto come a prima vista potrebbe sembrare. In alternativa ad esso o ad esso combinato, una scuola di pensiero (19) ha sottolineato il ruolo dei sindacati nella determinazione di $\dot{w}$.

(18) Una seconda implicazione che ci sembra molto rilevante riguarda il fatto che, nello schema di Modigliani e Tarantelli (71), « *contrariamente alle conclusioni di Friedman et Al., per un paese in via di sviluppo, un abbassamento permanente di u al di sotto d'un certo tasso naturale iniziale (raggiunto dopo una caduta temporanea del tasso di disoccupazione ancora maggiore) non dà luogo ad un tasso di inflazione via via crescente ma, al contrario, è coerente con ogni valore stabile di* $\dot{P}$ *e* $\dot{w}$*, incluso* $\dot{P} = O$ », (Modigliani e Tarantelli (71) p. 47).

(19) Cfr. per la bibliografia Trevithick e Mulvey (76) ch. 6 e Wardy e Zis (74).

1. Per meglio comprendere questo punto richiamiamo la nostra (I)

$$\dot{w} = f([(D - S) / S] \qquad (I)$$

ora, in questo contesto, la presenza di un forte sindacato dei lavoratori può intervenire in maniera diversa.
In primo luogo il sindacato potrebbe alterare il processo di aggiustamento di mercato modificando il valore del parametro f (e cioè imponendo una più elevata velocità di aggiustamento). Alternativamente, a prescindere dalla presenza di un eccesso di domanda, l'azione sindacale potrebbe tradursi nella presenza, nella nostra equazione, di una costante di segno positivo che esprimerebbe l'« *inflationary bias* » presente nel mercato del lavoro. Infine (I) potrebbe essere modificata dall'aggiunta di una ulteriore variabile indipendente che indichi semplicemente l'abilità delle organizzazioni sindacali di esercitare un potere di mercato di natura e grado variabili.
Chiaramente in questi ultimi due casi l'azione sindacale è del tutto slegata dal livello della domanda in eccesso.
Considerando in particolare l'ultimo dei tre casi esaminati, dedichiamo la nostra attenzione al concetto e soprattutto alla espressione del potere sindacale di mercato.
Come hanno correttamente sottolineato Purdy e Zis ('74), esso si compone di tre elementi che non dovrebbero essere distinti l'uno dall'altro: le fonti del potere, i mezzi del potere ed i risultati dello stesso.
Sfortunatamente, però, tutte le misure dell'azione sindacale sembrano non rispondere a questa necessità (peraltro di ben difficile realizzazione).
Fatta questa premessa di ordine metodologico, possiamo rilevare che, per quanto riguarda l'Italia, per la misura dell'azione sindacale indipendente dallo stato del mercato del lavoro si è generalmente fatto ricorso alla variabile HS (ore perdute per sciopero). Il primo esperimento in questo senso venne condotto da Sylos Labini ('70) che però inserì nella funzione 1.2 in Tabella non già la citata variabile bensì il vettore dei residui della regressione fra HS e dis al fine di evitare i problemi di multicollinearità derivanti dall'osservazione di una minore frequenza degli scioperi in periodi di disoccupazione relativamente alta (20). Come è stato rilevato più

(20) Si noti come quindi non possiamo considerare la variabile HS del tutto indipendente dallo stato del mercato del lavoro.

volte (21) e come è facile considerare, questa procedura è scorretta ed i risultati (peraltro buoni) non possono in alcun modo considerarsi affidabili. Ulteriori esperimenti con la stessa variabile sono stati poi condotti da Tarantelli ('71) e Modigliani e Tarantelli ('71). Nelle loro stime la variabile HS appare significativa solo nel caso banale in cui il periodo di stima includa anche il 1970 e contemporaneamente non venga impiegata una variabile dummy sulla costante per lo stesso anno (22).

L'obiezione sollevata da Modigliani e Tarantelli ('71) ci sembra, per quanto non abbiamo la possibilità di provarla, possa gettare qualche sospetto sui risultati di segno opposto ottenuti da Valcamonici ('73) e Contini e Chiamparino ('74), (cfr. funzioni 1.8 e 1.10 in Appendice). In entrambi questi ultimi casi la variabile HS risulta significativa e con il segno corretto (23).

D'altra parte, però, come fanno notare Modigliani e Tarantelli ('76), « *il segno di questa variabile in una 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*

(21) Cfr. Tarantelli (71), Modigliani e Tarantelli (71) e Valcamonici (73).

(22) Per completezza riportiamo qui di seguito le stime:

a) $\dot{w} = 2.15 + 0.82\,\dot{PC} + 0.026\,\hat{u}^{-1} + 0.032\,HS$
(2.5) (2.83) (3.61) (4.16)
$\bar{R}^2 = 0.84$ DW = 1.59 SER = 1.76 Periodo: 1954-1970 Metodo = MQO
Dati: annuali

b) $\dot{w} = 2.89 + 0.81\,\dot{PC} + 0.033\,\hat{u}^{-1} + 8.7\,d$
(41.29) (3.38) (5.5) (5.54)
$\bar{R}^2 = 0.89$ DW = 1.43 SER = 1.46 Periodo: 1954-1970
Metodo e Dati: come sopra

c) $\dot{w} = 2.81 + 0.81\,\dot{PC} + 0.033\hat{u}^{-1} + 0.00053\,HS$
(3.39) (3.12) (4.71) (0.04)
$\bar{R}^2 = 0.84$ DW = 1.42 SER = 1.56 Periodo: 1954-1968
Metodo e Dati: come sopra

d) $\dot{w} = 2.85 + 0.81\,\dot{PC} + 0.032\,\hat{u}^{-1} + 0.0018\,HS$
(3.52) (3.24) (4.71) (0.12)
$\bar{R}^2 = 0.84$ DW = 1.39 SER = 1.52 Periodo: 1954-1969

e) $\dot{w} = 2.85 + 0.81\,\dot{PC} + 0.032\,\hat{u}^{-1} + 8.34\,d + 0.0018\,HS$
(3.52) (3.24) (4.71) (2.31) (0.12)
$\bar{R}^2 = 0.88$ DW = 1.42 SER = 1.52 Periodo: 1954-70
Metodo e Dati: come sopra

(in parentesi t di Student), (d = variabile di comodo per il 1970).

(23) Si noti però che Valcamonici (73) usa come variabile dipendente il tasso di variazione delle retribuzioni minime contrattuali.
Per quanto riguarda poi Contini e Chiamparino (74), essi rilevano che la eliminazione di HS introdurrebbe nella loro equazione una autocorrelazione positiva dei residui.

delle imprese » (Modigliani e Tarantelli ('76) p. 167). Inoltre « *in presenza di un livello di occupazione variabile e (sic), come nel nostro sistema industriale, di un trend fortemente crescente, il numero delle ore perdute per sciopero andrebbe... comunque diviso per il numero degli occupati* » (Modigliani e Tarantelli ('76) p. 168), (24). Infine le stime relative a questa variabile vanno considerate come non perfettamente attendibili data la più che probabile multicollinearità esistente fra HS ed il tasso di disoccupazione (25).

2. Tuttavia l'ipotesi che il sindacato sia una istituzione tale da imporre modifiche ai parametri della tradizionale curva di Phillips non può essere facilmente abbandonata. Più che altro, la formulazione prima considerata, l'uso cioè della variabile HS, non getta alcuna luce sui meccanismi istituzionali di determinazione salariale in Italia.

Un primo approccio teso ad introdurre l'elemento « rinnovo contrattuale » all'interno di uno schema più ampio di spiegazione del tasso di variazione dei salari industriali possiamo ritrovarlo in Gnes e Rey ('75) (cfr. funzione 1.7 in Appendice). In questo caso gli Autori fanno uso di una variabile di comodo (pari ad uno negli anni di rinnovo; pari a 0.33 nell'anno successivo a quello di rinnovo e pari a zero negli altri anni). Ovviamente però questo metodo lascia del tutto scoperto il problema di una formulazione teorica del fenomeno.

Un secondo approccio, ben più promettente, che sintetizza la pre-

(24) Per ovviare a quest'ultimo inconveniente, Ward e Zis (74) propongono la seguente variabile:
$M_t = (100/3)\, d_t + n_t + \dot{w}$
dove:
$n_t = N_t/N_o$; $d_t = (D_t/D_o) / (E_t/E_o)$;
$w_t = (W_t/W_o) / (E_t/E_o)$
e D = giorni persi per sciopero; N = numero degli scioperi; W = numero dei lavoratori partecipanti agli scioperi; E_t/E_o = indice dell'occupazione.
(I sottoscritti o indicano i valori medi delle serie).
Sfortunatamente, come si dirà più avanti nel testo, la stima empirica non è del tutto attendibile in presenza di sospetta collinearità fra M_t ed u_t.

(25) Inoltre, come fanno notare Modigliani e Tarantelli (76), « *ai fini di previsione econometrica, ..., 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* », (Modigliani e Tarantelli (76), p. 168).

senza di una forte organizzazione sindacale con il « *timing* » dei rinnovi contrattuali, è invece quello elaborato da Modigliani e Tarantelli ('75) e ('76).

Il modello di base è quello che abbiamo già esaminato e che è contenuto in Modigliani e Tarantelli ('71).

In questo modello gli Autori cercano di introdurre « *la percentuale dei lavoratori interessati al rinnovo dei contratti di lavoro ad ogni istante di tempo come determinante sindacale della dinamica salariale* » (Modigliani e Tarantelli ('76) p. 165). A tal fine si distingue « *fra lavoratori che ad ogni istante di tempo rinnovano 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, costrette a rinviare la decorrenza del nuovo contratto rispetto alla scadenza di quello precedente* » (Modigliani e Tarantelli ('76) p. 165).

Modigliani e Tarantelli distinguono dunque la forza lavoro totale in 4 gruppi:

a) lavoratori non coperti da contratto collettivo: sia $\dot{w}_N$ il loro salario medio ed N il loro peso (o rapporto fra il loro numero e la forza lavoro totale);

b) lavoratori coperti da contratto collettivo il cui contratto non scade nel periodo in corso. Per essi: $\dot{w}_{CN}$ e CN;

c) lavoratori coperti da contratto collettivo il cui contratto è negoziato con decorrenza non rinviata. Per essi: $\dot{w}_{CCM}$ e CCM;

d) lavoratori coperti da contratto collettivo il cui contratto è negoziato con decorrenza rinviata rispetto alla scadenza del contratto precedente. Siano infine per essi: $\dot{w}_{CCR}$ e CCR.

Ne segue che

$$\dot{w} = \dot{w}_N N + w_{CN} CN + \dot{w}_{CCM} CCM + \dot{w}_R CCR \qquad \text{(VIII)}$$

dove:

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

Se applichiamo lo schema di cui alla (VII'), permettendo però l'esistenza di differenze sistematiche nei parametri dei singoli gruppi di lavoratori, avremo

$$\dot{w}_i = a_i + g_i \hat{u}^{-1} + c \dot{PC} \quad (i = N, CN, CCM, CCR) \qquad \text{(IX)}$$

dove si assume però che il coefficiente c sia lo stesso per tutti i

gruppi in quanto nel sistema economico italiano la variabile PC (tasso di variazione del deflatore implicito dei consumi privati) indica chiaramente il funzionamento della scala mobile che può ritenersi più o meno uniforme verso tutti i gruppi considerati.
Sostituendo la (VIII) nella (IX) e manipolando si ottiene

$$\dot{w} = a' + g'\hat{u}^{-1} + e\,CCR + h\,CCM + l\hat{u}^{-1}CCR + m\hat{u}^{-1}CCM + c\,\dot{PC}$$

e semplificando ulteriormente allo scopo di evitare i comprensibili fenomeni di multicollinearità e facendo l'assunzione 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* », (Modigliani e Tarantelli ('76) p. 179), otteniamo

$$\dot{w} = a' + g'\hat{u}^{-1} + h\,CCM + c\,\dot{PC} \qquad (X)$$

la cui stima è riportata in Appendice, funzione 1.6.
Ancora una volta il valore di γ' in $\hat{u}$ è imposto a priori ed è pari ad 1.5, mentre il parametro b è stimato sempre per « scanning » e risulta pari a 0.6, (26).
Gli Autori concludono che la stima di cui sopra sottolinea « *l'importanza dell'azione sindacale nella funzione di contrattazione salariale assieme all'operare delle forze di mercato nella nostra curva di Phillips "modificata" a livello aggregato* », (Modigliani e Tarantelli ('76) p. 182), (27).

(26) Ossia il valore più alto ammissibile per $\hat{u} > 0$.
(27) Lo schema delineato nel testo consente poi a Modigliani e Tarantelli (76) di valutare anche eventuali mutamenti strutturali intervenuti nel periodo in esame. A questo fine gli autori propongono una forma generalizzata della equazione considerata nel testo, e cioè

$$\dot{w} = a' + g'_1 A\,(\hat{u}^{-1}) + g'_2 B\,(\hat{u}^{-1}) + h_1 A\,CCM + h_2 B\,CCM + c\,\dot{PC}$$

dove A è un vettore unitario dal 1952 al 1969 e di valore nullo dal 70 al 1973. B è invece viceversa.
Stimando la suddetta equazione gli autori quindi verificano la presenza di modificazioni strutturali in g' ed h attraverso la stima dei parametri g'_1, g'_2, h_1 ed h_2. L'equazione stimata è la seguente:

$$\dot{w} = 3.09 + 0.81\,\dot{PC} + 0.027\,A\hat{u}^{-1} + 0.057\,B\hat{u}^{-1} + 0.68\,A\,CCM + 8.18\,B\,CCM$$
(4.09) (4.51) (5.34) (2.91) (0.15) (3.47)

$R^2 = 0.92$ DW = 1.65 SER = 1.42 Periodo: 1952-1973 Metodo: MQO
Dati: annuali
Come gli autori notano, « *il coefficiente relativo al tasso di disoccupazione risulta, come si attenderebbe, praticamente identico a quello ottenuto nel (loro) primo lavoro (Modigliani e Tarantelli (71)) per il primo sottoperiodo e più che doppio, ..., a partire dall'"autunno caldo", il che indica un forte aumento nella*

Da un punto di vista tecnico pochi sono gli appunti che possono essere mossi al modello di Modigliani e Tarantelli ('76). Ciò che ci sembra vada invece discussa è la « filosofia » del modello stesso ed è per questo che preferiamo rinviare ogni valutazione alla Sezione conclusiva.

4. Salari, prezzi ed aspettative

1. Nelle due precedenti Sezioni, come si ricorderà, abbiamo esaminato due distinte teorie della determinazione del tasso di variazione dei salari e cioè quella dell'eccesso di domanda (comunque definito) e quella dell'azione sindacale. La presente sezione dovrebbe essere invece dedicata alla cd. « *expectations hypothesis* » ed introdurre così nel nostro schema teorico le aspettative sull'andamento futuro dei prezzi.
Prima però di considerare esplicitamente la teoria delle aspettative soffermiamoci a considerare l'esistenza nel sistema istituzionale italiano di un meccanismo che, per molti versi, rafforza l'esistenza delle aspettative stesse: la scala mobile.
Questo paragrafo vuole dunque essere un ponte fra la Sezione 4, salari ed istituzioni (essendo la scala mobile un fenomeno ovviamente istituzionale) ed il paragrafo successivo in cui introdurremo esplicitamente il fenomeno delle aspettative (28).
L'esistenza della scala mobile crea un legame diretto ed automatico fra tasso di variazione dei prezzi e tasso di variazione dei salari, ed è ovvio che tale legame non sia stato mai trascurato da coloro che si sono occupati dei fenomeni che andiamo esaminando, (cfr. le funzioni riportate in Appendice).

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 », (Modigliani e Tarantelli (76), p. 185).
Questo risultato, per le cui implicazioni rimandiamo al citato lavoro, confermerebbe in parte quello ottenuto da Valcamonici (73), (cfr. nota (8)).
(28) Al limite, la presenza della variabile prezzi non ritardata (nelle stime annuali) potrebbe anche indicare delle aspettative perfette, mentre la presenza della stessa variabile ritardata (nelle stime su dati trimestrali) potrebbe far pensare ad un processo di formazione delle aspettative in base al quale gli operatori ritengano che il valore osservato del tasso di variazione dei prezzi nel periodo precedente si mantenga inalterato in quello successivo.

Se dunque l'inserimento della variabile prezzi nella nostra equazione appare assolutamente non opinabile, non pochi sono i problemi che sorgono da questa inclusione.
In questa sede ci occuperemo esplicitamente dell'esatta definizione della variabile e del significato da attribuire al suo coefficiente stimato.
Come si può notare dalle funzioni riportate in Appendice, la letteratura in argomento non identifica in maniera univoca la variabile prezzi. Troviamo infatti accanto al tasso di variazione dell'indice del costo della vita, il tasso di variazione dell'indice dei prezzi al minuto.
In effetti, da un punto di vista teorico, volendo catturare l'effetto della scala mobile, ci sembra che il primo indicatore sia quello più corretto; d'altra parte, visto che in genere non viene offerta alcuna spiegazione per l'uso di variabili diverse da quella, tale uso può essere attribuito a deficienze dei dati (sia quantitative che qualitative). È bene d'altra parte rilevare che variabili diverse dall'indice del costo della vita sembrano rientrare più in uno schema di aspettative che cogliere il fenomeno della scala mobile.
Ben più grave è invece il problema della interpretazione del coefficiente stimato della variabile prezzi.
Tutte le funzioni considerate non riportano all'interno del periodo di stima gli anni a partire dal 1975 in cui opera l'unificazione della scala mobile al punto di contingenza superiore e per i quali è tecnicamente ammissibile un coefficiente dei prezzi pari all'unità (ad indicare la copertura completa del salario rispetto all'operare del processo inflazionistico).
Ciononostante in non poche delle equazioni considerate il coefficiente dei prezzi risulta essere, ed a volte in maniera sensibile, superiore all'unità, (29).
Questo fenomeno non ha mancato di generare la necessità di una giustificazione.
Per primo Sylos Labini ('67), (cfr. relativa funzione 1.1 in Appendice) affermò che « *l'interpretazione di questo risultato non è agevole: la pura e semplice azione della scala mobile avrebbe comportato un coefficiente di circa 0.6-0.7 poiché le variazioni che*

(29) Da un punto di vista teorico, l'entità del coefficiente in esame riveste una grande importanza in quanto può implicare la stabilità o meno della curva di Phillips nel lungo periodo. Si veda più avanti nel testo e, per una rassegna della controversia, Trevithick e Mulvey (76).

stiamo cercando di spiegare sono quelle dei salari di fatto mentre la scala mobile si applica solo ai salari contrattuali, che generalmente rappresentano appunto il 60-70% dei salari di fatto complessivi. D'altra parte, ..., le variazioni del costo della vita costituiscono il limite minimo delle variazioni dei salari; e si può pensare che un coefficiente maggiore di uno confermi ad abundantiam questa ipotesi: l'eccesso sarebbe dovuto alla pressione dei sindacati che a parità delle altre circostanze aumenta con l'aumento del costo della vita » (Sylos Labini ('67) p. 318), (30).

Se dunque da un punto di vista concettuale è perfettamente possibile ottenere un coefficiente superiore all'unità (e quindi un modello instabile) d'altro canto è implicito nell'analisi di Sylos Labini ('67) il fatto che altre variabili garantiscono dall'esterno la stabilità del sistema.

Questa osservazione ci permette di notare che, al di là di ogni giustificazione teorica, ciò che sembra più probabile è che il coefficiente della variabile prezzi rifletta semplicemente effetti che non gli competono (31).

(30) Sylos Labini (67) nota inoltre che un coefficiente superiore all'unità può non implicare una spirale salari-prezzi di tipo esplosivo e ciò in quanto sussisterebbe un limite massimo alle variazioni dei salari dato dal saggio di profitto minimo accettabile per gli imprenditori. Laddove il limite minimo sarebbe dato dagli aumenti nel costo della vita.

(31) In termini econometrici è questo il caso delle cd. « *omitted variable* ». Supponendo, per il caso più semplice di una regressione a due variabili, che il nostro modello sia

$y = \pi_1 x_1 + \pi_2 x_2 + e_t$

assumiamo invece di regredire

$y = \pi_1 x_1 + e'_t$

in questo caso avremo che

$E(p) = \pi_1 + \gamma\pi_2$

ovverossia il coefficiente risulterà viziato nei limiti in cui sussista una relazione fra x_t e x_2, dal momento che γ non è altro che il coefficiente stimato dalla

$x_2 = \gamma x_1 + e''_t$

Se il coefficiente risulterà sottostimato o sovrastimato ciò dipenderà dal segno del coefficiente della variabile omessa nella « vera » regressione e dal segno del coefficiente nella equazione di regressione di x_2 su x_1.

A titolo di esempio si osservi la funzione 1.3 in Appendice. Il coefficiente della variabile prezzi è sotto l'unità e, più precisamente, è pari a 0.879. Se la stessa equazione viene stimata escludendo u_m ne risulta un coefficiente dei prezzi pari a 1.113. In questo caso il segno della variabile omessa è positivo e così è anche il nostro. Da ciò l'« *upward bias* », ai danni del coefficiente in esame.

Ciò implica, ovviamente, che prima ancora di ricercare spiegazioni teoriche ai fenomeni di questo tipo è sempre d'uopo dubitare della correttezza della specificazione del modello.

Per un ulteriore possibile vizio del modello tale da produrre risultati simili, cfr. Sezione 7.1.

In questo senso dunque ci sembra che possa essere avanzato qualche dubbio sulla correttezza della specificazione delle funzioni 1.1, 1.2, 1.9, 1.10 riportate in Appendice (fatte salve ovviamente le divergenze da imputarsi all'uso di serie storiche diverse per la variabile prezzi), (32).

2. Se dunque il coefficiente della variabile prezzi va ben al di là del semplice effetto della scala mobile, di particolare interesse ci sembra l'ipotesi (del resto già adombrata da Sylos Labini ('67) nel brano citato) che esso inglobi in sé due distinti elementi: il meccanismo della scala mobile ed il processo di formazione delle aspettative circa l'andamento futuro dei prezzi. All'effetto automatico della scala mobile si sommerebbe quindi, in un periodo di prezzi crescenti, il comportamento autonomo dei rilevanti operatori economici teso a salvaguardare il proprio reddito reale.
Questa ipotesi va attentamente considerata visto che la rilevanza e l'entità del coefficiente della variabile prezzi attesi (PA) riveste una importanza notevolissima nella discussione teorica sulla curva di Phillips.
Studiosi di scuola monetarista, come M. Friedman ('68), hanno rilevato che la deficienza essenziale della analisi di Phillips sta nell'esser stata condotta in termini di tassi di variazione dei salari monetari e non reali. Questa procedura, giustificata se il tasso medio di variazione dei prezzi si mantiene trascurabile, rende l'analisi del tutto inefficace qualora il tasso di inflazione risulti sensibile. Consideriamo in breve l'argomento.
Nella sua forma più semplice, possiamo descrivere la « expectations hypothesis » con la

$$\dot{w}_t = a_o + a_1 u_t + a_2 P^e_t \qquad \text{(XI)}$$

$a_1 < 0$
$0 \leq a_2 \leq 1$
dove P^e_t è il tasso di inflazione atteso nel periodo t.

Per completare la formulazione della nostra ipotesi dobbiamo a questo punto postulare una equazione dei prezzi ed una di formazione delle aspettative.

Siano rispettivamente

$$P = w - e \qquad \text{(XII)}$$

(32) Il fenomeno è presente anche in Valcamonici (73), funzione 1.8 in Appendice, ma qui la variabile dipendente è, si ricordi, il tasso di variazione delle retribuzioni minime contrattuali.

(se e è il tasso di crescita della produttività media del lavoro) e

$$P^e_t = P_{t-1} \qquad \text{(XIII)}$$

e cioè una semplice equazione di mark-up nonché una formulazione elementare del processo di formazione delle aspettative in base al quale il tasso atteso di inflazione per il periodo t è pari al tasso effettivo di inflazione realizzatosi nel periodo precedente.
Combinando le equazioni (XI) e (XII) potremo ottenere la curva di *trade off* di breve periodo fra tasso di inflazione corrente e tasso di disoccupazione per dati livelli di aspettative inflazionistiche:

$$P_t = a_o - e + a_1 u_t + a_2 P^e_t \qquad \text{(XIV)}$$

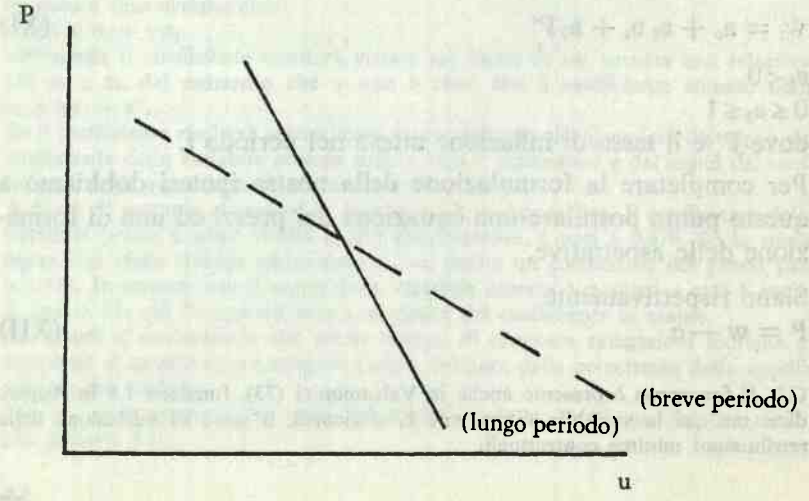
ovviamente al mutare di P^e_t muterà anche la posizione della curva in questione nel piano (p u).
Sostituendo la (XIII) nella (XIV), potremo invece determinare l'evoluzione del tasso di inflazione nel tempo.

$$P_t = a_o - e + a_1 u_t + a_2 P_{t-1}$$

Se $0 \leq a_2 \leq 1$, questa equazione alle differenze di P_t converge verso la posizione stazionaria di lungo periodo

$$P = \frac{a_o - e}{1 - a_2} + \frac{a_1}{1 - a_2} U \qquad \text{(XVI)}$$

In base alla (XIV) ed alla (XVI) potremo allora disegnare le due curve di *trade off* di breve e di lungo periodo.



Si noti che la curva di lungo periodo avrà,
se $0 \leq a_2 \leq 1$, una pendenza negativa finita pari a

$a_1 (1 - a_2)$.

Inoltre
$a_1 / (1 - a_2) > a_1$

dove a_1 rappresenta la pendenza invece della curva di breve periodo.
Se dunque $0 \leq a_2 \leq 1$ ne deriva l'esistenza di un *trade off* di lungo periodo fra inflazione e disoccupazione. Al contrario se i salari fossero negoziati su termini reali, la curva di Phillips di lungo periodo sarebbe verticale non esistendo alcun *trade off* fra u e P nel lungo periodo, dato $a_2 = 1$.
Tralasciando molti dei dettagli dell'analisi, ci interessa qui rilevare che in questa versione della curva di Phillips viene quindi rifiutata l'esistenza di una stabile relazione di *trade-off* tra $\dot{w}$ ed u in quanto per ogni tasso atteso di inflazione vi sarà una ed una sola relazione di *trade-off*: a più alti tassi attesi di inflazione corrisponderanno curve di Phillips spostate sempre più in alto a destra.
Come si è visto, nel lungo periodo, sparita l'illusione monetaria, sparirà anche la curva di Phillips trasformandosi in una retta verticale intersecante l'asse delle ascisse al cd. tasso naturale di disoccupazione (33). Ciò che dunque permette l'esistenza di una relazione à la Phillips nel breve periodo è solo la presenza di un tasso di inflazione non perfettamente anticipato.
Ovviamente, quindi, nel lungo periodo, l'argomento essenziale della versione estrema della « *expectations hypothesis* » consiste nell'ipotizzare un coefficiente della variabile prezzi pari all'unità (34), (35).

(33) « *The natural rate of unemployment, ..., is the level that would be ground out by the Walrasian system of general equilibrium equations, provided there is imbedded in them the actual structural characteristics of the labor and commodity markets, including market imperfections, stochastic variability in demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labor availabilities, the cost of mobility, and so on* » (Friedman (68), p. 8).
(34) Naturalmente non si può pensare di ridurre l'ampia controversia sulla stabilità della curva di Phillips in così poche righe. Quanto si è detto nel testo vuole solo essere di aiuto per l'interpretazione di alcuni risultati empirici che esamineremo più avanti. Per l'intero dibattito rimandiamo a Laidler e Parkin (75) e Trevithick e Mulvey (76) e bibliografia ivi.
(35) Si noti che forme di indicizzazione completa possono eliminare la differenza fra breve e lungo periodo.

In Italia, l'« *expectations hypothesis* » ha fino ad ora avuto un'eco molto scarsa a livello di verifica empirica. Come si è già notato, la variabile prezzi viene giustificata dai diversi Autori esclusivamente in funzione della scala mobile (36). Fa eccezione la funzione 2.2 in Appendice dovuta ad Onofri ('76), (37).

Constatata la non significatività per il caso italiano di alcuni schemi tipici di formazione delle aspettative, Onofri ('76) introduce « *lo scostamento delle variazioni dei prezzi nel più recente passato da un valore normale che si è ritenuto opportuno costruire sull'arco dei valori sperimentali per un periodo poco più lungo di un anno* » (Onofri ('76) p. 148). Nell'equazione in questione « *si è dunque conservato il saggio di variazione dei prezzi nell'anno che termina col trimestre precedente, al fine di cogliere l'effetto automatico della scala mobile, e si è supposto che le richieste salariali vengano autonomamente stimolate dall'andamento dei prezzi, quando questo accelera la propria dinamica* » (Onofri ('76) p. 148). Secondo l'Autore, dunque, mancherebbe un vero e proprio fenomeno di aspettative. In realtà ci sembra che l'estraneità di questa variabile rispetto al concetto di formazione delle aspettative sussista solo in quanto si faccia riferimento agli schemi più comuni di formazione delle stesse (aspettative perfette, valore ritardato della variabile rilevante, aspettative adattive, etc.).

Ci sembra invece che la variabile proposta da Onofri ('76) possa agevolmente rientrare in schemi più sofisticati di formazione delle aspettative ed in particolare nella cd. « *gear hypothesis* » proposta da Flemming ('76), (38).

Ritorniamo per un momento al lavoro di Onofri ('76) in cui si suppone « *che il processo di formazione delle aspettative sia connesso all'andamento dei prezzi nel passato, (ma non si esplicita) un parametro di correzione delle aspettative ricercando semplicemente diverse distribuzioni dei ritardi* » (Onofri ('76) p. 147). Le serie costruite fanno dunque tutte esplicito riferimento al tasso di variazione dei prezzi (ovverosia al livello del tasso di inflazione) e, come si è già detto, non risultano significative. Risulta invece significativa la variabile già citata che, si noti, non è altro che la

(36) Ciò non toglie che soprattutto per gli anni più recenti si ottengano (cfr. funzione 1.6 in Appendice) risultati per nulla diversi da quelli ipotizzati da Friedman (cfr. Modigliani e Tarantelli (76)), anche se su diverse basi teoriche.

(37) Per la verità la funzione citata è in Stagni (76) ma la sua formulazione è dovuta ad Onofri (76).

(38) Cfr. in particolare il cap. 7.

variazione prima del tasso di variazione dei prezzi o (in altre parole) la variazione nel livello del tasso di inflazione (seppur modificato per la presenza di un valore normale e non del valore ritardato di due periodi).
L'ipotesi avanzata da Flemming ('76) consiste nel concetto di variazione del *target* su cui si formano le aspettative non appena gli operatori economici intravedono un elemento di *trend* nel target attualmente in uso. La presenza di un elemento di *trend* nella variabile utilizzata per la formazione delle aspettative implica infatti la possibilità di errori sempre più consistenti (39). Di qui la necessità di passare a variabili che mostrino « *caratteristiche di ordine più alto del processo* », (Flemming ('76)), sul cui andamento le aspettative si formano. Nel nostro caso potremmo ipotizzare che la formazione delle aspettative si sia basata sull'andamento del semplice tasso di variazione dei prezzi per una parte degli anni '60. Non appena questa variabile ha mostrato un elemento di *trend* gli operatori, per dirla con Flemming, avrebbero cambiato marcia assumendo a nuovo indicatore le variazioni del livello del tasso di inflazione. Questa ipotesi ci sembra confermata dal fatto che la variabile proposta da Onofri ('76) risulta sempre più significativa via via che il periodo campione viene allargato dal 1960: 1-1970: 2 al 1973: 4, (40).
Per concludere, dunque, ci sembra che l'evidenza empirica sul ruolo delle aspettative nella funzione dei salari in Italia sia forse più probante di quanto possa a prima vista sembrare.

5. Il dualismo ed altre ipotesi

Nelle Sezioni 3, 4 e 5 abbiamo delineato gli elementi essenziali dei tre filoni di ricerca che sembrano aver contraddistinto il lavoro empirico in Italia fin dai suoi inizi.
In questa Sezione vorremmo invece riunire una serie di contributi che si pongono come alternativi o critici rispetto alle ipotesi pre-

(39) Tipico per esempio il caso delle aspettative adattive.
(40) Per inciso si noti che una tendenza opposta mostra invece l'indicatore dell'eccesso di domanda.
Si noti inoltre che l'introduzione di PA riduce drasticamente il valore del coefficiente dei prezzi. Ci sembra, in questo senso, che il ruolo della scala mobile nel processo di determinazione del tasso di variazione dei salari vada riesaminato proprio in questa luce.

sentate in precedenza. Comincieremo con il considerare il lavoro di Contini e Chiamparino ('74) ed il rapporto fra eterogeneità del mercato del lavoro e curva di Phillips, passeremo poi a considerare due ipotesi teoriche (« *profit hypothesis* » e « *productivity hypothesis* ») contraddittorie rispetto all'ipotesi Phillips-Lipsey. Infine faremo un cenno alla presenza nella nostra equazione dei salari di variabili fiscali.

1. Come già nei lavori di Modigliani e Tarantelli, punto di partenza dell'analisi di Contini e Chiamparino ('74) è la considerazione di un mercato del lavoro non omogeneo. Più precisamente in questo caso, gli autori individuano « *una bipartizione fra un'area di forza lavoro primaria ed un'area di forza lavoro debole..., (bipartizione che coinciderebbe), ... con la suddivisione fra settore industriale considerato tutto come traente e settore agricolo e terziario considerati in blocco come arretrati. Secondo questo schema, pertanto, occupazione marginale, sottoccupazione e forza lavoro marginale si trovano solo nel settore agricolo e nel terziario, mentre nell'industria si colloca tutta la forza lavoro occupata stabilmente o comunque alla ricerca attiva di lavoro* » (Contini e Chiamparino ('74) p. 66).
I due tronconi del mercato del lavoro non sono però ermeticamente separati, ma collegati da due precisi canali: la mobilità intersettoriale (che permette l'assorbimento di forza lavoro debole nell'area dei settori trainanti) e la selettività (che, d'altro canto, determina l'emarginazione delle fascie più deboli della forza lavoro primaria confinandole nella forza lavoro debole).
Nello schema teorico di Contini e Chiamparino ('74) è proprio la mobilità intersettoriale la variabile chiave, come raccordo fra i due mercati del lavoro, dal momento che la sua controparte (la selettività) viene scarsamente sviluppato (40 bis).
La mobilità intersettoriale infatti, nei limiti in cui la situazione infrastrutturale (intesa come disponibilità di servizi, abitazioni ed infrastrutture sociali) lo permette, agisce come elemento limitatore delle tensioni del mercato del lavoro industriale e quindi come parziale valvola di sfogo della pressione esercitata da tali tensioni sul salario.
Al momento della verifica empirica la mobilità intersettoriale (MI)

(40 bis) Questa mancanza viene superata in Contini, *Segmentazione del mercato del lavoro e marginalizzazione della economia Italiana*, in corso di stampa.

viene definita in base ad un indice costruito come il rapporto fra la variazione dell'occupazione nel settore trainante (purché > 0) e la variazione minore (in valore assoluto) fra quella dell'occupazione nel settore trainato e quella della cd. inoccupazione (41). Dove l'inoccupazione comprende non solo tutti gli occupati marginali e/o precari ed i giovani in cerca di prima occupazione, ma così pure i disoccupati nel terziario e nell'agricoltura nonché quella parte dei lavoratori scoraggiati esclusi dai conteggi ufficiali della forza lavoro (42).

La variabile MI, in forma di variazioni prime, viene poi inserita in una funzione à la Phillips allargata per comprendere le variazioni nell'indice dei prezzi al minuto e l'azione sindacale.

I risultati (cfr. funzione 1.10 in Appendice) indicano la piena significatività del coefficiente di MI; nel contempo risulta non significativamente diverso da zero il coefficiente di u (inserita nella funzione, contrariamente al solito, in forma lineare).

Questo risultato induce gli autori a concludere che « *nel momento in cui si riconosce che la mobilità intersettoriale può agire nel senso di segmentare il mercato del lavoro in più sottomercati, si potrebbe sostenere che l'indicatore MI sia una « proxy » dell'eccesso di offerta su una parte del mercato del lavoro (e cioè il sottomercato della forza-lavoro primaria), ma non sul mercato del lavoro preso in blocco. E ciò da un punto di vista teorico costituisce una posizione notevolmente diversa* » (Contini e Chiamparino ('74) p. 84). Tale diversità consisterebbe nel fatto che, una volta verificata l'esistenza di un mercato del lavoro non omogeneo ne risulterebbe inficiata l'idea stessa di una relazione alla Phillips. Infatti se il mercato del lavoro « *si presenta segmentato ... è certamente possibile ricercare delle uniformità empiriche fra un saggio medio di variazione dei salari monetari (rispetto a tutti i sottomercati) ed un saggio medio di disoccupazione (inteso nello stesso senso) nonché la dispersione di tali saggi tra i vari sottomercati, ma la capacità interpretativa di tale uniformità ne viene seriamente pregiudicata.*

(41) $MI = \max (DE_p, O) / \min DE_d, DIN$
dove DE_p = variazione nell'occupazione dei settori traenti;
DE_d = variazione nell'occupazione dei settori deboli;
DIN = variazione nell'inoccupazione.
(42) $IN = FLP - (E_p + E_d + U)$
dove i simboli sono quelli già noti.
(La forza lavoro potenziale è ancora una volta calcolata con il già citato metodo della Wharton School).

Ciò che regge questa impostazione è la ipotesi che vi sia una tendenza alla ricomposizione verso un mercato unico, cosa che ... può mancare del tutto nel momento in cui emergono strozzature dal lato delle infrastrutture » (Contini e Chiamparino ('74) p. 87).
Ci sembra però che sotto più di un punto di vista queste tesi possano essere discusse.
Cominciamo con il considerare quella che ci sembra la conclusione più rilevante dell'analisi di Contini e Chiamparino ('74): la scarsa rilevanza della curva di Phillips quando esista una frattura netta fra i diversi sottomercati, quando cioè non sia possibile alcuna forma di mobilità della forza lavoro dall'uno all'altro sottomercato.
Non ci sembra che questa tesi sia sostenibile. Basta riandare, a questo proposito, al lavoro di Lipsey ('60) e, più precisamente, alla sua discussione circa l'aggregazione di curve di Phillips relative a diversi sottomercati (Lipsey ('60) pp. 17-19). Com'è noto e come diversi studiosi hanno sottolineato (43), Lipsey immagina che la mobilità all'interno di ogni sottomercato sia molto più elevata della mobilità fra i sottomercati (che può anche essere nulla o perfettamente inelastica rispetto ad eventuali differenze salariali come rispetto al rapporto disoccupazione/disponibilità) e pone invece l'accento su quello che altri hanno dimostrato essere invece l'assunzione fondamentale (44) del suo modello e cioè l'identicità delle funzioni di reazione nei diversi sottomercati.
Ora, per quanto riguarda il primo punto (mobilità fra i sottomercati), ci sembra che Contini e Chiamparino ('74) non facciano altro che ipotizzare una situazione che lo stesso Lipsey sottoscriverebbe in pieno, mentre nulla nel loro lavoro fa supporre che essi, implicitamente o esplicitamente, assumano diverse funzioni di reazione nei diversi sottomercati (44 bis).
Ci sembra quindi che la curva di Phillips esca intatta dalle obiezioni portate dagli autori, (45).
In secondo luogo possiamo notare che l'introduzione della variabile MI implica sostanzialmente la possibilità che misure tradizionali della disoccupazione possano non riflettere le maggiori o mi-

(43) Cfr. Trevithick e Mulvey (76) pp. 47-50.
(44) Ibidem.
(44 bis) La tesi in questione viene esplicitata, questa volta correttamente, in termini di diversità di funzioni di reazione in Contini, *Segmentazione del mercato*, op. cit.
(45) Ovviamente qui non si dibatte il problema della stabilità o meno della curva nel lungo periodo, né quello della sua esistenza al giorno d'oggi, che sono cose del tutto diverse.

nori rigidità nell'offerta di lavoro dovute alla sua segmentazione. In questo senso ci sembra che la sede propria della variabile MI sia all'interno di una misura corretta di u, per esempio

$$u' = [up - 1/MI(ud)] / [LF - 1/MI(ud)]$$

dove u' indica in questo caso non il tasso di disoccupazione in unità di efficienza (come nello schema di Modigliani e Tarantelli ('71) da cui questo esempio è chiaramente derivato), ma, se si vuole, in termini di unità di segmentazione. Inoltre up sarà la nostra disoccupazione primaria ed ud quella secondaria. In questo schema alla Modigliani e Tarantelli ('71), alti valori di MI implicano un alleggerimento della pressione della domanda sui salari e viceversa. Ciò che, in altre parole, vorremmo far notare è che ci sembra non del tutto corretto aggiungere la variabile MI alla variabile u nella equazione 1.10 dal momento che essa potrebbe più opportunamente essere inglobata nella seconda.
Infine ci sembra che anche la stima possa dar adito a qualche riserva. Innanzitutto, data la formula per il calcolo di MI dovrebbe essere evidente la relazione intercorrente fra u e MI. Il problema sembra non sussistere se si utilizzano le variazioni piuttosto che i livelli di MI ma, purtroppo, manca una giustificazione teorica per l'uso delle variazioni (46).
D'altro canto, se si ricorda quanto abbiamo detto nel paragrafo 5.1, l'entità del coefficiente della variabile prezzi ci permette di dubitare della correttezza della specificazione.
A prescindere però dall'esattezza delle implicazioni che gli autori traggono dai loro risultati, ci sembra però che il merito maggiore della loro analisi stia nell'aver tratteggiato uno schema di mercato del lavoro ben più ampio e soddisfacente di quello avanzato da Modigliani e Tarantelli ('71) sopratutto per l'importanza ben maggiore della variabile inoccupazione rispetto alla semplice disoccupazione non qualificata.

2. Ben diverso da quello precedente è invece l'attacco portato al modello Phillips-Lipsey da N. Kaldor ('59) e teso non tanto a negare l'evidenza della relazione stabilita da Phillips quanto l'interpretazione datane dallo stesso Phillips.

(46) Per essere precisi, agli autori è sembrato « *più plausibile l'ipotesi che non siano tanto i livelli dell'indice di mobilità intersettoriale che agiscono sui salari, quanto le sue variazioni da un anno all'altro* » (Contini e Chiamparino (74) p. 80 nota 18).

Rileva Kaldor ('59): « *I think he (Phillips) has established the existence of these relationships; but I do not believe that they support the particular inference which he draws from them... I think his figures are perfectly compatible with the alternative theory — indeed, I am prepared to argue that they provide a better support for that theory than for his own* », (Kaldor ('59) p. 293), e ancora « *the rise in money wages depends on the bargaining strength of labour; and bargaining strength, in turn, is closely related to the prosperity of industry, which determines both the eagerness of labour unions to demand higher wages and the willingness and ability of employers to grant them. It is when investment is high that profits are high and it is in period of rising total production and rising productivity that profits are rising. Such periods, in turn, are periods of low unemployment and also periods of falling unemployment* », (Kaldor, ibidem), dal che Kaldor deduce che « *if instead of relating wage increases to unemployment and the rate of change of unemployment Professor Phillips had related them to the increase in production or to the increase in profits of the previous year I'm confident that he would have found even better correlation* » (Kaldor, ibidem).

La posizione kaldoriana ha trovato in Italia non pochi estimatori a partire da Sylos Labini ('67) per proseguire con Ciravegna ('70) e per finire con Ercolani ('76). Ciò che però stupisce è che in ogni caso i profitti siano stati inclusi nell'equazione accanto e non in alternativa al tasso di disoccupazione complicando così l'interpretazione teorica dei risultati.

Forse anche per questo gli esperimenti effettuati da Sylos Labini ('67) e Ciravegna ('70) risultano negativi (47).

Se mancano dunque esperimenti in cui la variabile profitti abbia sostituito la *proxy* per l'eccesso di domanda non mancano casi in cui l'ipotesi kaldoriana sia stata resa tramite l'uso di *proxy* del livello e del tasso di sviluppo della attività produttiva anche per indicare la disponibilità dei datori di lavoro a concedere aumenti salariali. Ciravegna ('70) inserisce nella sua funzione lo stato delle aspettative degli imprenditori sull'andamento della attività economica che risulta non significativo. Sfortunatamente questa variabile

(47) È verosimile pensare che i fenomeni di multicollinearità abbiano giocato un certo ruolo in questo risultato (per quanto ciò possa essere escluso per Ciravegna (70)).

viene inserita in una funzione in cui già compaiono i profitti ed u. I problemi che ne derivano sono facili da immaginare.
Diversamente Ercolani ('76), (cfr. funzione 1.9 in Appendice) inserisce, accanto ad u, la differenza percentuale tra il valore aggiunto industriale in termini reali ed il suo valore di *trend* come indicatore del livello e del tasso di sviluppo dell'attività economica. La variabile risulta pienamente significativa anche se ancora una volta bisogna sottolineare che l'approccio kaldoriano è alternativo e non complementare a quello di Phillips.
Inoltre la variabile in questione è una tipica variabile ciclica e quindi diventa ancor più complessa la sua interpretazione. Si ricordi infatti come nei lavori di Phillips ('58) e Lipsey ('60) venne ipotizzata anche una relazione fra $\dot{w}$ e $\dot{u}$ oltre che fra $\dot{w}$ e $\dot{u}$ e tale relazione portò poi Phillips alla formulazione dei suoi « *anticlockwise loops* » (48).
Nasce dunque il dubbio che Ercolani ('76) abbia testato più che l'ipotesi kaldoriana quella di Phillips nella sua formulazione più completa.
Per concludere, non ci sembra che l'ipotesi avanzata da Kaldor abbia trovato sufficienti conferme nell'esperienza italiana.

3. Un altro approccio che si pone come alternativo rispetto all'ormai tradizionale « *unemployment hypothesis* » e che ha trovato una certa rispondenza in alcuni studi empirici italiani è quello proposto da E. Kuh ('67).
L'ipotesi centrale avanzata da Kuh ('67) è che mutamenti nel tasso di variazione salariale siano causati da mutamenti nella produttività media del lavoro (π) nel lungo periodo e che altre influenze, quali quelle dovute al tasso di disoccupazione, causino semplicemente le fluttuazioni intorno al trend di lungo periodo (49). A ciò

(48) Per dirla con Phillips « *... in a year of rising business activity, with the demand for labour increasing and the percentage unemployment decreasing, employers will be bidding more vigorously for the services of labour than they would be in a year during which the average percentage unemployment was the same but the demand for labour was not incresing. Conversely in a year of falling business activity, with the demand for labour decreasing and the percentage unemployment increasing, employers will be less inclined to grant wage increases, and workers will be in a weaker position to press for them than they would be in a year during which the average percentage unemployment was the same but the demand for labour was not decreasing* » (Phillips (58) p. 283).
(49) Kuh propone la seguente equazione:
$\dot{w} = a(\pi)\, b \cdot u^{-\varepsilon}$

Kuh ('67) aggiunge l'osservazione secondo cui eventuali correlazioni osservate fra $\dot{w}$ ed il tasso di profitto altro non nasconderebbero che la sua ipotesi, essendo il tasso di profitto null'altro che una *proxy* per la produttività media del lavoro. In quest'ultimo caso la relazione sussisterebbe dunque anche nel breve periodo. Data la caratteristica di questa rassegna incentrata sulla funzione dei salari di breve periodo, tralasceremo la prima parte della argomentazione di Kuh ('67), (50), concentrando la nostra attenzione sulla relazione di breve fra w e π.

Quest'ultima variabile ha trovato posto in più di una equazione stimata per l'Italia, quasi mai, bisogna dire, con risultati soddisfacenti. Essa risulta non significativa in Sylos Labini ('67), ('70), Tarantelli ('70), Ciravegna ('70) (51) e significativa, invece, in Ercolani ('76).

A prima vista quindi l'evidenza porterebbe ad escludere la variabile in questione, ma, a nostro parere invece, nessuna definitiva conclusione può essere raggiunta sul ruolo giocato da questa variabile nel processo di determinazione del tasso di variazione dei salari. Come ha fatto notare Tarantelli ('70), in Italia la produtti-

dove a, b e g sono parametri, $\dot{\pi}$ è il prodotto medio del lavoro in termini monetari e u ci è già noto.

In questo contesto derivato da una funzione di produzione Cobb-Douglas, ogni relazione fra $\dot{w}$ e u è di breve periodo, di natura indiretta e subordinata alla relazione fra $\dot{w}$ e $\dot{\pi}$.

(50) Sulle variazioni di lungo periodo dei salari, cfr. Sylos Labini (73) pp. 101-105.

(51) Contrariamente al solito, in questo caso la variabile non è inserita come tasso di variazione della produttività media del lavoro, ma come « *ritardo o anticipo nell'adeguamento delle variazioni salariali alle variazioni della produttività del lavoro* » (Ciravegna (70) p. 3), cioè si avrebbe

$\dot{w} = f(\dot{w} - \dot{\pi})_{-1}$ $(f' < 0)$.

Secondo Ciravegna, infatti, « *in sede di contrattazione collettiva le due parti fanno sempre riferimento alle variazioni della produttività media del lavoro, poiché una variazione della retribuzione dei fattori proporzionalmente uguale alla variazione delle rispettive produttività medie lascia immutate le quote in cui il prodotto viene distribuito fra i fattori. Ragion per cui si può ritenere che se nel periodo precedente i salari sono aumentati meno della produttività e sono perciò in ritardo rispetto a questa, i sindacati dei lavoratori, in sede di contrattazione collettiva, faranno pressione per colmare questo ritardo ed avranno una buona arma dialettica nel poter giustificare la loro pressione alla luce di una regola che non è sgradita alla controparte* » (Ciravegna (70) p. 3), e viceversa. Si noti che la variabile non viene in effetti testata econometricamente, ma viene esclusa a priori in quanto il coefficiente di correlazione con w è positivo e non negativo come atteso. « *È gioco forza quindi eliminare, ..., la variabile... il cui comportamento relativo a quello della nostra variabile dipendente, ..., disattende le nostre ipotesi* » (sic!), (Cirevegna (70) p. 8).

vità del lavoro presenta un distinto andamento anticiclico (52). È presumibile dunque che sussista una forte collinearità fra π ed u, il che spiegherebbe la non significatività della variabile nei lavori succitati. Inoltre, nella equazione stimata da Ercolani ('76), l'introduzione della variabile π rende non significativa la variabile u e ciò ci sembra un'ulteriore conferma della non attendibilità delle stime citate in quanto affette da multicollinearità.

4. Per concludere la rassegna delle variabili indipendenti che hanno trovato posto nelle funzioni dei salari stimate per l'Italia vorremmo infine fare un cenno ad una variabile di carattere fiscale, e precisamente la variazione dell'aliquota complessiva effettiva dei principali contributi sociali (esclusi gli assegni familiari) a carico dei datori di lavoro nell'industria (DCSIT) di cui alle funzioni 1.7 e 2.2 in Appendice.
L'impiego di questa variabile, proposta da Gnes e Rey ('75) in uno schema del tipo Modigliani e Tarantelli ('71), e utilizzata successivamente da Stagni ('76), trova la propria ragion d'essere nel fatto che ad un incremento dei contributi sociali a carico dei datori di lavoro si accompagna un incremento salariale relativo in gran parte alla corrispettiva quota posta a carico dei lavoratori. Non sembrano sussistere dubbi sul contributo positivo di questa variabile alle caratteristiche generali delle equazioni in cui trova posto.

6. La costante

Un tema tanto importante quanto, ci sembra, trascurato ai fini della valutazione dei risultati empirici è quello del significato da attribuire al segno ed al valore della costante stimata. In questo senso gli unici lavori in cui questo tema è valutato sono quelli di Modigliani e Tarantelli ('71) e ('76).
Nel modello teorico, in cui ci sembrano rientrare, in misura maggiore o minore, un po' tutte le funzioni considerate, la costante sostanzialmente esprime il tasso di variazione dei salari per livelli di disoccupazione molto alti. Se il mercato del lavoro è sufficientemente competitivo e fornito delle caratteristiche ipotizzate nel-

(52) Ciò contraddirebbe nel nostro paese la cd. legge di Okun.

l'originale modello Phillips-Lipsey, a livelli di disoccupazione molto elevati fanno riscontro tassi di variazione salariali negativi; il che implica una costante, appunto, negativa. Se invece il mercato del lavoro è fortemente sindacalizzato o si presenta segmentato come nell'Italia dagli anni '50 in poi, allora è presumibile che tassi elevati di disoccupazione non impediscano alle organizzazioni sindacali di rifiutare tassi di incremento salariali inferiori ad un minimo commisurato ai guadagni di produttività. Se questo è il caso, dovremo attenderci una costante positiva e pari ad una percentuale relativamente elevata del *trend* di lungo periodo della produttività.
Alla luce di queste considerazioni è interessante rilevare come non tutte le funzioni riportate in Appendice possano considerarsi soddisfacenti. Non certo le funzioni 1.8, 1.9, 2.1 e 2.2 fra cui soprattutto la seconda e la quarta accostano una costante fortemente negativa ad un mercato del lavoro esplicitamente considerato come imperfetto. D'altra parte, se la costante riflette quella percentuale del *trend* di lungo periodo della produttività cui i sindacati commisurano il limite inferiore del tasso di incremento dei salari monetari, anche la costante della funzione 1.3 appare abbastanza inverosimile (53).
E con ciò ci sembra di aver abbastanza sottolineato come la costante possa essere un utile elemento di individuazione della corretta specificazione della funzione quando se ne ricerchi una precisa interpretazione teorica.

7. Problemi di simultaneità ed autocorrelazione

1. Nel paragrafo 5.1 abbiamo considerato alcune cause di una stima distorta del coefficiente della variabile prezzi. In questo paragrafo vogliamo, invece, considerare una motivazione eminentemente statistica per tale distorsione.
Va tenuto presente infatti che accanto alla relazione che unisce $\dot{w}$ e $\dot{P}$ esiste una seconda relazione fra salari e prezzi che riflette la dipendenza dei prezzi dai costi unitari di cui i salari costituiscono una componente fondamentale. Se questo è il caso la variabile esplicativa $\dot{P}$, nella nostra funzione dei salari non è del tutto eso-

(53) Il valore di *trend* di lungo periodo della produttività per il ventennio 1950-1970 si aggira intorno al 5-6%.

gena: essa è contestualmente determinata in un sistema biequazionale e sarà pertanto correlata con i residui della nostra funzione dei salari. Ciò sarà sufficiente ad introdurre un errore sistematico negli stimatori a Minimi Quadrati Ordinari di questa funzione, oltre a renderli inconsistenti (54).
La soluzione sta ovviamente nel ricercare uno stimatore consistente, cosa che nel nostro caso è stata fatta solo per l'equazione 2.2 in Appendice.
A titolo di esempio si noti che Modigliani e Tarantelli ('71) hanno ristimato la funzione 1.4 in Appendice accanto ad una funzione di prezzi proposta e verificata da Tarantelli ('71) usando come sistema simultaneo di stima i Minimi Quadrati a Due Stadi. Ne è risultato che il coefficiente della variabile $\hat{u}^{-1}$ è passato da 2.85 a 3.26 e quello di $\dot{PC}$ si è sostanzialmente ridotto da 0.74 a 0.42. Ciò dovrebbe bastare ad escludere la possibilità di stima non simultanea della funzione che stiamo esaminando.

2. Una seconda complicazione di carattere econometrico nasce solo quando si utilizzino dati trimestrali invece che annuali. In questo caso è procedura comune calcolare i saggi di variazione rispetto al corrispondente trimestre dell'anno precedente ed i livelli delle variabili esplicative invece come i valori medi per il periodo sul quale si calcola la variazione della variabile dipendente.

In altre parole, se la nostra funzione standard è

$$\dot{w}_t = a + b\, u_t^{-1} + c\, \dot{P}_t + e_t$$

dove e_t rappresenta il vettore di perturbazioni stocastiche, avremo che

$$\dot{w}_t = (\dot{w}_t - \dot{w}_{t-4}) / \dot{w}_{t-4},$$
$$\dot{P}_t = (\dot{P}_t - \dot{P}_{t-4}) / \dot{P}_{t-4}$$

e

$$u_t^{-1} = \frac{1}{4} \sum_{i=o}^{3} u_{t-1}^{-1}.$$

(54) Per la dimostrazione si veda un qualunque buon manuale (p. es. Contini (73) pp. 155-159).

Può facilmente dimostrarsi, come ha fatto fra gli altri Dell'Aringa ('69), che inoltre

$$e_t = (1/4) \sum_{i=0}^{3} e_{t-i}$$

e cioè una media mobile su quattro trimestri.

È presumibile che in questo caso il semplice test di Durbin e Watson non sia sufficiente essendo predisposto per la sola autocorrelazione dei residui del 1° ordine laddove in questo caso la struttura della autocorrelazione è ben più complessa.
D'altro canto è bene aggiungere che nel nostro caso, in assenza di variabili endogene ritardate fra le variabili esplicative, la presenza di residui autocorrelati importa non già errore sistematico e inconsistenza degli stimatori a Minimi Quadrati Ordinari, ma più semplicemente una minore efficienza degli stessi (55).

8. Ciclo e stima econometrica

Per finire vorremo aggiungere, prima di concludere, solo alcune righe su di un tema che, pur se finora completamente trascurato, ci sembra peraltro di notevole importanza.
Com'è noto, fin dai primi lavori di Phillips ('58) e Lipsey ('60) si rilevò l'esistenza di movimenti ciclici nella relazione empirica fra $\dot{w}$ e u e queste osservazioni sfociarono poi nella controversia, peraltro non ancora sopita, sui cosidetti anelli.
Un'analisi di questa controversia è completamente al di fuori delle nostre finalità. Ci preme però osservare che, come ha fatto giustamente notare Vercelli ('77), « *the interpolation period has till now been chosen quite arbitrarily in all the suggested explanations of the Phillips curve. This is misleading because we cannot properly interpolate the data by a curve, without having clearly distinguished between cycle and trend movements and first analyzed the characteristics and periods of the cycles. The upper and lower bounds of the interpolation period are to be taken at the same moment of the cycle phase to avoid biases*

(55) Più in particolare lo stimatore non sarà più quello dalla varianza minima. Inoltre la varianza dei coefficienti stimati verrà sottostimata per cui si tenderà ad accettare come significativi coefficienti che eventualmente non lo sono. Infine anche la varianza degli errori sarà sottostimata e quindi l' R^2 sarà sovrastimato.

which may be very strong if the loops are rounded and the shifts of the rotation center small ».
Ovviamente, si aggiunga che la stima econometrica risulterà tanto più ambigua quanto minore è il numero dei cicli considerati. Al limite, se il ciclo fosse uno solo e l'« anello » fosse veramente tale, la stima stessa potrebbe risultare impossibile.

Conclusioni

Nelle pagine precedenti abbiamo esaminato variabile per variabile i lavori empirici sulla funzione dei salari in Italia, valutandone sopratutto la rispondenza rispetto alle dichiarazioni di intenzioni teoriche.
In questa sezione conclusiva vorremmo, invece, tirare le fila del nostro discorso dopo aver fatto qualche appunto di ordine globale su alcune delle funzioni esaminate.
Per molte delle funzioni riportate in Appendice, che a prima vista si presentano tecnicamente ineccepibili, abbiamo già visto che possono sussistere forti dubbi circa la correttezza della specificazione. Qualcosa di più deve invece essere detto sulle funzioni 1.9 e 2.2 in Appendice.
La prima, dovuta ad Ercolani ('76), ci sembra sia il caso tipico di una funzione solo apparentemente ben specificata. Di essa, per dirlo con Leijonhfvud ('68), ci pare si possa dire che l'ipotesi testata sembra essere del tipo: « sembra ragionevole supporre che usando la variabile x come variabile dipendente aggiuntiva o sostitutiva, si ottenga una migliore regressione ». E ciò sembra essere confermato dal fatto che quando la regressione viene estesa fino al 1971 è necessario introdurre una variabile di comodo (per il 1970) per conservare un accostamento soddisfacente (cfr. Crivellini ('76) p. 44), mentre, quando la stessa regressione viene portata fino a comprendere anche il 1973, una nuova dummy (per i rinnovi contrattuali) deve essere introdotta per ottenere risultati ammissibili. Quanto tutto ciò serva ai fini previsivi è facile immaginare.
Un appunto non lieve può poi essere mosso anche a carico della funzione 2.2. Pur essendo l'unica stimata con metodo di stima simultaneo (Minimi Quadrati a Due Stadi con Componenti Principali) essa non viene corretta per la autocorrelazione dei residui

del 1° ordine (delle cui conseguenze si è già discusso nel paragrafo 8.2).
Detto questo cerchiamo di fare il punto su quanto detto nelle pagine precedenti.
La funzione dei salari che idealmente nasce da questa rassegna ci sembra di tipo misto. Le influenze della variabile prezzi e dell'eccesso di domanda non ci sembrano trascurabili nel breve periodo, ma vanno qualificate.
Riteniamo che nella variabile prezzi debbano essere tenuti accuratamente distinti gli effetti da scala mobile dai fenomeni di aspettative (se presenti). Dall'altro lato il tasso di disoccupazione necessita di una correzione per tener conto della segmentazione del mercato del lavoro e vorremmo proporre a questo punto una sintesi fra l'approccio ai problemi del mercato del lavoro di Contini e Chiamparino ('74) e la metodologia e lo schema concettuale alla Holt di Modigliani e Tarantelli ('71).
Per finire ci sembra che la funzione dovrebbe essere completata con un indicatore dell'azione sindacale ed in questo senso l'approccio di Modigliani e Tarantelli ('76) ci sembra il più proficuo.

APPENDICE

Tabella riassuntiva di alcune funzioni dei salari stimate per l'Italia:

1.1 *Sylos Labini (67)*, (Periodo: 1951-1965; Dati: annuali)

$$\dot{w} = 5.567 - 0.463\ dis + 1.386\ \dot{PCV}$$
$$(2.53) \quad (5.20)$$
$$R^2 = 0.837 \quad DW = 2.09$$

Metodo: MQO Osservazioni: 15

1.2 *Sylos Labini (70)*, (Periodo: 1951-1968; Dati: annuali)

$$\dot{w}_m = 0.863 + 16.728\ dis^{-1} + 1.335\ \dot{PCV}$$
$$(0.855) \quad (3.056) \quad (6.463)$$
$$R^2 = 0.860 \quad DW = 2.29$$

Metodo: MQO Osservazioni: 18

1.3 *Banca d'Italia, M1BI, (70)*, (Periodo: 1951-1968; Dati: annuali)

$$\dot{w} = 10.650 + 0.448\ u^{-1} + 0.879\ \dot{PC} + 1.101\ u_m$$
$$(2.010) \quad (3.394) \quad (2.950) \quad (2.308)$$
$$R^2 = 0.726 \quad DW = 1.88 \quad SER = 1.96$$

Metodo: MQO Osservazioni: 18

1.4 *Modigliani e Tarantelli (71)*, (Periodo: 1952-1968; Dati: ann.)

$$\dot{w} = 3.1 + 2.85\ \hat{u}^{-1} + 0.74\ \dot{PC}$$
$$(4.8) \quad (6.5) \quad (3.5)$$
$$R^2 = 0.89 \quad DW = 1.71 \quad SER = 1.42$$

Metodo: MQO Osservazioni: 17

1.5 *Modigliani e Tarantelli (71)*, (Periodo: 1952-1968; Dati: ann.)

$$\dot{w} = 3.9 + 2.27\ dis^{-1} + 0.66\ \dot{PC}$$
$$(6.4) \quad (6.9) \quad (3.2)$$
$$R^2 = 0.90 \quad DW = 2.16 \quad SER = 1.35$$

Metodo: MQO Osservazioni: 17

1.6 *Modigliani e Tarantelli (76)*, (Periodo: 1952-1973; Dati: ann.)

$$\dot{w} = 3.46 + 0.0077\ \hat{u}^{-1} + 1.0\ \dot{PC} + 9.93\ CCM$$
$$(4.86) \quad (3.99) \quad (5.03) \quad (4.75)$$
$$R^2 = 0883 \quad DW = 1.65 \quad SER = 1.68$$

Metodo: MQO Osservazioni: 22

1.7 *Gnes e Rey (75)*, (Periodo: 1951-1971; Dati: annuali)

$$\dot{w} = 2{,}55 + 0.029\ \hat{u}^{-1} + 0.824\ \dot{PC} + 0.514\ DCSIT + 9.7\ CONTR$$
$$(4.243) \quad (6.370) \quad (4.360) \quad (3.427) \quad (8.22)$$
$$R^2 = 0.93 \quad DW = 2.03 \quad SER = 1.14$$

Metodo: MQO Osservazioni: 21

1.8 *Valcamonici (73)*, (Periodo: 1950-1970; Dati: annuali)

$$\dot{w} = -1.890 + 16.393\, u^{-1} + 1.1\, \dot{PCV} + 0.0187\, HS$$
$$(3.076) \quad (4.718) \quad (8.391) \quad (4.45)$$

$R^2 = 0.93$ DW = 1.53 F = 81

Metodo: MQO Osservazioni: 21

1.9 *Ercolani (76)*, (Periodo: 1952-1968; Dati: annuali)

$$\dot{w}_m = -2.63 + 1.06\, \dot{PCV} + 45.34\, da^{-1} + 0.56\, SVAI$$
$$(3.2) \quad (6.1) \quad (6.8) \quad (4.9)$$

$R^2 = 0.94$ DW = 2.44 SER = 1.26

Metodo: MQO Osservazioni: 17

1.10 *Contini e Chiamparino (74)*, (Periodo: 1955-1971; Dati: ann.)

$$\dot{w} = 2.33 - 1.00\, DMI - 0.11\, dis + 1.43\, \dot{PM} + 0.000065\, HS$$
$$(0.18) \quad (3.10) \quad (0.20) \quad (2.66) \quad (3.00)$$

$R^2 = 0.75$ DW = 2.00

Metodo: MQO Osservazioni: 18

2.1 *Ciravegna (70)*, (Periodo: 1952: III - 1968: II; Dati: trimestrali)

$$\dot{w} = -3.062 + 27.061\, u^{-1} + 0.791\, \dot{PCV}$$
$$(3.683) \quad (6.425)$$

$R^2 = 0.736$ SER = 1.99 F = 35.8

Metodo: MQG Osservazioni: 61

2.2 *Stagni (76)*, (Periodo: 1960: I - 1971: IV; Dati: trimestrali)

$$\dot{w}_m = -4.464 + 0.844\, ua^{-1} + 0.641\, \dot{PC}_{t-1} + 1.234\, \dot{PC}^a -$$
$$(2.201) \quad (6.231) \quad (2.556) \quad (3.117)$$
$$- 0.244\, DCSIT - 8.006\, QCR$$
$$(2.742) \quad (3.223)$$

$R^2 = 0.804$ DW = 1.26 SER = 2.98

Metodo: MQ2Scc Osservazioni: 48

LEGENDA:

$\dot{w}$ = tasso di variazione dei salari di fatto nell'industria,

$\dot{w}_m$ = tasso di variazione dei salari di fatto nell'industria manifatturiera,

$\hat{\dot{w}}$ = tasso di variazione delle retribuzioni minime contrattuali nell'industria,

u = tasso di disoccupazione totale,

u_m = tasso di disoccupazione totale minimo raggiunto in precedenza,

$\hat{u}$ = tasso di disoccupazione totale corretto per l'eterogeneità della forza lavoro (cfr. testo),

dis = tasso di disoccupazione extragricola,

$\hat{dis}$ = tasso di disoccupazione extragricola corretto per l'eterogeneità della forza lavoro,

da = tasso di disoccupazione extragricola corretto per l'andamento decrescente della forza lavoro e per la eterogeneità della stessa (cfr. testo),

ua = tasso di disoccupazione totale corretto per l'andamento decrescente della forza lavoro e per l'eterogeneità della stessa,

$\dot{PC}$ = tasso di variazione del deflatore dei consumi privati,

$\dot{PCV}$ = tasso di variazione dell'indice del costo della vita,

$\dot{PM}$ = tasso di variazione dell'indice dei prezzi al minuto,

PC^a = aspettative sui prezzi (cfr. testo), intese come

$$(\dot{PC}_{t-2} - \dot{PC}_{t-6}) / \dot{PC}_{t-6} - 0.25 \sum_{i=0}^{3} (\dot{PC}_{t-3-i} - \dot{PC}_{t-7-i}) / \dot{PC}$$

CCM = stima del rapporto fra il numero dei lavoratori dell'industria soggetti a rinnovo contrattuale il cui contratto è negoziato con decorrenza non rinviata e totale della occupazione industriale (cfr. testo),

DCSIT = tasso di variazione dell'aliquota sul salario medio degli oneri sociali a carico del datore di lavoro,

CONTR = dummy per i rinnovi contrattuali (=1 negli anni di rinnovo, =0.33 nell'anno successivo a quello di rinnovo, =0 negli altri anni),

HS = numero delle ore perse per sciopero,

SVAI = scostamento del valore aggiunto industriale in termini reali dal suo valore di *trend*,

DMI = variazione prima dell'indice di mobilità intersettoriale (cfr. testo),
QCR = dummy per cambiamento del campione nella rilevazione dei salari,
R^2 = coefficiente di determinazione,
$\bar{R}^2$ = coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà,
DW = statistico di Durbin e Watson,
SER = Standard Error della Regressione,
F = test di Fisher,
MQO = Minimi Quadrati Ordinari,
MQG = Minimi Quadrati Generalizzati,
MQ2Scc = Minimi Quadrati a Due Stadi con Componenti Principali.

Note:
Nella funzione 1.6 il coefficiente di $\hat{u}^{-1}$ va moltiplicato per 100 prima di confrontarlo con le altre funzioni (ciò è dovuto ad un mutamento di scala). In parentesi sotto i coefficienti sono i t di Student.

BIBLIOGRAFIA

BANCA D'ITALIA, *Un modello econometrico dell'economia italiana* (M1BI), Roma 1970.

CHOW C., Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, 1960.

CIRAVEGNA D., Un modello econometrico della determinazione dei salari monetari dell'industria in Italia, 1951-1968, *Note econometriche*, 1970.

CONTINI B., *Introduzione alla econometria*, Il Mulino, Bologna, 1973.

CONTINI B. & CHIAMPARINO S., Mercato del lavoro dualistico, mobilità e dinamica salariale, *Note economiche*, 1974.

CRIVELLINI M., Il settore reale, in G. Fuà (a cura di), *Il Modellaccio*, Vol. I:

Il quadro generale, F. Angeli, Milano, 1976.

D'ADDA C. & AL., *Un modello per l'economia italiana*, Il Mulino, Bologna, 1976.

DELL'ARINGA C., *Occupazione, salari e prezzi*, Giuffré, Milano, 1969.

DEL MONTE C., Un modello econometrico per l'economia italiana utilizzato a fini previsivi, *Rassegna Economica*, 1973.

ERCOLANI P., Salari, in G. Fuà (a cura di), *Il Modellaccio*, Vol. II, F. Angeli, Milano, 1976.

FLEMMING J., *Inflation*, Oxford University Press, 1976.

FRIEDMAN M., The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, 1968.

FUÀ G. (a cura di), *Il Modellaccio*, F. Angeli, Milano, 1976.

GNES P. & REY G. M., A Short-Term Planning Model, in *Econometric Research in European Central Banks*, Roma, 1975.

HOLT C. C., Job Search, Phillips' Wage Relation, and Union Influence: Theory and Evidence, in Phelps. E. S., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, McMillan, London 1971.

KALDOR N., Economic Growth and the Problem of Inflation, *Economica*, 1959.

KLEIN L. R. & SUMMERS R., *The Wharton Index of Capacity Utilization*, Studies in Quantitative Economics no. 1-Department of Economics, University of Pennsylvania, 1968.

KUH E., A Productivity Theory of Wage Levels-An Alternative to the Phillips Curve, *Review of Economic Studies*, 1967.

LAIDLER D. & PARKIN M., Inflation: a Survey, *The Economic Journal*, 1975.

LEIJONHUFVUD A., Is there a Meaningful Trade-Off Between Inflation and Unemployment?, *Journal of Political Economy*, 1968.

LIPSEY R. G., The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis, *Economica*, 1960.

MODIGLIANI F. & TARANTELLI E., Curva di Phillips, sottosviluppo e disoccupazione strutturale, *Quaderni di Ricerche dell'Ente Einaudi*, no. 9, Roma, 1971.

— Forze di mercato e azione sindacale e la curva di Phillips in Italia, *Moneta e Credito*, 1976.

ONOFRI P., Struttura dell'occupazione e domanda di lavoro, in D'Adda C. & Al., *Un modello econometrico per l'economia italiana*, Il Mulino, Bologna, 1976.

PHELPS BROWN E. H. e BROWNE M. H., Earnings in Industries of the United Kingdom, 1948-1959, *The Economic Journal*, 1962.

PHILLIPS A. W., The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957, *Economica*, 1958.

PURDY D. L. & ZIS G., On the Concept and Measurement of Union Militancy, in Laidler D. & Purdy D. L. (eds.), *Inflation and Labour Markets*, Manchester University Press, 1974.

RAGAZZI G., La dinamica dei salari nell'industria manifatturiera italiana in F. Forte (a cura di), *Saggi di Economia*, Giuffré, Milano, 1969.

RANCI P., La curva di trade-off fra disoccupazione e inflazione come strumento di politica economica, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, 1968.

RAO & MILLER, *Applied Econometrics*, Wadsworth, 1971.

ROCCAS M., Gli studi sulla funzione del salario in Gran Bretagna e Stati Uniti, in *Rassegna dei lavori dell'Istituto*, ISCO, Roma, 1971.

STAGNI A., Il modello econometrico dell'economia italiana: struttura e e relazioni causali, in D'Adda C. & Al., *Un modello econometrico per l'economia italiana*, Il Mulino, Bologna, 1976.

SYLOS LABINI P., Prezzi, distribuzione e investimenti, *Moneta e Credito*, 1967.

TARANTELLI E., Produttività del lavoro, salari e inflazione, *Quaderni di ricerche dell'Ente Einaudi* n. 5, Roma 1970.

— Costo del lavoro e margini di profitto industriali, *Contributi alla ricerca economica*, 1971.

— Mercato del lavoro, rinnovi contrattuali e politica economica, in AA. VV., Crisi economica e condizionamenti internazionali dell'Italia, Supplemento a *Politica ed Economia* n. 6, 1976.

VALCAMONICI R., Modificazioni strutturali, disoccupazione e inflazione nell'industria italiana: un'analisi empirica, *Note Economiche* 1973.

VERCELLI A., The Phillips Dilemma: A New Suggested Approach, *Economic Notes* 1977.

WARD R. & ZIS G., Trade Union militancy as an explanation of inflation: an international comparison, *The Manchester School*, 1974.

QUADERNI PUBBLICATI

1. Censis, « Mobilità e mercato del lavoro »,
Ipotesi di revisione delle politiche di avviamento al lavoro e di garanzia economica per i disoccupati.

2. Censis, « Mobilità e mercato del lavoro »,
Ipotesi di un diverso regime dell'anzianità di lavoro.

3. Censis, « Mobilità e mercato del lavoro »,
Ipotesi di intervento sulla durata e distribuzione del tempo di lavoro.

4. Censis, « Mobilità e mercato del lavoro »,
Linee di intervento diretto a favore di una politica attiva della mobilità del lavoro.
Linee di approccio a unipotesi di salario familiare.

5. Censis, « Mobilità e mercato del lavoro »,
I caratteri della partecipazione al lavoro nella società italiana.

6. « La programmazione regionale: il caso del Piemonte »,
A. Viglione, S. Lombardini, G. Frignani, C. Simonelli,
Obiettivi e problemi della programmazione regionale piemontese.

7. « La programmazione regionale: il caso del Piemonte ».
G. Maspoli, G. Tamietto, B. Ferraris,
Il rilancio dell'agricoltura piemontese.

8. « La programmazione regionale: il caso del Piemonte »,
R. Cominotti, S. Bajardi, A. Benadì,
L'industria piemontese, soggetto attivo e utente della programmazione regionale.

9. R. Caporale, R. Döbert,
« Religione moderna e movimenti religiosi ».

10. Istituto Affari Internazionali,
« Prospettive dell'integrazione economica europea ».

11. « La programmazione regionale: il caso del Piemonte ».
M. Rey, A. Gandolfi, L. Passoni,
Finanza regionale e finanza locale.

12. G. Carli, G. Guarino, G. Ferri, U. Agnelli,
«Libertà economiche e libertà politiche. Riforma dell'impresa e riforma dello Stato».
(Relazioni introduttive al Convegno del 17-18 giugno 1977).

13. Regioni: verso la seconda fase,
Sintesi di un dibattito.

14. Lavoro manuale e lavoro intellettuale».
E. Gorrieri,
Il trattamento del lavoro manuale in Italia e le sue conseguenze.

15. Libertà economiche e libertà politiche. Riforma dell'impresa e riforma dello Stato2».
Sintesi di un dibattito.

16. A. Bagnasco, P. Cucchi, E. Jalla,
Organizzazione territoriale dell'industria manifatturiera in talia.

17. B. Cori, G. Cortesi,
Prato: frammentazione e integrazione di un bacino tessile.

18. « Lavoro manuale e lavoro intellettuale »,
Luigi Firpo,
Il concetto del lavoro. Ieri, oggi, domani.

19. L. Levi, S. Pistone, D. Coombes,
L'influenza dell'elezione europea sul sistema dei partiti.

20. C. Paracone, G. Nicoletti, S. Maurino,
Servizi sociali: autonomie locali e volontariato. Un'ipotesi di lavoro.

21. R. B. Freeman,
Declino del valore economico dell'istruzione superiore nel sistema sociale americano.

22. « **Il modello di Torino** »,
V. Caramelli, N. Rossi, V. Siesto,
Prezzi e produzione nei settori produttori di beni commerciabili e non commerciabili in Italia: 1960-1976.

23. « Parlamento ed informazione »,
Carlo Macchitella,
Gli apparati informativi del Parlamento inglese.

24. G. Brosio, D. Hyman, W. Santagata,
Gli enti locali fra riforma tributaria, inflazione e movimenti urbani. Un contributo all'analisi del dissesto della finanza locale.

25. « **Il modello di Torino** »,
V. Caramelli,
Approcci alternativi alla bilancia dei pagamenti: alcune considerazioni sulla loro rilevanza per il caso italiano.

26. « Parlamento ed informazione »,
S. Vannucci,
Gli apparati informativi del Congresso degli Stati Uniti d'America.

291872

Fondazione
Giovanni Agnelli

Via Ormea, 37 - 10125 TORINO
Telef. (011) 65.86.66 - 65.87.65

L. 1.500