

## *Identificazione di un modello dinamico per la curva di Phillips italiana*

*Isabella Procidano, Domenico Sartore\**

### *6.1. Introduzione*

Le recenti vicende economiche nazionali hanno riaperto il dibattito sulle cause dell'inflazione e si sono ripresi gli studi sulle questioni teoriche lasciate aperte dall'impostazione keynesiana. È acquisito nella letteratura economica [Tarantelli, 1974] che il merito di Keynes fu quello di aver fornito una terapia contro la disoccupazione e la depressione ma non contro l'inflazione. Lo sforzo di ricostruzione teorica ha portato alla formulazione di un nuovo modello del mercato del lavoro, detto post-keynesiano, all'interno del quale ha trovato ampio spazio la curva di Phillips [1958].

In tale processo di ricostruzione è mancato un quadro teorico d'insieme che desse ragione dei fondamenti teorici delle singole equazioni inserite nel modello. In particolare la curva di Phillips, nata storicamente come verifica empirica del legame funzionale tra livello del salario e tasso di disoccupazione, è rimasta tale anche se non sono mancati i tentativi di fornire un suo inquadramento all'interno della teoria neo-classica.

Il contributo che in questa sede si vuol dare non è un'analisi sui fondamenti teorici della curva di Phillips; si vuole più semplicemente eseguire una verifica che confermi l'evidenza empirica ottenuta dagli studiosi per

\* La ricerca è frutto di una stretta collaborazione tra gli autori; tuttavia, i parr. 6.4 e 6.6 sono opera di I. Procidano ed i parr. 6.2, 6.3 e 6.5 di D. Sartore. I parr. 6.1 e 6.7 sono comuni ad entrambi gli autori.

altri paesi, cioè dare risposta all'interrogativo se sia fondato parlare di curva di Phillips nel caso italiano relativamente a quest'ultimo ventennio.

Poiché non mancano le verifiche empiriche in questo campo, si può fin d'ora sottolineare che la presente ricerca si distingue rispetto alle precedenti in quanto parte dalla costruzione di un modello dinamico che descriva la relazione funzionale della curva di Phillips. E si distingue ancora per la scelta delle variabili nel modello. Si è ritenuta, infatti, più aderente alla realtà del mercato del lavoro italiano l'utilizzazione di una funzione del costo del lavoro piuttosto che una funzione del salario.

La parte centrale del presente studio è dedicata ai risultati nella procedura utilizzata per l'identificazione del modello dinamico, tralasciando di riportare la metodologia statistica utilizzata che viene descritta altrove dagli stessi autori [Procidano e Sartore, 1979 b] e che fa riferimento all'analisi spettrale multivariata. I risultati ottenuti, benché parziali, confermano la validità di un approccio metodologico di questo tipo e propongono l'estensione del modello ad una nuova variabile che sarà individuata nella percentuale di forza lavoro soggetta a rinnovo contrattuale, come « proxy » dell'azione sindacale.

Il lavoro si conclude con la costruzione di questa nuova variabile, su base trimestrale, dal 1958 al 1976, con la verifica della sua aderenza al modello iniziale.

## 6.2. Scelta dell'intervallo temporale

Uno dei contributi più rilevanti allo studio ed alla verifica econometrica che ultimamente sono apparsi nella letteratura economica sulla curva di Phillips in Italia è quello di Modigliani e Tarantelli [1976].

Attraverso studi successivi, questi autori sono arrivati alla conclusione che il mercato del lavoro si caratterizza per due fasi, una precedente l'« autunno caldo » ed una successiva, in cui si verifica un « cambiamento drastico di regime nel sistema di relazioni industriali »; ciò come conseguenza del forte aumento nella concentrazione dei rinnovi contrattuali e con l'istituzione formale del sindacato unico. Una seconda conclusione riguarda l'interrogativo circa l'esistenza della curva di Phillips dopo l'« autunno caldo ». I risultati ottenuti dagli autori citati li inducono a concludere che « contrariamente all'opinione largamente diffusa circa la sua "scomparsa", la curva di Phillips, a partire dall'« autunno caldo » non è « morta » ». Ma proprio come fatto del cambiamento di regime nel sistema di relazioni industriali, la curva di Phillips « risulta sostanzialmente spo-

stata verso l'alto e con una inclinazione più che doppia per ogni livello del tasso di disoccupazione, rispetto alla curva in precedenza rilevante ».

Se queste affermazioni sono di rilievo, tuttavia gli stessi autori mettono in guardia circa la provvisorietà delle stime econometriche e la necessità di ulteriori verifiche basate su dati trimestrali. Una loro rilettura critica non è quindi fuori luogo e può contribuire ad un'analisi più approfondita del problema.

La distinzione tra fase precedente l'« autunno caldo » e fase posteriore trova il suo fondamento nella lettura dei dati annuali relativi al rapporto tra il numero dei lavoratori dell'industria soggetti a rinnovo contrattuale, che rinnova il contratto di lavoro senza rinvio e con rinvio tra decorrenza e scadenza, sul totale dell'occupazione industriale<sup>1</sup> e dal confronto tra le stime ottenute nell'intero periodo 1952-73 e quelle ottenute per i due sottoperiodi 1952-69 e 1970-73<sup>2</sup>. Ora il fatto che i coefficienti del tasso di disoccupazione vengano stimati nei due sottoperiodi con complessivi 22 dati unitamente ad altri cinque parametri, che nel secondo sottoperiodo si disponga di appena 4 dati annuali ed infine che la citata variabile rappresentante l'azione sindacale venga considerata nulla dal 1952 al 1958 poiché solo dal 1959 si è resa possibile la sua costruzione, permette di non dare per definitiva la necessità di tenere separati nell'analisi i due sottoperiodi, in quanto possono sorgere fondati dubbi sull'attendibilità delle stime al di là degli stessi risultati statistici alquanto lusinghieri<sup>3</sup>.

In particolare, i parametri che si riferiscono al secondo sottoperiodo molto difficilmente potranno non risentire della sua particolarità. Esso, infatti, inizia nel 1970, l'anno del rinnovo contrattuale dei metalmeccanici che rappresentano, nelle rilevazioni ISTAT, il 50% circa della forza operaia nell'industria e si conclude nel 1973, dove cade un altro rinnovo contrattuale della stessa categoria. Se i metalmeccanici possono essere presi, in modo paradigmatico, come coloro che aprono il « ciclo » delle vertenze contrattuali, non possono essere nuovamente inclusi nel sottoperiodo come la categoria che chiude tale « ciclo », altrimenti il ciclo viene stravolto e gli effetti di spinta verso l'alto della curva di Phillips non possono che essere ovvi.

Queste sono state le principali motivazioni che hanno suggerito di mantenere indiviso l'intervallo temporale, sul quale si è fondata la pre-

<sup>1</sup> Cfr. graf. 1, p. 170 in Modigliani e Tarantelli [1976].

<sup>2</sup> Cfr. tab. 2 (p. 180) e 3 (p. 184) in Modigliani e Tarantelli [1976].

<sup>3</sup> È notevole il risultato di « fitting » ottenuto con l'equazione c) della tab. 3 e riportato nel graf. 2 di p. 186 in Modigliani e Tarantelli [1976].

sente analisi, dal 1959 al 1975, e di utilizzare dati trimestrali invece che annuali.

Un'altra ragione non meno determinante è stata la necessità di operare con una serie rilevante di dati per il tipo di metodologia statistica impiegata, dove la non distorsione degli stimatori viene raggiunta solo asintoticamente e i metodi di perequazione per ridurre la loro varianza portano a drastiche riduzioni dei gradi di libertà.

### 6.3. Scelta delle variabili da introdurre nel modello

Da quando A.W. Phillips fornì per primo la dimostrazione empirica del legame tra saggio di variazione dei salari e saggio di disoccupazione, vari sono stati gli studi di carattere empirico e teorico per costruire una funzione del salario. In generale il modello assume la seguente forma lineare:

$$(1) \quad \dot{w}_t = \mathbf{a}'\mathbf{x}_t + \varepsilon_t$$

dove  $\dot{w}_t$  è il saggio di variazione dei salari;

$\mathbf{a}$  è un vettore di parametri;

$\mathbf{x}_t$  è un vettore di variabili esplicative;

$\varepsilon_t$  è la componente erratica.

Tutti gli sforzi per migliorare il modello sono stati essenzialmente rivolti alla specificazione del vettore  $\mathbf{x}_t$  delle variabili esplicative.

Al tasso di disoccupazione che inizialmente viene proposto da Phillips, Kaldor [1959] contrappone il volume dei profitti, sostenendo che questo ultimo fa variare in modo proporzionale il tasso di disoccupazione.

Altri autori mantengono il tasso di disoccupazione ma aggiungono altre variabili esplicative. Lipsey [1960] è il primo a suggerire l'introduzione della variabile prezzi, oltre a tentare di dare una giustificazione sul piano teorico della curva di Phillips come funzione di reazione dei salari a situazioni di eccesso di domanda ed eccesso di offerta nel mercato del lavoro; Kuh [1967] propone un'impostazione teorica alternativa imperniata sull'introduzione nel modello della produttività del lavoro. Egli nega che la disoccupazione sia una misura valida dell'eccesso di offerta di lavoro, e afferma che sia la domanda che l'offerta di lavoro sono legate alla sua produttività. Hines [1964] è il primo<sup>4</sup> in Gran Bretagna ad utilizzare una variabile che descrive l'azione sindacale. Egli dimostra che il tasso di varia-

<sup>4</sup> Prima di lui, Dicks-Mireaux e Dow [1959] avevano proposto un indice soggettivo di pressione sindacale ottenendo un coefficiente significativo.

zione degli iscritti alle Trade Unions, come proporzione della forza lavoro, è una variabile statisticamente significativa, anzi la variabile esplicativa più importante tra quelle che determinano il tasso di variazione dei salari monetari nel dopoguerra fino al 1961. Phelps [1967] introduce nella curva di Phillips il tasso atteso di inflazione, cercando di risolvere la contraddizione del modello Phillips-Lipsey laddove usa il tasso di variazione dei salari monetari come variabile dipendente mentre fornisce una teoria basata sull'eccesso della domanda di lavoro che fa necessariamente riferimento al tasso di variazione dei salari reali.

Si è fornita solo una rapida rassegna dei lavori che hanno contribuito ad ulteriori specificazioni delle curve di Phillips. Non sono mancati però studi che hanno proposto altre alternative al di là della corretta specificazione delle variabili esplicative. Ad esempio, l'alternativa tra utilizzazione del tasso del salario o dei guadagni di fatto come variabile dipendente; l'alternativa tra uso di relazioni lineari o non lineari, tra stime di singole equazioni o di equazioni simultanee; l'alternativa tra utilizzo di dati annuali o trimestrali ecc.

Per il caso italiano sono ben note le ricerche fatte da Sylos Labini [1967] che utilizza una curva di Phillips introducendo la variabile prezzi, misurata dall'indice del costo della vita e la variabile dell'azione sindacale misurata dal numero di ore perdute per sciopero. I risultati ottenuti da Sylos Labini non sono stati molto lusinghieri principalmente per due motivi. Il primo è attinente alla difficoltà di giustificare la stima del coefficiente della variabile prezzi che risulta maggiore di uno (mentre in un sistema stabile deve essere inferiore ad uno). La seconda riguarda l'utilizzazione del numero di ore di sciopero come indicatore veramente significativo dell'azione sindacale<sup>5</sup>. Dell'Aringa [1969] utilizza un modello di determinazione dei salari, per verificare la teoria dell'eccesso di domanda, nel quale vengono introdotte altre variabili rispetto a quelle previste dalla teoria, quali il costo della vita e la produttività del lavoro, mentre traslascia di considerare l'azione sindacale poiché « la forza contrattuale delle organizzazioni sindacali dipende dalle condizioni del mercato del lavoro » ed applica tale modello sia su dati annuali che trimestrali.

La produttività del lavoro non assume il significato di indice della pressione della domanda nel mercato del lavoro ma, essendo calcolata come produzione per ore di lavoro, « entra nel modello come misura della "capacità a pagare" delle imprese, cioè della capacità di sostenere un determinato aumento di salari ».

<sup>5</sup> Sembra alquanto fondata la critica complessiva di Modigliani e Tarantelli [1976, p. 167].

Come si vedrà meglio nel seguito, i risultati della presente ricerca non concordano con alcune assunzioni fatte da Dell'Aringa per la verifica empirica del proprio modello. Una delle conclusioni di rilievo a cui egli giunge, tuttavia, riguarda la scarsa incidenza delle variazioni della produttività sulle variazioni salariali, mentre « le variazioni del costo della vita, il saggio di disoccupazione e le variazioni dell'occupazione per unità di offerta di lavoro sono le variabili che meglio spiegano la dinamica salariale » nel periodo 1959-1967.

Infine vanno ricordati gli studi di Tarantelli [1974, 1978] e di Modigliani e Tarantelli [1975, 1976]. Rispetto a quanto già affermato nel paragrafo precedente sul come avviene la specificazione della variabile dell'azione sindacale e la sua utilizzazione, deve essere sottolineata l'aggiunta di un altro elemento di modificazione delle variabili introdotte nel modello rispetto alla tradizionale curva di Phillips, cioè la misura del tasso di disoccupazione descritta in termini di « unità d'efficienza » [Modigliani e Tarantelli, 1975]. La terza variabile esplicativa, infine, è la variazione dei prezzi (al consumo).

Nel presente studio si è cercato di tenere in debita considerazione i risultati delle ricerche precedenti, ma si è preferito ugualmente utilizzare come variabile dipendente le variazioni del costo del lavoro invece delle variazioni salariali.

Nella vasta letteratura sulla curva di Phillips si è anche discusso se dovesse essere utilizzato il tasso di variazione dei salari contrattuali o il tasso di variazione dei salari effettivi. A favore dei primi sono in generale i ricercatori americani, in quanto negli USA non vi è forte divergenza tra i due valori a causa, come sostiene Roccas [1971], della forte decentralizzazione delle contrattazioni. Invece la distinzione è di rilievo per la Gran Bretagna e per gli altri paesi europei. Le motivazioni che vengono date all'utilizzazione dei tassi di variazione dei salari monetari non sono solo attinenti alla scelta delle serie storiche per le verifiche empiriche dei modelli. Per tutte, valgano le affermazioni fatte dal Lipsey [1962] fondate sulla considerazione del successo ottenuto nella verifica empirica della relazione tra tassi di variazione dei salari contrattuali e disoccupazione, sulla costruzione fattavi sopra di una teoria la quale ha dimostrato di resistere rispetto a tutta una serie di verifiche successive, e sulla constatazione che, nel lungo periodo, i salari contrattuali e quelli effettivi si muovono in modo strettamente analogo, cosicché una teoria che spieghi una variabile non può, alla lunga, non spiegare anche l'altra. L'utilizzazione, tuttavia, della curva di Phillips in modelli del mercato del lavoro o come parte di una teoria dell'inflazione dove esista il problema della formazione

del livello dei prezzi non può escludere il riferimento ad una variabile che descriva il costo del lavoro<sup>6</sup> piuttosto che, in modo più semplice, i salari contrattuali. L'esclusione, nelle ricerche già svolte in Italia sulla curva di Phillips, degli oneri sociali, ad esempio, sembra motivata più dall'analogia esclusione operata negli studi effettuati in Gran Bretagna o negli USA, dove però l'incidenza di tali oneri non raggiunge i livelli percentuali italiani rispetto al costo complessivo del lavoro<sup>7</sup> e da difficoltà di reperire adeguate serie storiche piuttosto che da motivi di natura teorica.

Come si vedrà nel seguito, il particolare tipo di approccio metodologico qui utilizzato sdrainmatizza la scelta delle variabili esplicative. E' possibile procedere ad una prima selezione di variabili per poi costruire « sperimentalmente » il modello interpretativo, verificando se le variabili inserite nel modello riescono o meno a « spiegare » la variabilità complessiva del costo del lavoro. Non vi è quindi la necessità di un modello econometrico ipotizzato « a priori » sul quale procedere a stime parametriche.

Il particolare modello interpretativo risulterà dall'analisi statistica effettuata sulle serie storiche invece di costituire il punto di partenza da sottoporre a verifica. La complessità della metodologia ha, per contro, suggerito di limitare inizialmente l'analisi all'utilizzo di due variabili esplicative che sono state individuate nel tasso di disoccupazione e nell'indice del costo della vita calcolato per la determinazione dei punti della scala mobile.

Il tasso di disoccupazione è stato prescelto in quanto è la componente che sembra fuori discussione nei più recenti modelli econometrici. Nonostante le forti riserve sull'attendibilità della serie statistica qui utilizzata con riguardo all'entità della disoccupazione che essa esprime, tuttavia si è

<sup>6</sup> Per costo del lavoro, come si vedrà al par. 6.4, vengono presi in considerazione, oltre al salario contrattuale, la tredicesima mensilità, il pagamento delle ferie, i guadagni di cottimo, premi speciali e gratifiche, indennità varie e gli oneri sociali.

<sup>7</sup> Le statistiche della CEE sono eloquenti a tal proposito [Eurostat, 1975]. Fatto 100 il costo complessivo del lavoro si può eseguire il seguente confronto:

		<i>salario diretto</i>	<i>costo diretto</i>	<i>costo indiretto</i>
Italia	(1972)	52.27	70.07	29.93
Regno Unito	(1973)	81.66	90.23	9.77

costo diretto = salario diretto + premi e gratifiche + ferie e festività ed altre giornate retribuite non lavorate + indennità licenziamento + prestazioni in natura.

costo indiretto = oneri previdenziali + assegni familiari + altri oneri (trasporto, istruzione professionale ecc.).

ritenuta valida per esprimere la tendenza dei movimenti di accrescimento o diminuzione del fenomeno. Pur considerando fondate le osservazioni di Modigliani e Tarantelli [1975] che trattano il tasso di variazione in termini di unità di efficienza, si è preferito utilizzare direttamente il tasso di disoccupazione, per avere direttamente su questa serie una verifica del modello, evitando il più possibile manipolazioni sulle serie originarie, fornite dagli istituti di rilevazione, attraverso procedure di stima.

L'indice della scala mobile, invece, è stato preferito all'usuale indice del costo della vita per evitare di procedere a discutibili tecniche di raccordo tra serie con base di riferimento diversa. Questa scelta permette di utilizzare una variabile la cui influenza sulle variazioni del costo del lavoro è fuori discussione e rende più chiara l'interpretazione di eventuali componenti residuali del costo del lavoro.

Infine, va anche fatta una precisazione di natura non solo terminologica. Mentre nei modelli econometrici ci si riferisce alle componenti del modello indicandole come « variabili », nel caso di un modello dinamico la teoria dei sistemi utilizza per le componenti del modello termini quali « ingresso » e « uscita » dal sistema. In ogni caso, le serie temporali analizzate vengono interpretate come « realizzazioni » di sequenze stocastiche di variabili.

#### 6.4. *Descrizione delle serie storiche sperimentali*

##### 6.4.1. *Il costo del lavoro*

La serie storica del costo del lavoro (CDL) è rappresentata dal costo medio trimestrale del lavoro nel settore industriale ed è costruita facendo riferimento ad un'indagine pubblicata mensilmente in *Rassegna di Statistiche del Lavoro*.

I risultati di queste rilevazioni sono frutto di calcoli condotti sulla base delle disposizioni contrattuali e legislative vigenti, e meritano, per una migliore valutazione, alcuni chiarimenti<sup>8</sup>.

Secondo la classificazione generalmente adottata, il costo del lavoro è stato distinto in:

- a. retribuzione diretta (paga base, indennità di contingenza);
- b. retribuzione indiretta (festività, ferie, gratifiche . . .);
- c. oneri sociali (contributi previdenziali a favore di INAM, INA1L, INPS).

<sup>8</sup> *Rassegna di Statistiche del Lavoro*, 1952, 4, p. 381; 5, p. 529.



Nel computo della voce retribuzione diretta si è tenuto conto per gli operai, fino al 1952, di un guadagno medio giornaliero rilevato, nel 1938, dall'allora Confederazione degli industriali seguendo un procedimento analogo a quello adottato dal Ministero del lavoro per la determinazione del guadagno medio orario.

A questo dato è applicato un coefficiente di rivalutazione calcolato in base alle variazioni dell'indice dei salari contrattuali degli operai nell'industria elaborato dall'Istituto Centrale di Statistica. Dal 1952 in poi, il salario medio giornaliero per un operaio viene invece misurato secondo degli strumenti più adeguati evitando soprattutto di applicare ad un guadagno effettivo dei numeri indici, riferentisi a dei salari contrattuali.

Le modalità di calcolo seguite in questa nuova elaborazione sono piuttosto lunghe e laboriose da ricordare, e sono comunque ampiamente descritte in *Rassegna di Statistiche del Lavoro*.

Lo stipendio medio mensile per un impiegato è determinato applicando allo stipendio medio effettivo rilevato nel 1938 il coefficiente di aumento per gli stipendi contrattuali, calcolato sulla base delle variazioni dell'indice degli stipendi contrattuali, esclusi gli assegni famigliari, per il complesso degli uomini e delle donne.

Le retribuzioni dirette pubblicate in questa indagine sono giornaliere e mensili in conformità a quanto stabilito dai contratti collettivi nazionali di lavoro.

La retribuzione indiretta è costituita per gli operai dai ratei giornalieri della gratifica natalizia, e dai ratei di retribuzione per ferie e festività. Per esattezza, si sarebbe dovuto calcolare anche per il personale impiegatizio il rateo di retribuzione mensile per il numero di giornate festive cadenti di domenica, ma si è preferito trascurarlo data l'esiguità della cifra.

Infine, sotto la voce oneri sociali vengono considerati i contributi pagati dal datore di lavoro a favore degli enti previdenziali (INAM, INAIL, INPS, INA) sia sulla retribuzione diretta che sulla indiretta. Non sono invece inclusi alcuni elementi importanti valutabili, purtroppo, solo in base a dati di fatto quali l'indennità di licenziamento, le assenze retribuite ecc.

Poiché il costo del lavoro per il personale a retribuzione giornaliera è riferito ad una giornata lavorativa, si è assunto che in un mese vi siano 26 giorni lavorativi. Il costo medio trimestrale del lavoro nel settore industriale è stato determinato attraverso le seguenti elaborazioni:

1. determinazione, mediante medie aritmetiche semplici a tre termini, del costo del lavoro trimestrale di un operaio, e successivamente di un impiegato;

2. calcolo del costo medio trimestrale del lavoro per occupato mediante media ponderata del costo del lavoro trimestrale di un operaio e di un impiegato, adottando come pesi il numero di operai e di impiegati occupati, nel trimestre di riferimento, nel settore industriale.

L'andamento della curva del tasso di variazione del CDL (v. fig. 6.1) mette in evidenza la tendenza evolutiva del fenomeno dal 1959 al 1964, e dal 1969 ad oggi. Si tratta di due momenti importanti per la vita economica e sociale italiana: il 1959 segna infatti l'inizio della ripresa economica dopo la fase di ristagno del 1957, ed apre un periodo di notevole espansione caratterizzato da uno sviluppo dell'occupazione e da una più ampia apertura degli scambi internazionali.

L'aumento del tasso di variazione del costo del lavoro, determinato in massima parte da aumenti salariali per il rinnovo dei contratti di lavoro e da maggiorazioni della contingenza, prende vigore nel 1963, quando i livelli retributivi aumentano più della produttività e tende a stabilizzarsi solo dopo l'autunno del 1964, anno in cui si ricorre alla fiscalizzazione degli oneri sociali.

Con il 1964 si chiude per l'economia italiana la fase di alta congiuntura caratterizzata da spinte al rialzo dei prezzi e dei salari, ed ha inizio un periodo di difficili assestamenti. Il 1969 si apre invece in un clima contrassegnato da vertenze sindacali per il rinnovo dei contratti e da sensibili aumenti delle retribuzioni minime contrattuali: l'eccezionalità degli aumenti salariali è dovuta all'operare congiunto di numerosi fattori tra i quali l'elevata concentrazione dei rinnovi contrattuali, l'accresciuta forza dei sindacati e l'asprezza delle controversie di lavoro.

In tutto il quinquennio 70-75, l'aumento più rilevante del costo del lavoro si verifica nel primo trimestre del 1975 a causa dello scarso aumento della produttività per addetto oltre che per l'intensificarsi dei conflitti di lavoro, anche se già nel corso dell'anno precedente lo sviluppo delle retribuzioni di fatto, che mai si è distaccato in modo rilevante dalle retribuzioni minime contrattuali, e le modifiche intervenute nelle aliquote dei contributi sociali per l'applicazione delle norme DL 24-3-74 n. 30, DL 8-7-74 n. 264, ne avevano causato un eccezionale aumento.

Infine negli anni che vanno dal 1965 al 1969 la curva del tasso di variazione costo del lavoro ha un andamento tendenzialmente costante: in questo periodo infatti i salari ed i prezzi continuano ad aumentare, ma in misura rallentata e si riesce a stabilizzare il costo del lavoro per la limitata entità di contratti soggetti a rinnovo, per il contenuto rialzo del costo della vita e non ultimo per la fiscalizzazione degli oneri sociali.

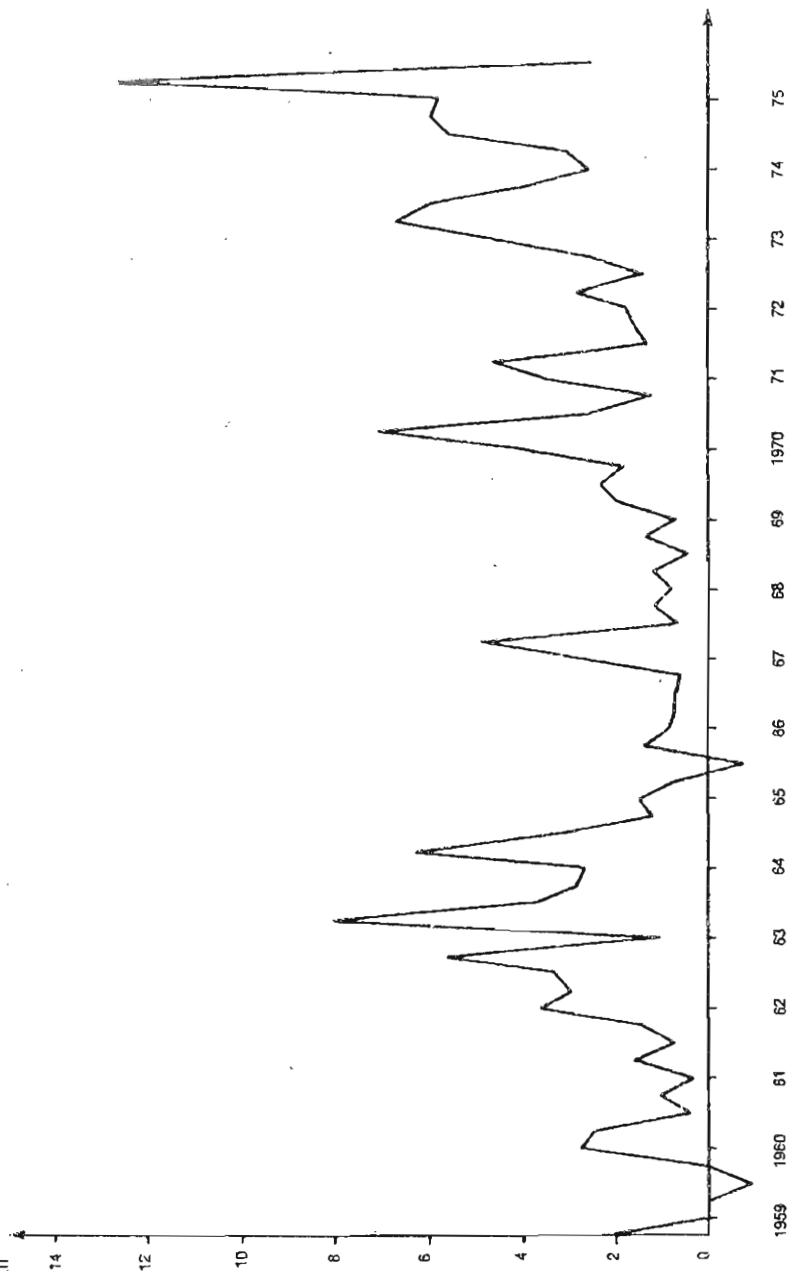


Fig. 6.1 - Tasso di variazione del costo del lavoro.

#### 6.4.2. Il livello dei prezzi

Il secondo ingresso del modello dinamico è il tasso di variazione dei prezzi calcolato in base alla serie storica dei numeri indici, arrotondati, del costo della vita valevoli ai fini dell'applicazione della scala mobile nel settore dell'industria, commercio, agricoltura e credito (base maggio-giugno 1956 = 100).

I numeri indici, calcolati in conformità all'accordo del 15-1-1957, per la scala mobile delle retribuzioni e pubblicati dall'ISTAT nel *Bollettino mensile di statistica* relativamente ai periodi novembre-gennaio, febbraio-aprile, maggio-luglio, agosto-ottobre, sono utilizzati per determinare di tre mesi in tre mesi le variazioni dell'indennità di contingenza.

Il vantaggio principale che offre questa serie storica consiste nel mantenere immutata la base di confronto dell'indice (1956 = 100) dall'ultimo trimestre del 1957 al terzo del 1975; essa costituisce dunque una rappresentazione del fenomeno più omogenea possibile. Per contro vi è l'inconveniente della rigidità del paniere di beni che rimane immutato per tutto il periodo. Tuttavia è risultato preferibile avere un'unica base di riferimento che evitasse l'artificioso ricorso ai coefficienti di raccordo suggeriti dall'ISTAT.

Dall'andamento della curva del tasso di variazione dei prezzi (v. fig. 6.2) si può notare che dal 1959 al 1961 l'economia italiana ha attraversato un periodo di rapida espansione e di stabilità dei prezzi. Questi ultimi cominciano ad aumentare solo nei primi mesi del 1962 per effetto di fattori, per così dire, istituzionali, come l'aumento dei fitti, e puramente casuali come la diminuzione della produzione orticola provocata dal maltempo.

La spinta al rialzo dei prezzi si accentua nel corso del 1963 quando lo sviluppo economico è accompagnato da pressioni inflazionistiche di diversa entità e natura: tuttavia la tendenza ad aumentare si fa meno forte nel 1965 quando gli aumenti delle retribuzioni provocano non tanto aumenti dei prezzi quanto riduzioni dell'occupazione e si nota nel 1966-1967, assieme ad alcuni deboli segni di ripresa economica, una stabilizzazione dei prezzi favorita dal fatto che lo sviluppo dell'economia nazionale è proseguito per il secondo anno consecutivo ad un tasso sufficientemente elevato. La spinta al rialzo dei prezzi, acceleratasi nel corso del 1969, prosegue ad un ritmo ancora più elevato per tutto il quinquennio 1970-1975, e costituisce il sintomo più evidente delle tensioni esistenti nel nostro sistema economico.

Le cause della tendenza ascendente del fenomeno sono da ricercarsi tra l'altro nel rialzo dei consumi derivante dagli elevati aumenti retribu-

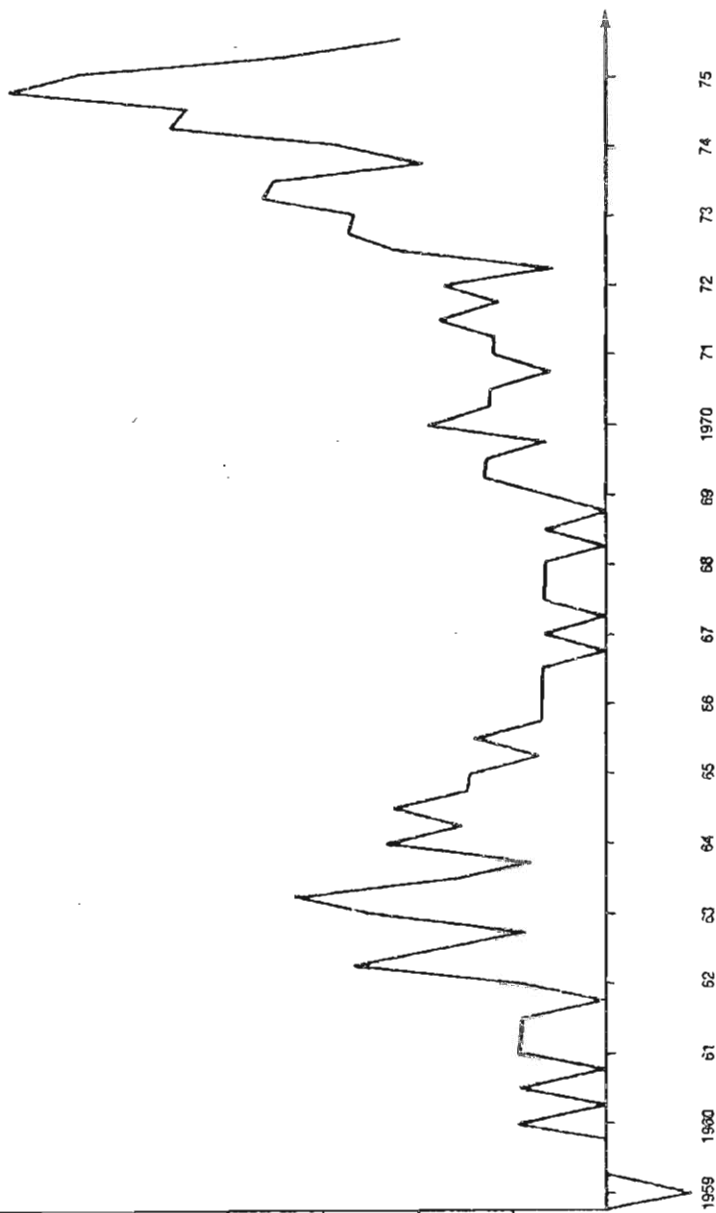


Fig. 6.2 - Tasso di variazione dei prezzi.

tivi, nell'aumento del CDL nel triennio 1970-72, aumento che le imprese trasferiscono sui prezzi solo nel 1973 in seguito alla ripresa della domanda unitamente al regime di cambi flessibili, e nella dipendenza della nostra economia dall'estero per gli approvvigionamenti industriali ed alimentari.

L'ascesa dei prezzi presenta infine già nei primi mesi del 1975 un lieve rallentamento per l'arresto delle tariffe pubbliche, e la decelerazione dei rincari delle derrate alimentari anche se nuove spinte inflazionistiche provengono dal settore industriale.

#### 6.4.3. *Il tasso di disoccupazione*

La serie storica del tasso di disoccupazione è calcolata in base alla disoccupazione extra-agricola. In seguito a definizioni, stabilite in sede internazionale, le forze di lavoro comprendono:

- a. gli occupati, cioè tutte le persone in possesso di una occupazione (in proprio, alle dipendenze, in qualità di coadiuvanti . . .) che alla data di riferimento sono presenti al lavoro o assenti per cause contingenti (ferie, malattie, cattivo tempo, conflitti di lavoro), i minori in età 10-14 anni, purché in possesso di una stabile occupazione, e le persone che temporaneamente si trovano all'estero per motivi di lavoro;
- b. i disoccupati: cioè tutte le persone in età non inferiore a 14 anni che alla data di riferimento hanno perduto l'occupazione o che eventualmente svolgono un'attività lavorativa occasionale e si trovano alla ricerca di una nuova occupazione;
- c. le persone in cerca di prima occupazione: cioè le persone in età non inferiore a 14 anni che alla data di riferimento sono in cerca della prima occupazione, pur svolgendo eventualmente un'attività occasionale.

Le rilevazioni della forza di lavoro in Italia sono effettuate dall'Istituto Centrale di Statistica trimestralmente con la tecnica del campione<sup>9</sup>, ed i dati sono pubblicati con riferimento a due gruppi di settori di attività:

1. agricoltura;
2. industria (estrattiva, manifatturiera, costruzione ed installazione impianti, produzione e distribuzione del gas, distribuzione di acqua).

Il tasso di disoccupazione extra-agricolo, riferito cioè alla sola industria, è misurato mettendo a rapporto il numero dei lavoratori occupati e delle persone in cerca di primo impiego con la forza di lavoro.

<sup>9</sup> ISTAT, *Metodi e Norme*, Serie A, n. 3, marzo 1958.

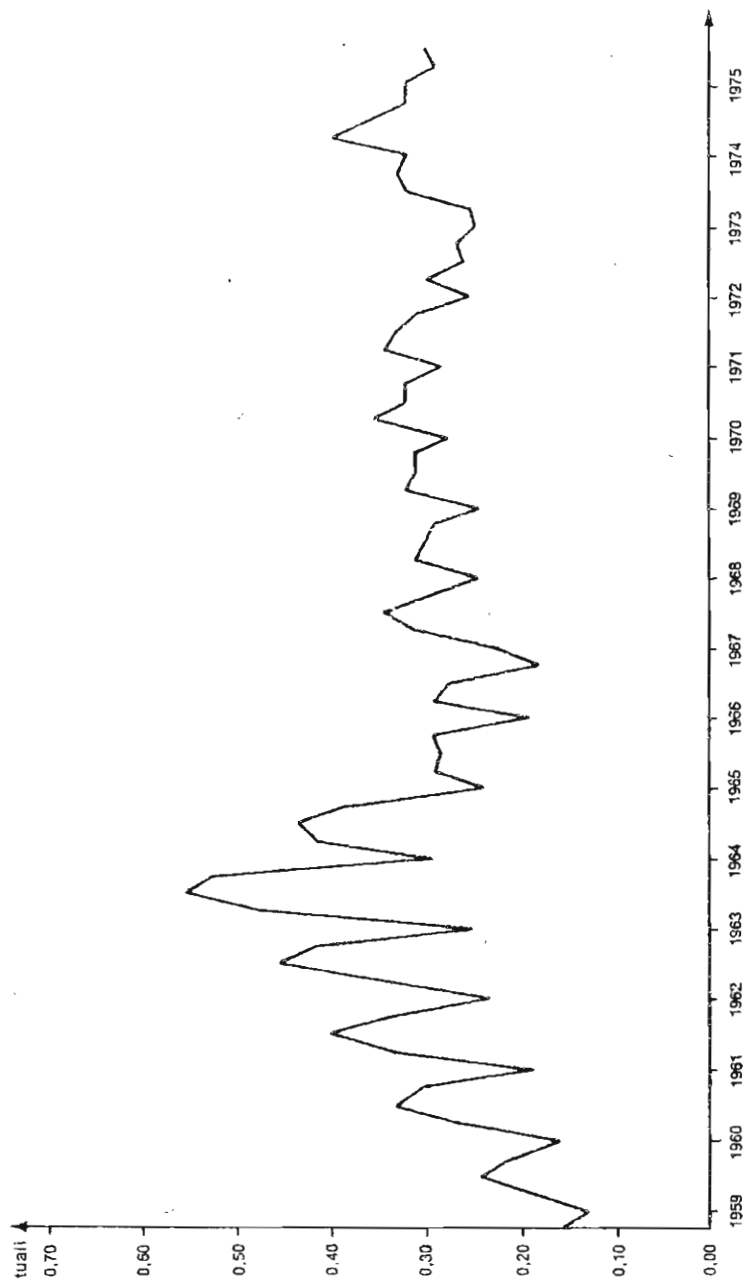


Fig. 6.3 -Tasso di disoccupazione ( $u^{-1}$ ). Valori non stagionalizzati.

Dalla rappresentazione grafica del tasso di disoccupazione, o meglio del suo reciproco (v. fig. 6.3) si ha modo di osservare come l'andamento della curva rifletta fedelmente le vicende caratterizzanti il mercato del lavoro in Italia.

Il tratto iniziale (1959-1963) corrisponde a quel periodo di eccezionale sviluppo dell'occupazione che inizia con il 1959, dopo la depressione mondiale degli anni 50, e che raggiunge il suo valore culminante nel 1963, anno in cui si ritiene che l'economia abbia raggiunto pressoché il pieno impiego.

Negli anni seguenti, particolarmente nel 1965, si riscontra una tendenza alla diminuzione dell'occupazione, provocata in parte dalle spinte esercitate dagli aumenti retributivi, e solo dopo il secondo trimestre del 1968 si ha qualche debole segno di risveglio della domanda di lavoro.

Nel 1970 l'occupazione interrompe la tendenza alla diminuzione, prevalente nel precedente periodo, segnando un lieve aumento anche se, è importante ricordarlo, questo aumento è collegato all'evoluzione della produttività oraria e alle modifiche degli orari medi mensili di lavoro per addetto. Su di essi hanno influito sia l'applicazione di nuovi contratti di lavoro che prevedevano riduzioni degli orari base settimanali e limitazioni all'effettuazione di ore di lavoro straordinario, sia lo sviluppo contenuto delle produzioni.

Il tasso di disoccupazione tuttavia rimane sensibilmente al di sopra del valore minimo toccato nel 1963 dal quale, è opportuno sottolineare, differisce per il miglioramento qualitativo nella composizione dei non occupati (abbassamento del livello della disoccupazione strutturale conseguito attraverso il progressivo assorbimento di individui senza esperienza professionale nel settore industriale, migliore qualificazione dei giovani).

Nel 1973 ed in particolare nella seconda metà dell'anno, passati i motivi di incertezza legati al rinnovo dei contratti di lavoro, l'occupazione segna un ulteriore aumento per effetto dell'andamento favorevole della produzione. Per quanto riguarda la composizione per sesso degli occupati, ad una relativa stazionarietà del numero di lavoratori di sesso maschile si contrappone un aumento di manodopera femminile, drasticamente ridotta nel settore industriale durante il 1972.

In questi ultimi anni, infine, grazie alla politica di sostegno del livello di occupazione industriale, si è potuta mantenere l'occupazione pressoché stazionaria anche se con un forte aumento della sottoccupazione e della quota di disoccupati che da più tempo sono alla ricerca di un'occupazione; in particolare però la gravità della recessione attraverso la quale sta passando l'Italia ha avuto importanti riflessi per i giovani senza pre-



cedenti esperienze di lavoro ai quali risulta precluso l'ingresso nel mercato del lavoro.

### 6.5. La ricerca del modello interpretativo

Un'illustrazione dettagliata della metodologia e dei risultati ottenuti dall'utilizzazione di un approccio dinamico per la costruzione del modello interpretativo è riportata in altra sede [Procidano e Sartore, 1979 b]. Qui se ne darà una necessaria sintesi, prescindendo il più ampiamente possibile dalla formalizzazione matematico-statistica.

In termini molto generali, il modello dinamico lineare invariante nel tempo che descrive un sistema avente per ingressi il tasso di variazione dei prezzi  $\dot{p}_t$  e il tasso di disoccupazione  $u_t^{-1}$  e per uscita il tasso di variazione del costo del lavoro  $\dot{w}_t$ , rappresentabile come segue:

$$(2) \quad \dot{w}_t = \sum_{k=0}^{\infty} b_{1k} \dot{p}_{t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} b_{2k} u_t^{-1} + \varepsilon_t$$

dove  $b_{1k}$  e  $b_{2k}$  sono i pesi derivanti dalle funzioni di risposta impulsiva del sistema ed  $\varepsilon_t$  è una sequenza stocastica puramente casuale (*white noise*). Se le stime dei pesi  $b_{1k}$  e  $b_{2k}$  tendono rapidamente a zero all'aumentare dei valori di  $k$ , il modello (2) può essere riscritto nei seguenti termini:

$$(3) \quad \dot{w}_t = \sum_{k=0}^M \hat{b}_{1k} p_{t-k} + \sum_{k=0}^N \hat{b}_{2k} u_t^{-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

dove  $M$  ed  $N$  sono punti di troncamento che non inducono sui residui  $\hat{\varepsilon}_t$  delle componenti deterministiche o stocastiche tali da abbandonare l'ipotesi che essi siano determinazioni di una sequenza stocastica puramente casuale.

Indicando con  $b_1$  e  $b_2$  i fattori amplificazione allo stato di equilibrio del sistema e supponendo che tale sistema, quali che siano i valori assunti dai processi in ingresso, rimanga costantemente allo stato di equilibrio, il modello (2) si riduce semplicemente a:

$$(4) \quad \dot{w}_t = b_1 \dot{p}_t + b_2 u_t^{-1} + \varepsilon_t$$

Il modello (4) è, fatte le opportune ipotesi sulla sequenza erratica  $\varepsilon_t$ , il classico modello di regressione lineare multipla, dove i parametri da stimare sono solamente  $b_1$  e  $b_2$ .

Il modello dinamico può quindi essere pensato come una generalizzazione del modello di regressione lineare multipla e più precisamente come una regressione lineare dinamica.

L'identificazione del modello e la stima dei valori iniziali<sup>10</sup> dei pesi  $b_{1k}$  e  $b_{2k}$  sono state ottenute attraverso le seguenti procedure: *a.* stima delle funzioni di autocorrelazione; *b.* stima delle funzioni di correlazione incrociata; *c.* stime perequate delle funzioni di coerenza quadratica, parziale e multipla nel dominio frequenziale; *d.* stima perequata delle funzioni di amplificazione (*gain*) e fase tra ingressi ed uscita del modello; *e.* rappresentazione nei diagrammi di Bode delle funzioni di amplificazione e di fase; *f.* stima analitica delle funzioni di risposta impulsiva del modello.

L'analisi dei correlogrammi per le tre diverse serie indica la stazionarietà del tasso di variazione dei prezzi  $\dot{p}_t$  e del tasso del costo del lavoro  $\dot{w}_t$ , mentre rivela la presenza di una componente stagionale nel tasso di disoccupazione  $u_t^{-1}$ . Prima di procedere, quindi, ad ulteriori elaborazioni si è provveduto alla destagionalizzazione di  $u_t^{-1}$  utilizzando le differenze finite del primo ordine tra i valori al tempo  $t$  e  $t-4$  (v. fig. 6.4).

Il computo dei correlogrammi incrociati mette in evidenza una dipendenza lineare tra  $\dot{w}_t$  e  $\dot{p}_t$  che risulta massima tra  $\dot{w}_t$  e  $\dot{p}_{t-1}$ , mentre molto meno evidente risulta la dipendenza lineare tra  $\dot{w}_t$  e  $u_{t-1}^{-1}$ . Il massimo di correlazione, in quest'ultimo caso, raggiunge appena lo 0,3 ed avviene rispetto al tasso di disoccupazione ritardato di un anno. La completa assenza di correlazione, qualsiasi sia il ritardo temporale, tra  $u_t^{-1}$  e  $\dot{p}_t$  permette una corretta applicazione della metodologia statistica, descritta in Procidano e Sartore [1979 *b*], per l'identificazione del modello.

La scarsa dipendenza lineare tra  $\dot{w}_t$  e  $u_t^{-1}$  viene confermata applicando l'analisi spettrale con la determinazione delle funzioni di coerenza quadratica, parziale e multipla<sup>11</sup>.

Quest'ultima, raffrontandola alle funzioni di coerenza parziale, dimostra che, sia nel lungo periodo che nel breve, l'andamento di  $\dot{w}_t$  è spiegato in larga parte da  $p_t$  ed in misura quasi irrilevante da  $u_t^{-1}$ .

Le stime delle funzioni di amplificazione e di fase e la loro rappresentazione con i diagrammi di Bode indicano che il sistema può essere descritto da un'equazione differenziale del secondo ordine e, più precisamente, rispetto all'ingresso del tasso di variazione dei prezzi, si ha una funzione di risposta impulsiva tipica di un sistema di secondo ordine « sottosmorzato » (*underdamped*), cioè un sistema la cui risposta ad una sollecitazione uni-

<sup>10</sup> Si parla di stime iniziali dei parametri, non essendo stata utilizzata nessuna procedura di ottimizzazione della stima del modello.

<sup>11</sup> Nel dominio delle frequenze, ogni ordinata delle funzioni di coerenza quadratica, parziale e multipla, può essere interpretata con concetti assimilabili a quelli della correlazione semplice, parziale e multipla.

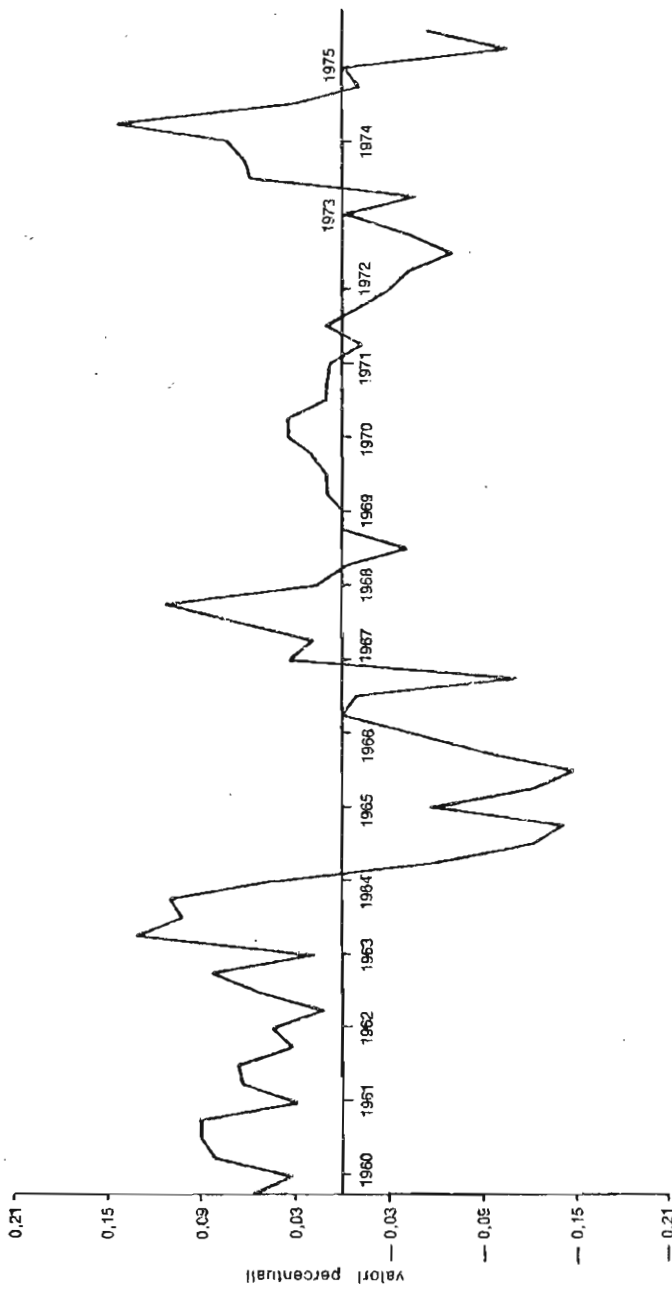


Fig. 6.4 - Tasso di disoccupazione ( $u-t$ ). Valori destagionalizzati.

taria del tasso di variazione dei prezzi è oscillante attorno al fattore di amplificazione allo stato di equilibrio del sistema.

Mentre, rispetto all'ingresso del tasso di disoccupazione, il sistema ha una funzione di risposta impulsiva che tende ad essere « sovrasmorzata » (*overdamped*), la cui risposta, cioè, ad una sollecitazione unitaria del tasso di disoccupazione rimane sempre al di sotto del fattore di amplificazione allo stato di equilibrio del sistema.

Entrambe le funzioni di risposta impulsiva tendono rapidamente a zero. I fattori di amplificazione allo stato di equilibrio del sistema risultano  $\hat{h}_1 = 1,24$  per il tasso di variazione dei prezzi e  $\hat{h}_2 = 17,76$  per il tasso di disoccupazione.

Il valore di 1,24 dà adito all'interpretazione che una variazione percentuale unitaria trimestrale del tasso di variazione dei prezzi comporti una variazione più che unitaria percentualmente nel tasso di variazione del costo del lavoro. E' necessario però sottolineare che ciò è in parte dovuto alla particolare procedura di troncamento che si è operata assumendo una funzione di amplificazione approssimata. Infatti, il fattore  $h_1$  coincide teoricamente con il valore della funzione di amplificazione  $\hat{A}_1(f)$  nel punto di frequenza  $f = 0$  e le elaborazioni eseguite forniscono un valore  $\hat{A}_1(0) = 1,07$ , molto più prossimo ad 1, pur non scendendone al di sotto. Un'altra ragione è da ricercarsi nel fatto che, come si vedrà in seguito, il modello non risulta completamente specificato, quindi parte della variabilità del costo del lavoro attribuibile ad altri possibili ingressi viene senza dubbio assorbita da  $\hat{p}_1$  e  $u_1^{-1}$ .

Infine un valore  $\hat{h}_1 > 1$  può essere giustificato dal fatto che si mettano a confronto il costo del lavoro, piuttosto che il salario, e un indice dei prezzi misurato dalla scala mobile.

La differenza tra  $\hat{h}_2 = 17,76$  e  $\hat{A}_2(0) = 7,66$  per ciò che riguarda il tasso di disoccupazione destagionalizzato dimostra che l'operazione di troncamento risulta in questo caso molto più drastica.

I valori forniti dalle funzioni di risposta impulsiva permettono di rendere esplicito il modello (3), risolvendo il problema della determinazione dei punti di troncamento  $M$  e  $N$ . Il criterio seguito non ha fatto riferimento a quelli suggeriti dalla teoria dei sistemi, ma si è preferito rendere  $M$  ed  $N$  più piccoli possibile in base ad una verifica empirica sui valori della varianza e dell'autocorrelazione dei residui.

Si è così potuto osservare che l'impiego di un elevato numero di pesi non porta a miglioramenti sensibili nella varianza dei residui. Il confronto tra varianze non è agevole per la diversa lunghezza della serie dei residui dipendente dal numero dei pesi assunti dal modello; tuttavia si è

potuto constatare che, rispetto ai diversi modelli assumibili, quello che possiede una varianza nei residui minore è il modello che utilizza i primi tre pesi delle funzioni di risposta impulsiva.

In tal modo il modello (3) risulta:

$$(5) \quad \hat{w}_t = 0,630 \hat{p}_{t-1} + 0,626 \hat{p}_{t-2} + 2,551 u_{t-1}^{-1} + 3,233 u_{t-2}^{-1}$$

ove tutte le variabili  $\hat{w}_t$ ,  $\hat{p}_t$  e  $u_t^{-1}$  devono intendersi depurate del loro valore medio.

I valori teorici ottenuti in base alla (5) sono riportati in fig. 6.5 e sembrano ben perequare la curva effettiva.

I valori residui  $\hat{\epsilon}_t$ , la cui media risulta 0,048, hanno varianza corretta 3,3106; quindi il modello scomputa il 39,67% della variabilità complessiva di  $\hat{w}_t$  che è data da 5,4876.

Il correlogramma dei residui dimostra che per ogni ritardo temporale i valori di autocorrelazione non sono significativamente diversi da zero. Fa eccezione il ritardo temporale di 12 trimestri in corrispondenza del quale il valore dell'autocorrelazione è pari a 0,301; ciò sembrerebbe indicare la presenza nei residui di una seppur minima componente ciclica di periodo triennale. Il computo della funzione di densità spettrale dei residui non conferma però la presenza di una tale componente.

Si deve concludere che i residui possono essere considerati determinazioni di una sequenza stocastica puramente casuale (*white noise*). Inoltre, in Procidano e Sartore [1979b] si fa osservare che le approssimazioni successive attraverso le quali si è pervenuti all'identificazione del modello (2) non hanno comportato riduzioni della varianza complessiva interpretabile dal modello (5) rispetto al modello originario stimato nel dominio frequenziale. Quindi il 39,67% di variabilità scomputata verrebbe elevato di ben poco in un procedimento di ottimizzazione dei parametri stimati. Per di più, trattandosi di una serie stazionaria, una percentuale di questa misura non può ritenersi insoddisfacente.

L'indizio della presenza di una componente ciclica triennale ha portato ad una analisi più dettagliata della curva dei residui. Si è così potuto notare che alcuni dei picchi in essa più evidenti erano intervallati tra loro di 3 anni, rafforzando l'idea che si potesse prendere in considerazione un nuovo ingresso rappresentante l'azione sindacale. L'ipotesi di un nuovo ingresso sembra contraddetta dal fatto che i residui si presentano come determinazioni di un *white noise* e quindi il modello (5) risulterebbe ben specificato. Non si può escludere però che esista un altro ingresso *white noise* correlato con  $\epsilon_t$  ipotizzato dal modello. In tal caso, aver trascurato questo nuovo ingresso ha come diretta conseguenza l'amplifica-



Fig. 6.5 - Tassi di variazione teorici ed effettivi del costo del lavoro.

zione della varianza dei residui e, qualora risulti correlato con gli altri ingressi del sistema, l'incertezza circa la validità dei parametri anche come valori iniziali per successive tecniche di ottimizzazione.

Questa ipotesi è stata verificata procedendo alla costruzione di una serie temporale che esprimesse compiutamente l'effetto dell'azione sindacale sul costo del lavoro.

Essa è stata individuata nella percentuale di forza lavoro che rinnova il contratto nel trimestre e viene brevemente descritta nel prossimo paragrafo. In questo va sottolineato, per concludere, che la funzione di autocorrelazione di tale serie permette effettivamente di interpretarla come realizzazione di una sequenza stocastica puramente casuale. Mentre, la funzione di correlazione incrociata con la serie dei residui dal modello mette in evidenza un valore di correlazione prossimo a 0,4 qualora la serie della percentuale di rinnovi contrattuali venga ritardata di un periodo. Tale risultato convalida anche l'ipotesi che la nuova serie costruita divenga un ulteriore ingresso per il modello dinamico del costo del lavoro.

#### 6.6. *La serie temporale dell'azione sindacale*

Si è supposto che la serie temporale dell'azione sindacale fosse rappresentata dai valori trimestrali della percentuale di forza lavoro soggetta a rinnovo contrattuale. Su base trimestrale una tal serie non era mai stata costruita finora.

La descrizione completa e dettagliata di questa serie è riportata in Procidano e Sartore [1979a] e pertanto ci si limiterà a ricordarne succintamente solo le fasi attraverso le quali si è realizzato il processo di ricostruzione:

1. rilevazione della data di decorrenza dei rinnovi contrattuali dal 1959 al 1975 per 45 categorie di industrie comprese nei seguenti rami di attività economica: *a.* industrie estrattive; *b.* industrie manifatturiere; *c.* industrie costruzione ed installazione impianti; *d.* industrie produttrici e distributtrici di energia elettrica, gas e acqua.
2. Determinazione della forza lavoro occupata per ognuna delle 45 categorie di industrie in corrispondenza di ogni rinnovo contrattuale.
3. Calcolo della percentuale di forza lavoro complessiva soggetta a rinnovo del contratto alla fine di ogni trimestre.

Per costruire la serie dell'azione sindacale si era pensato inizialmente di prendere in considerazione la data di entrata in vigore dei soli istituti

che disciplinano, nel contratto collettivo nazionale, il trattamento economico del lavoratore. L'idea è stata poi abbandonata per l'enorme quantità di tempo che si sarebbe spesa nella ricerca di queste particolari decorrenze.

Per quanto riguarda la determinazione della percentuale di forza lavoro soggetta a rinnovi contrattuali, si è tenuto conto dei dati sulla occupazione rilevati dal Ministero del lavoro e della previdenza sociale e pubblicati in *Statistiche del Lavoro*.

La rilevazione ha carattere mensile e riguarda un numero limitato di categorie industriali fino al dicembre del 1964, mentre assume carattere trimestrale con l'inizio del 1965 ed è contemporaneamente estesa a tutte le classi di industrie che rientrano nella classificazione delle attività economiche adottata dall'ISTAT già dal 1959.

Per molte categorie di industrie si dispone ufficialmente di notizie sull'occupazione solo al 1965: per gli anni precedenti i dati o mancano completamente oppure esprimono sinteticamente l'occupazione in alcune classi di industrie affini.

I criteri sulla base dei quali si è realizzato il processo di disaggregazione, o di ricostruzione, della percentuale di forza lavoro occupata, sono ampiamente discussi in Procidano e Sartore [1979 a]; basterà ricordare che a seconda delle circostanze si è fatto ricorso a rapporti di frequenza, coefficienti di ricostruzione, curve interpolatrici.

La serie dell'azione sindacale, proposta in questo lavoro, costituisce un tentativo di fornire una misura della conflittualità del sistema di relazioni industriali: la percentuale di lavoratori soggetta a rinnovo del contratto costituisce infatti il segno tangibile della forza contrattuale del sindacato e può esserne ragionevolmente considerata una misura crescente.

In particolare, come si può osservare dalla fig. 6.6, nel 1959 il sindacato indebolito dalla fase di recessione internazionale degli anni '50, riprende concretamente l'iniziativa sia nel corso delle vertenze per rinnovi contrattuali (contratto dei lavoratori metalmeccanici: IV trimestre del '63; contratto dei lavoratori tessili: I trimestre 1962), sia nella fase successiva per realizzare la corretta applicazione dei contratti stessi.

L'azione sindacale è ostacolata tuttavia dalla situazione politica e sempre più di frequente avviene che durante gli incontri tra le parti per discutere i rinnovi, si perda del tempo in modo da costringere il sindacato a fissare le decorrenze contrattuali in tempi successivi alla data di scadenza dei contratti.

Gli anni 1964 e 1965 sono caratterizzati da forti tensioni nel campo della contrattazione nazionale: da un lato l'attività sindacale non risulta particolarmente incisiva per l'indebolimento dell'unità di azione a livello



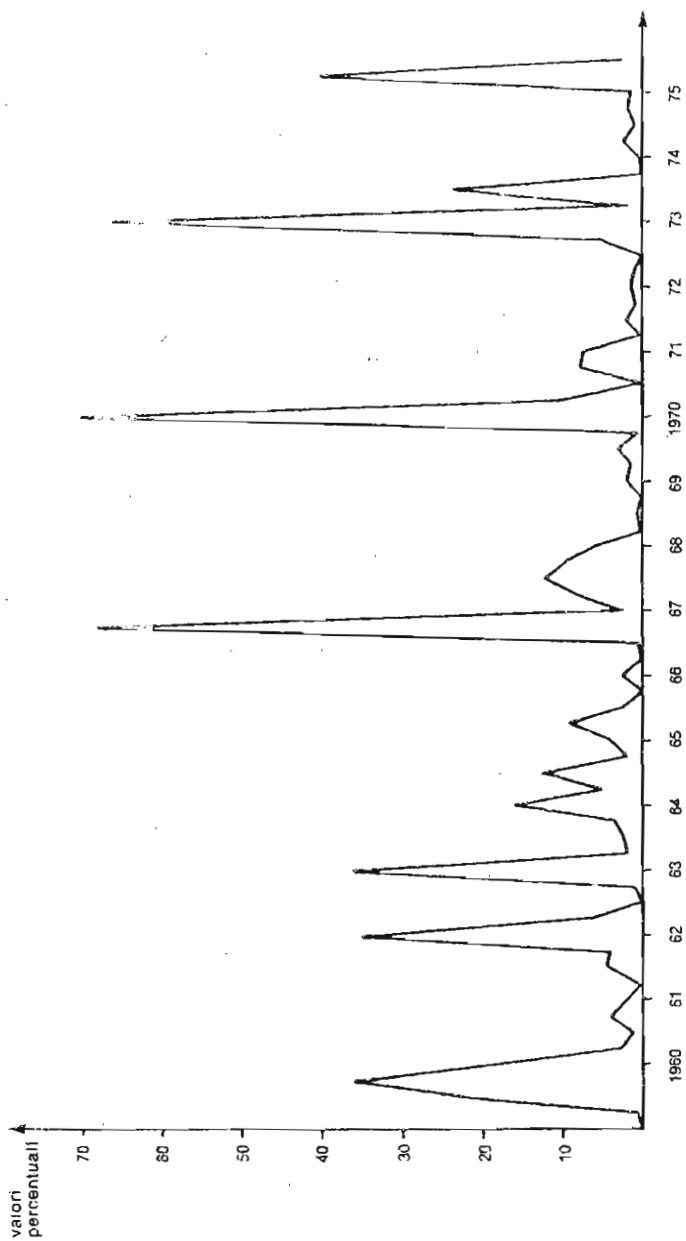


Fig. 6.6 - Percentuale di forza lavoro che rinnova il contratto nel settore industriale.

confederale, dall'altro vi è una situazione congiunturale sfavorevole, che viene sfruttata dalle associazioni padronali per ottenere una riduzione della capacità di iniziativa del sindacato.

E' in questo periodo che al movimento sindacale appare chiaro che occorre sia cambiare metodi e comportamenti nelle trattative al fine di far rispettare le scadenze contrattuali, sia proporre delle piattaforme rivendicative con un numero preciso e limitato di richieste per evitare che si ripeta l'esperienza del 1966, quando non solo non si riuscirono a concludere le trattative in tempo per rispettare le scadenze contrattuali, ma anche i risultati conseguiti, sia sul piano salariale che su quello normativo, furono limitati rispetto alle richieste avanzate.

Nel 1968 non vi sono scadenze contrattuali rilevanti e l'attività sindacale si articola prevalentemente a livello aziendale, a differenza dell'anno seguente in cui scadono i contratti di alcune tra le più importanti categorie industriali (metalmecchanici, chimici, tessili). Per la prima volta le piattaforme rivendicative sono il risultato di una grossa consultazione di massa e sono elaborate congiuntamente dalle categorie aderenti a CGIL CISL UIL: incomincia a maturare in questi anni il processo di unificazione sindacale che ha come obiettivo non tanto l'unità di azione, che già in passato si era più volte realizzata, quanto la costituzione di un unico sindacato.

E' indubbio che il sindacato esca rafforzato dall'"autunno caldo": è sufficiente infatti osservare che il rinnovo contrattuale del 1970 interessa circa il 67% dei lavoratori e che le trattative consentono di raggiungere le richieste avanzate nella piattaforma rivendicativa.

Ad una limitata azione sindacale nel corso del 1971 si contrappone infine un'intensa attività nel 1972 ed ancor più nel 1973.

E' da rilevare che i timori connessi con questi rinnovi contrattuali, ai quali è interessato il 60% dei lavoratori, spingono le aziende ad offrire la possibilità di concludere accordi aziendali: ma l'iniziativa ha scarso successo e lo dimostrano i rinnovi contrattuali del 1973 e del 1975 durante i quali ancora una volta, dopo il 1970, il sindacato riesce a rispettare per la maggior parte delle categorie industriali la data di scadenza.

## 6.7. Conclusioni

Dall'analisi fin qui svolta, possono essere tratte alcune considerazioni conclusive, altre solo provvisorie:

1. Anzitutto sembra incontrovertibile che esiste un legame lineare

dinamico molto debole tra il tasso di variazione del costo del lavoro e il tasso di disoccupazione.

Le conseguenze di tale risultato devono essere lette con estrema prudenza. Ci si deve chiedere infatti se il tasso di disoccupazione (al di là del metodo di rilevazione utilizzato dall'ISTAT) sia o no un indicatore valido dell'eccesso di domanda o di offerta nel mercato del lavoro. In caso affermativo l'attendibilità della teoria neo-classica che lega il saggio di variazione dei salari all'aggiustamento dinamico tra domanda e offerta nel mercato del lavoro deve essere messa in discussione anche se, ovviamente, va tenuto presente che la verifica empirica nega l'esistenza di un legame lineare dinamico e non esclude legami di altro tipo. Ed ancora, deve essere messa in discussione l'esistenza di una curva di Phillips italiana poiché non regge proprio sul piano dei dati sperimentali. Vengono in questo modo accentuate le perplessità circa l'attendibilità delle stime parametriche ottenute in altri, anche autorevoli, lavori empirici, come già si è potuto osservare al par. 6.2.

Sembra necessario, allora, richiedere non solo a coloro che negano la validità della curva di Phillips in Italia, ma anche a quelli che la sostengono, di chiarirne il perché<sup>12</sup>.

Non si può disconoscere come vengano, in questa ipotesi, rafforzate le affermazioni che le leggi del mercato del lavoro operino nel contesto italiano in maniera distorta; ciò perché «... le sacche di disoccupazione strutturale e la proliferazione delle forme di sottoccupazione cronica non incidono più sostanzialmente sulla dinamica dei salari dei lavoratori stabilmente occupati nella grande e nella media impresa. Esse non riescono più a determinare un abbassamento del salario nominale medio; e non riescono nemmeno più a frenare la sua crescita... Nello stesso tempo *la dinamica* del salario unitario tende a seguire, *indipendentemente* dalle fluttuazioni cicliche della disoccupazione complessiva, anche nei periodi di crisi economica, una sua evoluzione relativamente autonoma, nel breve termine... »<sup>13</sup>.

Tutto ciò non esclude un legame tra costo del lavoro e struttura del mercato del lavoro, cioè le modificazioni che in esso intervengono a seguito dei processi economici direttamente influenzati dalla dinamica del costo del lavoro, come ad esempio il processo inflazionistico.

Per contro, non può essere esclusa l'ipotesi che il tasso di disoccupazione non sia un indicatore valido dell'eccesso di domanda o di offerta nel mercato del lavoro ed allora, in base ai risultati sperimentali, acquisite-

<sup>12</sup> Cfr. Tarantelli [1978, p. 53].

<sup>13</sup> Cfr. Trentin [1977, p. XX].

rebbero forza le argomentazioni fondate sul concetto di « forza lavoro secondaria » [Simler e Tella, 1968] o sulla segmentazione del mercato del lavoro a seconda della maggiore o minore qualifica [Behman, 1968] ecc.

2. Il processo che più influisce sul costo del lavoro è il tasso di variazione dei prezzi determinato attraverso l'indice della scala mobile; da solo determina circa il 40% della variabilità complessiva. Si è già detto che per quanto riguarda il modello qui identificato, essendo il tasso di variazione del costo del lavoro una sequenza stocastica stazionaria, una percentuale di questa misura si ritiene soddisfacente.

3. I residui ottenuti dal modello possono essere assunti come determinazioni di una sequenza stocastica puramente casuale (*white noise*) e si è ipotizzata l'esistenza di una nuova sequenza puramente casuale legata linearmente alla prima. Questa nuova sequenza viene individuata nella percentuale di forza lavoro che rinnova il contratto nel trimestre ed è utilizzata come indicatore dell'azione sindacale. Utilizzando tale sequenza come nuovo ingresso del modello dinamico lineare, la variabilità complessiva spiegata del tasso di variazione del costo del lavoro va sicuramente oltre il 50%.

4. I risultati empirici hanno effettivamente confermato che le percentuali di forza lavoro che rinnova il contratto nel trimestre possono essere assunte come determinazioni di una sequenza stocastica puramente casuale. Una delle conseguenze più evidenti di ciò è l'impossibilità di effettuare una qualsiasi previsione della percentuale di forza lavoro che rinnoverà il contratto per i trimestri futuri, qualora, ovviamente, si voglia fondare tale previsione esclusivamente in base alle informazioni desunte dalla storia passata della sequenza. Questo risultato è meno incredibile di quanto possa sembrare in un primo momento se si pensa che le categorie industriali sono andate alle scadenze contrattuali variando, nell'arco di tempo considerato, la durata dei contratti (anche se è andata via via crescendo la tendenza all'aggregazione di categorie affini in un unico contratto e all'adozione di una durata triennale), talvolta ottenendo in via anticipata il rinnovo, altre volte rinviandolo rispetto alla scadenza. Diventa intuitivo che quanto più breve è l'unità temporale di riferimento, tanto meno è prevedibile se in quell'unità di tempo alcuni contratti scaduti o che stanno per scadere verranno rinnovati. Così può risultare imprevedibile trimestre per trimestre ciò che invece è prevedibile (o meno imprevedibile) anno per anno.

5. La percentuale di variabilità residuale rispetto ad un modello stocastico che abbia come sequenze in ingresso il tasso di variazione dei

prezzi e l'azione sindacale difficilmente potrà scendere sotto il livello del 40-45%. Al di là dell'accettabilità di una tale percentuale, rimane il fatto che una parte consistente delle variazioni del costo del lavoro non trova spiegazione. Ciò concorda con le conclusioni di diverse ricerche effettuate in differenti paesi europei sulle determinanti dei salari<sup>14</sup>. La difficoltà di arrivare ad un modello che riduca ulteriormente la parte di variabilità non spiegata non è tanto nell'individuazione o nella scelta di nuove sequenze che possano essere utilizzate come ingressi, quanto dalla struttura dei residui derivanti dal modello ipotizzato. Poiché tale struttura sarà quella di una sequenza stocastica puramente casuale, difficilmente si riuscirà a trovare nuovi ingressi che potranno risultare ad essa correlati.

### Bibliografia

- Behman S. [1968], « Wage Determination Process in U.S. Manufacturing », *Quarterly Journal of Economics*, febbraio.
- Dell'Aringa C. [1969], *Occupazione salariale e prezzi: Un'analisi empirica per l'industria italiana, 1953-1967*, Giuffrè, Milano.
- Dicks - Mireaux L.A. e Dow C.R. [1959], « The Determinants of Wage Inflation: United Kingdom, 1946-1956 », in *Journal of the Royal Statistical Society*.
- Eurostat [1975], *Statistiche sociali (1972-75)*, vol. 6, Lussemburgo.
- Hines A.G. [1964], « Trade Unions and Wage Inflation in the United Kingdom, 1893-1961 », in *Review of Economic Studies*, ottobre.
- Kaldor N. [1959] « Economic Growth and the Problem of Inflation », in *Economica*.
- Kuh E., [1967], « A. Productivity Theory of Wage Levels — an Alternative to the Phillips Curve », in *Review of Economic Studies*, ottobre.
- Lipsey R.G. [1960]. « The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in U.K., 1862-1957: a Further Analysis », in *Economica*, febbraio.
- Lipsey R.G. [1962], « Can There Be a Valid Theory of Wages? », in *Adv. Sci.*, XIX.
- Modigliani F., Tarantelli E. [1975], *Mercato del lavoro, distribuzione del reddito e consumi privati*, Il Mulino, Bologna, capitoli 2 e 3.
- Modigliani F., Tarantelli E. [1976], « Forze di mercato, azione sindacale e curva di Phillips in Italia », in *Moneta e Credito*, giugno.
- Phelps E. [1967], « Phillips Curve, Expectation of Inflation and Optimal Unemployment over Time », in *Economica*, agosto.
- Phillips A. W. [1958], « The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom », in *Economica*, novembre.
- Procidano I., Sartore D. [1979 a], *Serie trimestrali della forza lavoro soggetta a rinnovo contrattuale nel settore industriale (1959-1976)*, pubblicazione interna del Laboratorio di Statistica, Ca' Foscari, Venezia.

<sup>14</sup> Cfr. Roccas [1971, p. 6].

- cidano J., Sartore D. [1979 b], « Metodologia statistica per l'identificazione di un modello dinamico: il caso della curva di Phillips italiana », in *Ricerche Economiche*, 1, Venezia.
- Lucas M. [1971], *Gli studi sulla funzione del salario nell'industria in Gran Bretagna e Stati Uniti*, in *Rassegna dei lavori dell'Istituto*, ISCO, ottobre.
- Miller N.J., Tella A. [1968], « Labour Reserves and the Phillips Curve », in *Review of Economics and Statistics*, febbraio.
- Moschini P. [1967], « Prezzi, distribuzione e investimenti in Italia dal 1951 al 1966: uno schema interpretativo », in *Moneta e Credito*, settembre.
- Pantelli E. [1974], *Studi di economia del lavoro*, Giuffrè, Milano.
- Pantelli E. [1978], *Il ruolo economico del sindacato (Il caso italiano)*, Laterza, Bari.
- Piantin B. [1977], *Da sfruttati a produttori*, De Donato, Bari.