

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La disoccupazione in Italia: un'analisi con
il modello econometrico della Banca d'Italia**

di Giorgio Bodo e Ignazio Visco



Numero 91 - Luglio 1987

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La disoccupazione in Italia: un'analisi con
il modello econometrico della Banca d'Italia**

di Giorgio Bodo e Ignazio Visco

Numero 91 - Luglio 1987

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

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

COMITATO DI REDAZIONE: *IGNAZIO ANGELONI, FRANCO COTULA, IGNAZIO VISCO, STEFANO VONA;
MARIA ANTONIETTA ORIO (segretaria).*

SOMMARIO

Il lavoro utilizza la struttura del modello trimestrale della Banca d'Italia per fornire alcune valutazioni quantitative delle determinanti della crescita della disoccupazione in Italia negli anni '80. Oltre a mettere in luce il ruolo dei fattori demografici, le simulazioni evidenziano gli effetti negativi sulla domanda di lavoro esercitati dalla considerevole riduzione del tasso di crescita della domanda mondiale occorsa nel periodo e il contributo di altri fattori quali la spesa per consumi della P.A. e le componenti esogene del costo del lavoro. Si presentano anche alcune verifiche, con risultati negativi, dell'ipotesi di isteresi o persistenza del tasso di disoccupazione sugli ultimi livelli raggiunti.

INDICE

1. Introduzione	pag.	5
2. Evoluzione della domanda e dell'offerta di lavoro (1970-1986)	"	7
3. Tasso "naturale" di disoccupazione e isteresi	"	13
4. Analisi dell'importanza relativa dell'offerta di lavoro, della domanda aggregata e del costo del lavoro nella determinazione della disoccupazione	"	20
4.1 Il modello utilizzato e le simulazioni controfattuali	"	21
4.2 I risultati delle simulazioni	"	26
5. Valutazione dei risultati e conclusioni	"	48
Note	"	53
Appendice A. Modifiche alla struttura del modello ...	"	55
Appendice B. Disoccupazione "naturale" e "isteresi" in un modello macroeconomico	"	65
Appendice C. Calcolo del tasso "naturale" di disoccupazione nel modello econometrico	"	71
Appendice D. Valutazione dell'ipotesi di persistenza o isteresi	"	74
Bibliografia	"	85

1. Introduzione (*)

A partire dall'inizio degli anni '70 vi è stato in Italia un rilevante aumento della disoccupazione, accentuatosi nell'ultimo quinquennio. Questa evoluzione è comune alla maggior parte dei paesi europei e ha dato origine a un ampio dibattito sulle sue possibili determinanti. Tra queste, di volta in volta si è messo in luce un livello eccessivamente elevato dei salari reali, una carenza di domanda aggregata, la presenza di forti rigidità nel mercato del lavoro, l'influenza di fenomeni demografici. A queste linee ormai tradizionali di interpretazione si è aggiunta recentemente l'ipotesi di persistenza ("isteresi"), che afferma come il tasso di disoccupazione di "equilibrio" (o "naturale") venga ad essere influenzato dall'andamento del tasso di disoccupazione effettivo. Nel caso in cui quest'ultimo aumenti per un certo periodo di tempo per effetto di una serie di shocks avversi, ne sarebbe influenzato anche il tasso di disoccupazione di equilibrio.

Il tentativo di esaminare le diverse interpretazioni fin qui proposte è reso particolarmente difficile, oltre che dall'ampiezza e dalla rilevanza del fenomeno, dalle interconnessioni esistenti nel sistema economico che non possono essere trascurate. A titolo d'esempio, l'affermazione che salari reali troppo elevati sono la causa della disoccupazione non può essere verificata sulla base di stime di singole equazioni, ma deve, invece, tenere conto del fatto che i salari, essi stes-

(*) Una precedente versione di questo lavoro è stata presentata al Seminario sul modello trimestrale dell'economia italiana, Banca d'Italia, Roma, 30 giugno-1 luglio 1987. Sebbene il lavoro sia frutto di una ricerca comune, le sezioni 2 e 4 e le appendici A e D sono state scritte da G. Bodo, le sezioni 3 e 5 e le appendici B e C da I. Visco. Gli autori desiderano ringraziare J.C. Martinez Oliva per i commenti ricevuti e A. Borsari, M. Olivieri, G. Palmieri per l'assistenza prestata; essi restano naturalmente i soli responsabili delle opinioni espresse nel lavoro.

si una variabile endogena del sistema, influenzano la domanda di lavoro direttamente attraverso i prezzi relativi, ma anche indirettamente via il reddito disponibile e la domanda aggregata. Un'analisi approfondita di questo problema richiede l'utilizzo di un modello econometrico e non solo di singole equazioni. Il nuovo modello trimestrale della Banca d'Italia (1) è quindi uno strumento potenzialmente idoneo a compiere questa analisi, tenendo anche conto del fatto che dispone di un blocco del mercato del lavoro e di una struttura di determinazione dei salari articolata e sufficientemente differenziata tra i diversi settori. Esso è stato quindi utilizzato per verificare, nel periodo 1978-1986, gli effetti di shocks provenienti da variabili esogene al sistema quali: la domanda mondiale, la componente esogena della spesa pubblica, la popolazione, gli oneri sociali (per gli effetti che hanno sul costo del lavoro). I salari reali, a differenza di quanto fatto in studi internazionali sull'argomento, sono stati mantenuti come variabili endogene: tuttavia, si è cercato di valutare i possibili effetti di un'abolizione del sistema di scala mobile (2). Sulla base delle simulazioni effettuate è stato valutato il legame esistente ex-post tra la dinamica del salario reale e quella dell'occupazione.

Oltre a considerare gli effetti dei vari shocks sulla disoccupazione, si sono anche esaminate le conseguenze in termini di trade-off con gli altri obiettivi di stabilità dei prezzi e di vincolo estero. Data l'importanza cruciale della struttura del modello per queste analisi, si è anche proceduto a modificare alcune equazioni che presentavano delle caratteristiche non pienamente soddisfacenti. Si sono così variate le specificazioni per la determinazione dei salari nel settore manifatturiero ed in quello energetico, mentre sono state modificate in misura sostanziale le equazioni di offerta di lavoro (cfr. appendice A).

E' opportuno precisare che l'intero lavoro è centrato sul problema aggregato della disoccupazione e sono quindi necessariamente ignorati gli aspetti settoriali, che pure sono particolarmente rilevanti nel caso italiano (distinzione ma-

schi-femmine, Nord-Sud, giovani-adulti). Un esame dettagliato di questi aspetti specifici della disoccupazione italiana è compiuto da Conti e Cossutta (1986), a cui si rimanda per maggiori approfondimenti. Va inoltre rilevato che tutte le elaborazioni presentate in questo lavoro sono basate su dati della Contabilità nazionale precedenti la revisione effettuata dall'Istat nel marzo del 1987 in occasione della Relazione generale sulla situazione economica del paese.

Dopo una breve analisi dell'evoluzione della domanda e dell'offerta di lavoro dal 1970 al 1986 condotta nel paragrafo seguente, il paragrafo 3 presenta una breve sintesi delle problematiche relative al tasso di disoccupazione di "equilibrio" (o "naturale") e all'ipotesi di persistenza o "isteresi". Nel paragrafo 4 si presentano i risultati delle simulazioni condotte per il periodo 1978-1986 facendo uso dell'intero modello econometrico. Segue quindi, nel paragrafo 5, una valutazione complessiva di questi risultati, e si presentano varie conclusioni riguardo alle determinanti della crescita del tasso di disoccupazione osservata negli anni '80.

2. Evoluzione della domanda e dell'offerta di lavoro (1970-1986)

Anche l'economia italiana, come le economie dei principali paesi industrializzati, ha sperimentato nel corso degli ultimi 15 anni un forte aumento del tasso di disoccupazione. Quest'ultimo è infatti passato dal 5,4 per cento dell'inizio degli anni '70, al 7,4 del 1980, per superare, nel corso del 1986, la soglia dell'11 per cento (fig. 2.1). Considerando il tasso di disoccupazione corretto per tenere conto degli occupati corrispondenti alle ore autorizzate di Cassa Integrazione Guadagni (CIG), l'incremento dall'inizio degli anni '80 è ancora superiore, dall'8 al 13 per cento circa.

Confrontando questa dinamica con quella dei principali paesi industriali (tav. 2.1) si nota però che il tasso di disoccupazione italiano era molto più elevato all'inizio degli

ANDAMENTO DEL TASSO DI DISOCCUPAZIONE

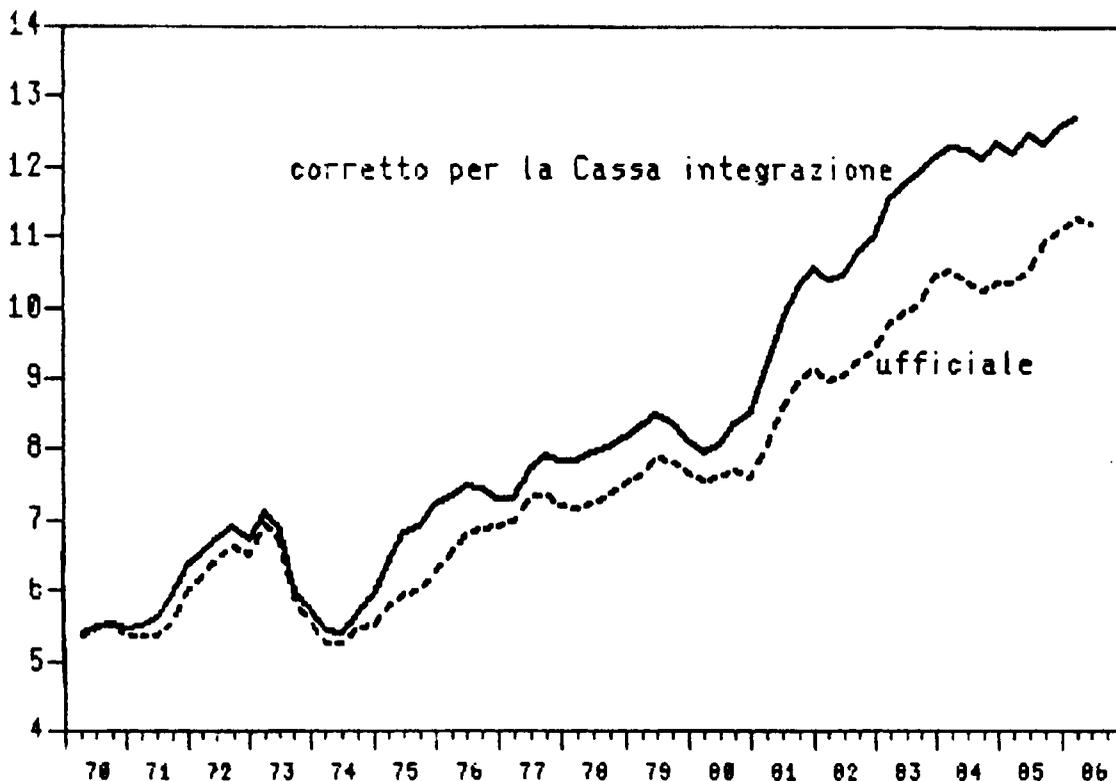
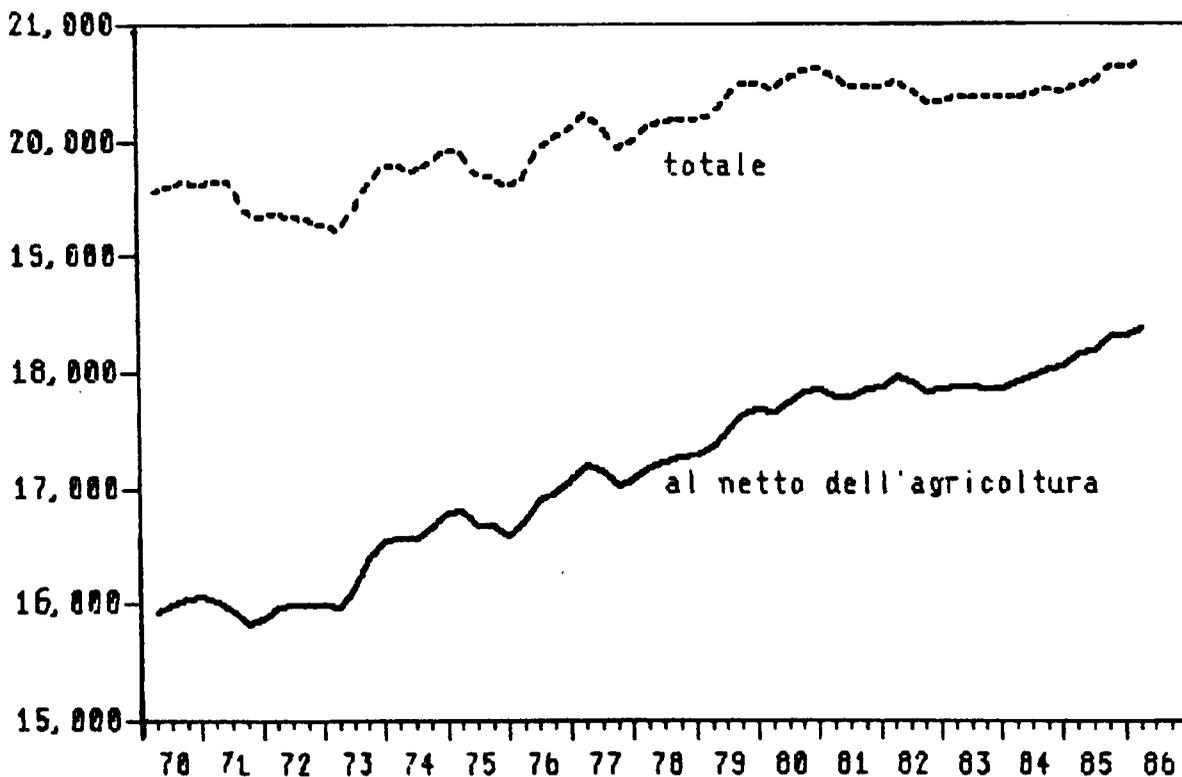


Fig. 2.2

ANDAMENTO DELL'OCCUPAZIONE EFFETTIVA
AL NETTO DELLA CASSA INTEGRAZIONE



TASSI DI DISOCCUPAZIONE ARMONIZZATI NEI PRINCIPALI PAESI OCSE
(in percentuale)

	Stati Uniti	Giappone	Francia	Germania	Italia	Regno Unito
1971	5.9	1.2	2.6	0.9	5.3	3.6
1972	5.5	1.4	2.7	0.9	4.3	4.0
1973	4.8	1.3	2.6	0.8	5.3	3.0
1974	5.5	1.4	2.8	1.6	5.3	2.2
1975	5.3	1.9	4.0	3.6	5.8	4.3
1976	7.6	2.0	4.4	3.7	6.5	5.6
1977	6.9	2.0	4.9	3.5	7.0	6.1
1978	6.0	2.2	5.2	3.5	7.1	6.9
1979	5.8	2.1	5.9	3.2	7.6	5.0
1980	7.0	2.0	6.3	3.0	7.5	6.4
1981	7.5	2.2	7.4	4.4	8.3	9.5
1982	9.5	2.4	8.1	6.1	9.0	11.3
1983	9.5	2.6	8.3	8.0	9.3	12.5
1984	7.4	2.7	9.7	8.5	10.2	11.7
1985	7.1	2.7	10.1	8.6	10.5	11.3

Fonte: OCSE, Quarterly Labour Force Statistics

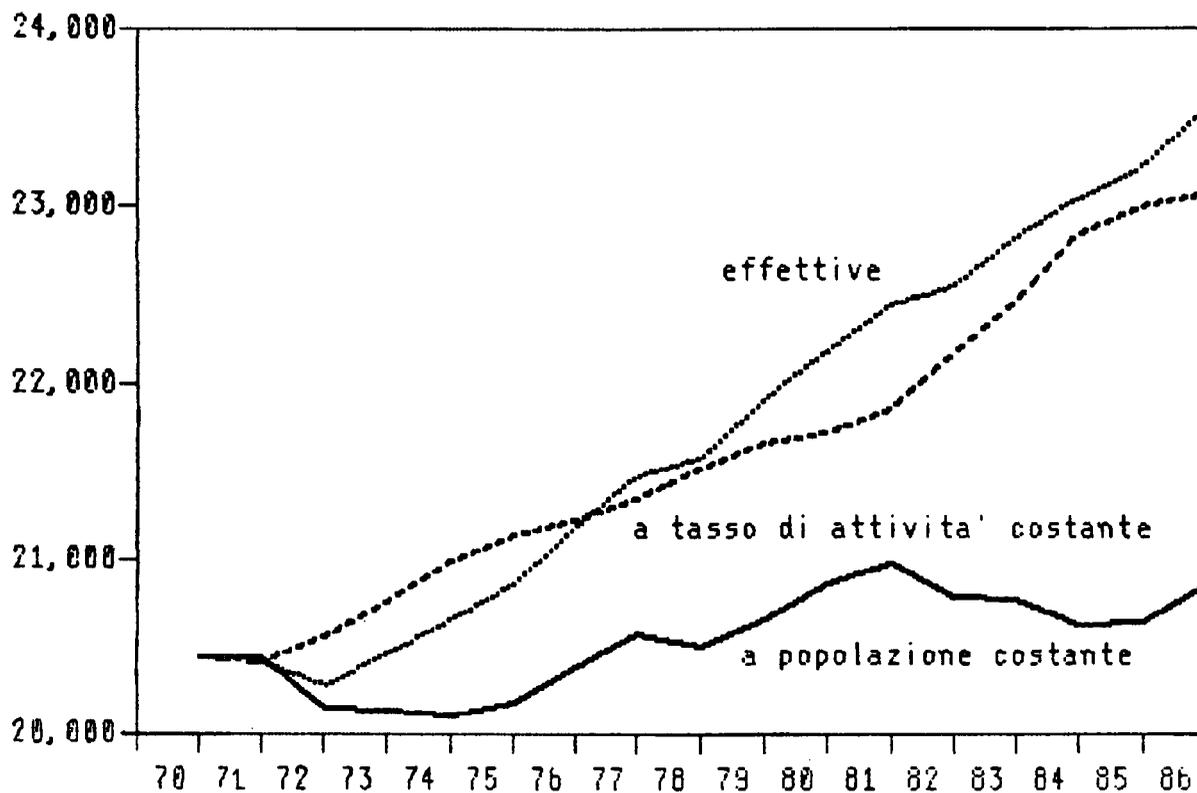
anni '80 e che la differenza con gli altri paesi è successivamente andata riducendosi. Questo confronto sembra quindi indicare che nell'ultimo periodo la performance dell'economia italiana in termini di creazione di posti di lavoro non sia stata inferiore a quella degli altri paesi sviluppati, una conclusione, questa, rafforzata dall'esame dei dati sull'occupazione (fig. 2.2).

In termini di occupazione complessiva non vi è stata nessuna contrazione nel numero degli addetti nè negli anni '70, nè dagli inizi degli anni '80; si è, anzi, avuto un incremento pari al 7 per cento tra il 1970 e il 1986 (5,5 per cento se si escludono i dipendenti in CIG). Se si esclude l'occupazione agricola, ancora relativamente elevata all'inizio del periodo, la valutazione della dinamica della domanda di lavoro diviene ancora più positiva; tra il 1970 e il 1986 si è avuta una crescita, al netto della CIG, del 15 per cento, ed anche tra il 1980 e il 1986, un periodo caratterizzato dalla più lunga fase di stagnazione sperimentata nel dopoguerra dall'economia italiana, vi è stato un aumento del 4 per cento nel numero di addetti. Confrontando a livello internazionale la dinamica dell'occupazione extra-agricola standardizzata per la popolazione in età attiva (un confronto sui livelli è reso molto difficile dalle diverse definizioni seguite nel classificare le forze di lavoro e l'occupazione), si può notare come l'Italia, anche se in misura minore del Giappone e degli Stati Uniti, veda nel tempo un aumento di questo rapporto che, invece, diminuisce per tutti gli altri principali paesi europei (tav. 2.2).

Nonostante che nel nostro paese il tasso di partecipazione al lavoro, e in particolare quello femminile, sia ancora relativamente basso, da questi dati sembra emergere la possibilità che una parte non trascurabile del forte aumento della disoccupazione in Italia sia attribuibile a fenomeni di offerta. Nella figura 2.3 è riportato, dall'inizio degli anni '70, l'andamento delle forze di lavoro. Si può notare come la serie

Fig. 2.3

ANDAMENTO DELLE FORZE DI LAVORO
EFFETTIVE E TEORICHE



presenti un trend fortemente crescente a partire dal 1972; in termini percentuali tra il 1970 e il 1986 le forze di lavoro aumentano del 13 per cento. Scomponendo l'incremento delle forze di lavoro complessive si può notare come la gran parte dell'aumento dell'offerta è attribuibile a fattori demografici; l'influenza di tali fattori si esplica, a parità di popolazione attiva complessiva, anche attraverso una maggiore importanza delle classi centrali di età caratterizzate da tassi di partecipazione più elevati. Minore è stato il contributo esercitato da una maggiore partecipazione al mercato del lavoro. L'andamento aggregato del tasso di partecipazione nasconde però dinamiche diverse dei tassi di attività per le componenti maschile e femminile; il primo, infatti, si è ridotto leggermente, mentre il secondo ha presentato un forte incremento.

Dal confronto tra l'evoluzione dell'offerta di lavoro italiana e quella dei principali paesi europei (tav. 2.3) emerge chiaramente una dinamica più sostenuta per il nostro paese a partire dall'inizio degli anni '70. Anche se in aumento, la domanda di lavoro non è stata in grado di assorbire negli anni '80 in Italia il considerevole aumento delle forze di lavoro. Le simulazioni presentate nel paragrafo 4 cercheranno di mettere quindi in luce alcune delle ragioni del conseguente innalzamento del tasso di disoccupazione.

3. Tasso "naturale" di disoccupazione e isteresi

Alla fine degli anni '60, quasi come reazione all'insorgere e poi all'accentuarsi delle tensioni inflazionistiche connesse a politiche di fine tuning della domanda aggregata, è stato proposto da diversi autori uno schema interpretativo fondato sul concetto di tasso "naturale" di disoccupazione (cfr. Friedman (1968), Phelps (1968)). Nelle parole di Friedman, "esiste sempre una temporanea sostituibilità fra inflazione e disoccupazione, ma essa non è permanente in quanto non deriva dall'inflazione in sé, ma dall'inflazione non prevista, che generalmente vuol dire da un tasso crescente d'inflazione"

EVOLUZIONE DELL'OFFERTA DI LAVORO IN ALCUNI PAESI OCSE
(numeri indice; 1970=100)

	Stati Uniti	Giappone	Francia	Germania	Italia	Regno Unito	EUR-3 (*)
1971	101.7	100.6	100.8	100.7	99.9	99.6	100.3
1972	104.7	100.9	101.5	100.6	99.2	99.8	100.6
1973	107.4	103.4	102.8	101.4	99.9	101.3	101.7
1974	110.3	103.0	103.9	101.2	100.8	101.4	102.1
1975	112.4	103.3	104.5	100.2	101.7	102.2	102.2
1976	115.2	104.4	105.6	99.4	103.2	103.1	102.5
1977	118.6	105.8	107.0	99.1	104.7	103.6	102.9
1978	122.4	107.3	107.8	99.5	105.1	104.1	103.5
1979	125.5	108.6	108.6	100.4	106.7	105.1	104.4
1980	127.9	109.6	109.2	101.5	108.0	106.0	105.3
1981	130.0	110.7	109.9	102.2	109.3	105.6	105.6
1982	131.8	112.0	110.9	102.7	109.8	105.3	106.0
1983	133.4	114.3	110.6	102.8	111.0	105.0	105.9
1984	135.7	115.0	111.3	102.9	112.1	106.7	106.7
1985	138.0	115.7	111.4	103.8	112.9	109.0	107.8

(*) Francia, Germania e Regno Unito.

Fonte: OCSE, Quarterly Labour Force Statistics

(p.11, trad.it. pp. 13-14). In Lucas (1972, p. 50; trad.it. p. 229) l'ipotesi del tasso naturale è definita "come l'ipotesi per cui andamenti temporali diversi del livello generale dei prezzi saranno associati con andamenti temporali del prodotto reale che in media non differiscono tra loro".

Sul fronte keynesiano si è sostanzialmente evitato di parlare a questo riguardo di tasso "naturale", preferendo definire il tasso di disoccupazione risultante dalla soluzione di un modello macroeconomico tradizionale, senza illusione monetaria di lungo periodo, come quello associato a un tasso di inflazione che non accelera (NAIRU: Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) (3). Con le ipotesi di aspettative razionali e di assenza di rigidità e ritardi sui mercati dei beni e del lavoro, invece, Lucas e altri hanno sostanzialmente eliminato anche le possibilità di divergenze di breve periodo della disoccupazione effettiva da quella di equilibrio, attraverso il canale dell'"inflazione non prevista"; il tasso naturale sarebbe quindi secondo questi autori il tasso di disoccupazione cui l'economia non solo tenderebbe spontaneamente, ma dal quale non vi sarebbero motivi di divergere e, ancora nelle parole di Friedman, non sarebbe altro che il livello di disoccupazione risultante "dal sistema di equazioni dell'equilibrio economico walrasiano" (p. 7; trad.it. p. 10).

Nel caso di un modello econometrico quale quello descritto in Banca d'Italia (1986) è possibile definire come tasso di disoccupazione di equilibrio quello che si ottiene risolvendo il modello in ipotesi di assenza di ritardi. Un esempio di come ciò possa essere fatto è contenuto nell'appendice B, dove si mostra che una tale soluzione è compatibile con un tasso d'inflazione costante ed è quindi nient'altro che il NAIRU citato in precedenza:

$$/1/ \quad \bar{u} = (\kappa - \Delta\pi) / \theta$$

dove $\Delta\pi$ è il tasso di crescita esogeno della produttività del

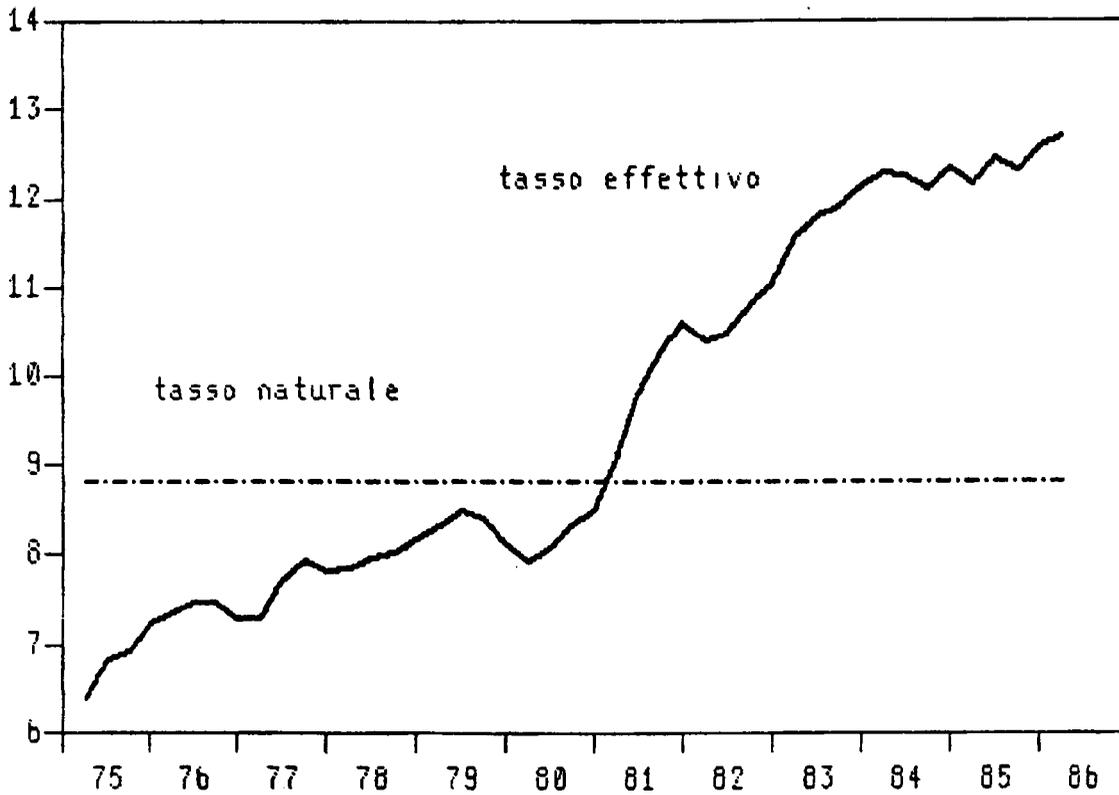
lavoro, κ è l'intercetta stimata nella curva di Phillips e θ è il coefficiente del tasso di disoccupazione effettivo in una curva di Phillips lineare. Ovviamente, non vi è nulla di naturale in $1/\theta$; si tratta solo di elementi non spiegati dal modello; per semplicità, tuttavia, in questo lavoro \bar{u} sarà indifferentemente definito come il tasso naturale di disoccupazione, il tasso di equilibrio o il NAIRU. Se con la politica economica, o con l'evoluzione di altre variabili esogene, il tasso di disoccupazione fosse forzato al di sotto di \bar{u} , in un modello quale quello utilizzato per le simulazioni discusse nel paragrafo 4 si avrebbe, nel caso in cui il cambio accomodasse completamente il differenziale di inflazione con il resto del mondo, un'accelerazione del tasso d'inflazione interno.

La stima di \bar{u} è complicata, nel modello, dall'esistenza di diversi settori dell'economia. In tale caso, come mostrato nell'appendice C sotto alcune ipotesi semplificatrici, occorre tener conto della crescita media della produttività del sistema economico. Dalle stime effettuate, considerando i coefficienti della curva di Phillips del settore manifatturiero nella specificazione iperbolica (cfr. appendice A), si ottiene un tasso di disoccupazione di equilibrio pari a circa il 9 per cento. Dalla figura 3.1 si vede che tra la prima crisi petrolifera e la fine degli anni '70 l'economia italiana si è trovata al di sotto di tale tasso di disoccupazione (con presumibili spinte inflazionistiche); dal 1980, invece, il tasso di disoccupazione effettivo è sempre stato al di sopra del NAIRU con una discrepanza nel 1986 pari a quasi 4 punti percentuali.

Un simile livello può apparire particolarmente elevato; va tuttavia tenuto presente che la definizione qui adottata è corretta per tenere conto degli occupati equivalenti alle ore concesse di Cassa integrazione. Inoltre, la stima presentata vale per l'intero territorio nazionale. Recentemente sono state prodotte per alcuni altri paesi europei stime del NAIRU comprese

Fig. 3.1

TASSO DI DISOCCUPAZIONE EFFETTIVO E NATURALE
(valori percentuali)



Tav. 3.1

**TEST DI STABILITA' STRUTTURALE DELL'EQUAZIONE
DI DETERMINAZIONE DEI SALARI NEL SETTORE MANIFATTURIERO**

Periodo di stima	Primo sottoperiodo	Valore del Chow-test	Livello di significatività
7103 - 8304	7804	0.720	76.79
" "	7904	0.636	82.61
" "	8004	0.781	66.54
" "	8104	0.734	66.13
" "	8204	0.962	43.96
7103 - 8504	7804	0.979	52.77

tra il 10 e l'11 per cento; è questo il caso del Belgio, del Regno Unito e della Spagna (Dolado, DeMolina e Zabalza (1986), Layard e Nickell (1986), Sneessens e Dreze (1986)).

Si potrebbe obiettare che lo stesso tasso di disoccupazione naturale si sia innalzato negli ultimi anni. Da un lato, questo potrebbe essere il risultato di un abbassamento del tasso di crescita tendenziale della produttività del lavoro, cosa che non sembra però essersi verificata se ci si riferisce all'intero sistema economico anziché al solo settore manifatturiero e si considera il periodo successivo al 1973 (cfr. appendice C). Dall'altro lato, potrebbe essere conseguenza di un mutamento dei parametri (nella $1/\kappa$ e θ) della curva di Phillips stimata nel modello econometrico. Anche di ciò, tuttavia, non vi è evidenza; ristimando l'equazione presentata nella tavola A.1 per diversi periodi a partire dal 1971.3-1978.4 si nota infatti, sulla base del consueto test di Chow sulla stabilità strutturale, che le nostre stime sono notevolmente stabili (cfr. tav. 3.1). Alle stesse conclusioni si arriva anche introducendo variabili dum-
my sulle singole variabili esplicative (4).

La recente ipotesi di "isteresi" del tasso di disoccupazione (cfr., tra gli altri, Blanchard e Summers (1986)) implica tuttavia che l'effetto della disoccupazione sul tasso d'inflazione non è permanente ma transitorio, col risultato che non si potrebbe ottenere una stima del tasso naturale da una relazione quale la $1/\kappa$, essendo in questo caso $\theta = 0$. Il tasso di disoccupazione di equilibrio si muoverebbe in sintonia con quello effettivo, con l'importante corollario che, per ridurre il primo, basterebbe ridurre il secondo, senza conseguenze in termini di inflazione. Senza entrare qui nell'analisi delle giustificazioni teoriche di un tale risultato, si può osservare che la stabilità delle stime della curva di Phillips quale risulta dalla tavola 3.1 parrebbe confermare l'esistenza e l'invarianza di un effetto permanente e negativo del livello del tasso di disoccupazione effettivo sulla crescita salariale. Nell'ap-

pendice D è stata ad ogni modo effettuata una più attenta verifica empirica; in effetti, nel caso italiano l'ipotesi di isteresi non sembra ricevere conforto dall'evidenza statistica, un risultato, questo, in linea con altri studi recenti e diverso da quello ottenuto per altri paesi quali Germania e Regno Unito (cfr. Coe (1985)).

Si osservi tuttavia che, poiché nella curva di Phillips considerata in questo lavoro il tasso di disoccupazione entra in forma di iperbole, $1/u$ con coefficiente $\beta > 0$, l'effetto del tasso di disoccupazione sulla variazione percentuale delle retribuzioni è variabile nel tempo (5). In particolare, linearizzando intorno a un livello u_0 si ottiene $\beta/u \cong -\theta(u - u_0)$, dove $\theta = \beta/u_0^2$. A valori elevati di u corrispondono quindi valori bassi di θ ; in particolare, sulla base delle stime di tavola A.1 si passa da $\theta = 0,61$ per $u_0 = 0,06$ a $\theta = 0,27$ per $u_0 = 0,09$ e a $\theta = 0,15$ per $u_0 = 0,12$. Partendo quindi da valori elevati del tasso di disoccupazione effettivo, il ritorno al tasso naturale potrebbe risultare particolarmente lento, dati i parametri della curva di Phillips qui considerata, nonostante il NAIRU sia costante e non si muova in sintonia con quello effettivo. Questo è un punto cruciale in quanto, come si osserva nell'appendice A, è difficile discriminare, sulla base delle osservazioni relative all'intervallo temporale su cui è effettuata la stima, tra forme funzionali alternative dell'effetto della disoccupazione sull'inflazione salariale.

Un minor grado di non linearità della curva di Phillips, anche a parità del tasso naturale di disoccupazione, determinerebbe, ad esempio, una maggiore capacità di assorbimento di una forza lavoro in espansione, come risulta da un esperimento effettuato ipotizzando una curva di Phillips con una pendenza più accentuata a parità di tasso naturale (6). Simulando l'intero modello dal 1981.1 al 1986.4 (7) con questa nuova specificazione per l'equazione delle retribuzioni nell'industria manifat-

turiera si ottiene un tasso di disoccupazione più basso di oltre un punto percentuale, a fine periodo, rispetto a quello osservato (e un maggior numero di occupati pari a 400.000 unità).

A questo problema della non linearità nella relazione tra variazione dei salari e disoccupazione sono poi da aggiungere i ritardi con cui la domanda di lavoro si adegua alle variazioni dei prezzi relativi. Nell'appendice B si mostra che anche altri parametri del modello possono giocare un ruolo cruciale nel processo di aggiustamento del tasso di disoccupazione effettivo a quello di "equilibrio". Considerando in particolare il caso di cambi fissi, con un'appropriata regola monetaria che stabilizzi il tasso d'inflazione, si mostra in un semplice esempio come si possa osservare "isteresi" in presenza di modesti effetti di sostituzione sulla domanda di lavoro associati a una bassa elasticità del reddito reale alla moneta (dovuta ad esempio a un effetto ridotto dei tassi d'interesse) e a una bassa elasticità al cambio reale.

4. Analisi dell'importanza relativa dell'offerta di lavoro, della domanda aggregata e del costo del lavoro nella determinazione della disoccupazione.

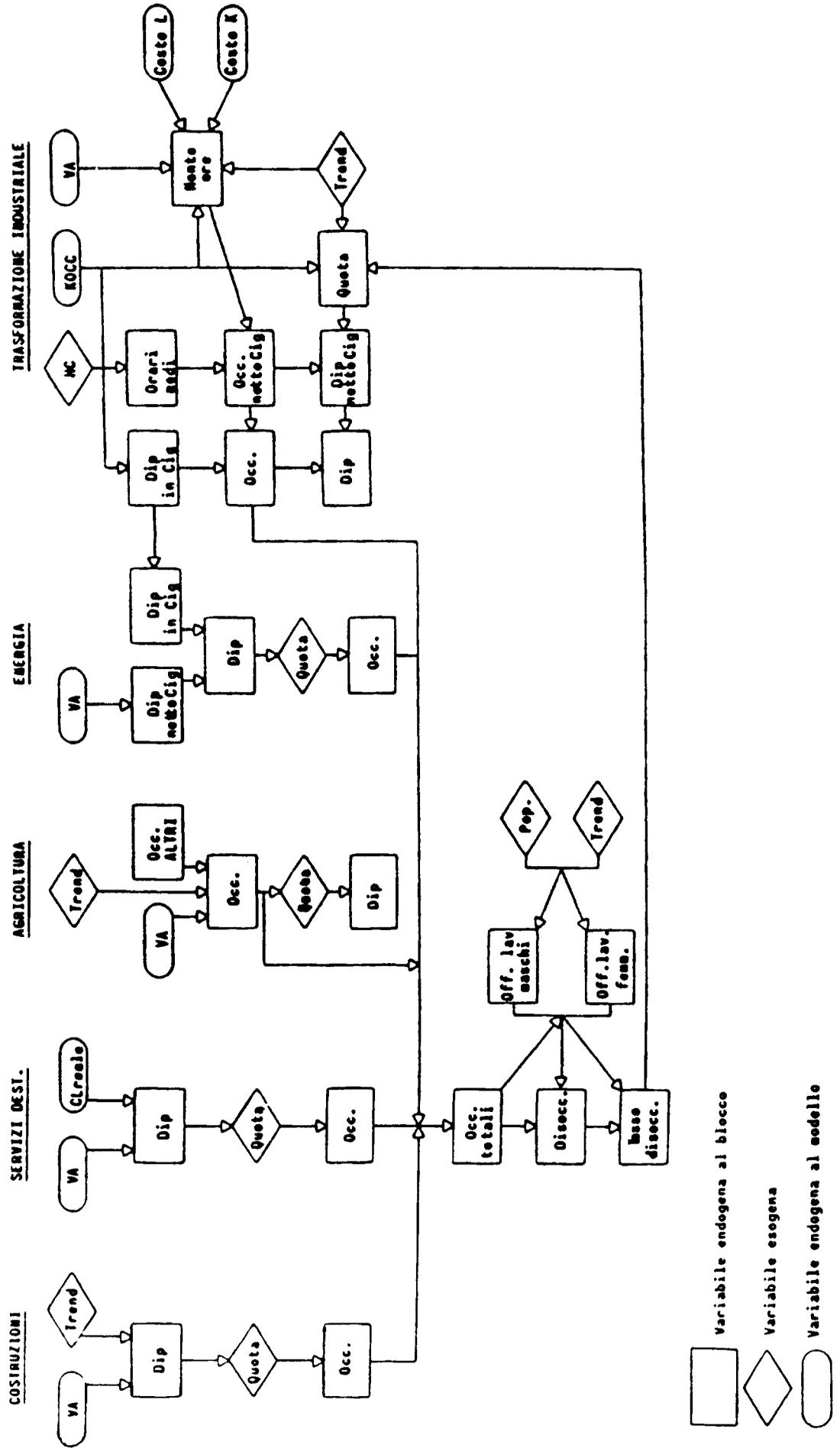
In questo paragrafo si cercherà di valutare l'influenza relativa di diverse variabili nella determinazione della disoccupazione attraverso l'uso del modello. La struttura generale del modello è stata presentata altrove (cfr. Banca d'Italia (1986)); può essere invece utile, prima di illustrare i risultati delle simulazioni, fare alcuni brevi cenni alle caratteristiche dei due blocchi del modello più direttamente interessati da questa analisi: il mercato del lavoro e la formazione dei salari.

4.1 Il modello utilizzato e le simulazioni controfattuali

Nella figura 4.1 è riportato il diagramma di flusso del blocco del mercato del lavoro con l'indicazione dei legami esistenti tra le diverse variabili, distinte tra endogene al blocco, endogene al modello ed esogene. Per quanto riguarda la domanda di lavoro il blocco è caratterizzato da una disaggregazione settoriale relativamente ampia (agricoltura, energia, trasformazione industriale, costruzioni e servizi destinabili alla vendita) che dovrebbe permettere di tenere conto adeguatamente di effetti differenziati provenienti dalle variabili esplicative e da diverse velocità di aggiustamento. All'interno di questa struttura svolgono un ruolo fondamentale il prodotto e i prezzi relativi. L'output influenza l'occupazione con un'elasticità unitaria in tutti i settori, con l'eccezione del settore agricolo e di quello energetico, e con ritardi che non sono in media particolarmente elevati. L'influenza dei prezzi relativi dei fattori si esplica invece solamente nella trasformazione industriale e nei servizi destinabili alla vendita, in entrambi i casi con effetti relativamente contenuti anche se largamente significativi; l'elasticità parziale a variazioni dei salari reali per l'intero comparto dei beni e servizi destinabili alla vendita è di circa $-0,3$. Contemporaneamente, è anche da rilevare che variazioni nei prezzi relativi tendono a trasmettersi sulla domanda di lavoro con ritardi molto più lunghi di quelli derivanti da variazioni del prodotto. Infine, l'ultima variabile esplicativa che svolge un ruolo cruciale per la determinazione della domanda di lavoro è il progresso tecnico che entra nelle equazioni della trasformazione industriale e delle costruzioni come variabile esogena, e che in tutte le simulazioni sarà mantenuto come tale. Per quanto riguarda l'offerta di lavoro, esistono due equazioni che endogenizzano la componente maschile e quella femminile secondo una specificazione logistica dei tassi di attività (in realtà dei tassi di inattività data la relazione scelta) in funzione delle condizioni del mercato del

Fig. 4.1

DIAGRAMMA DI FLUSSO - MERCATO DEL LAVORO

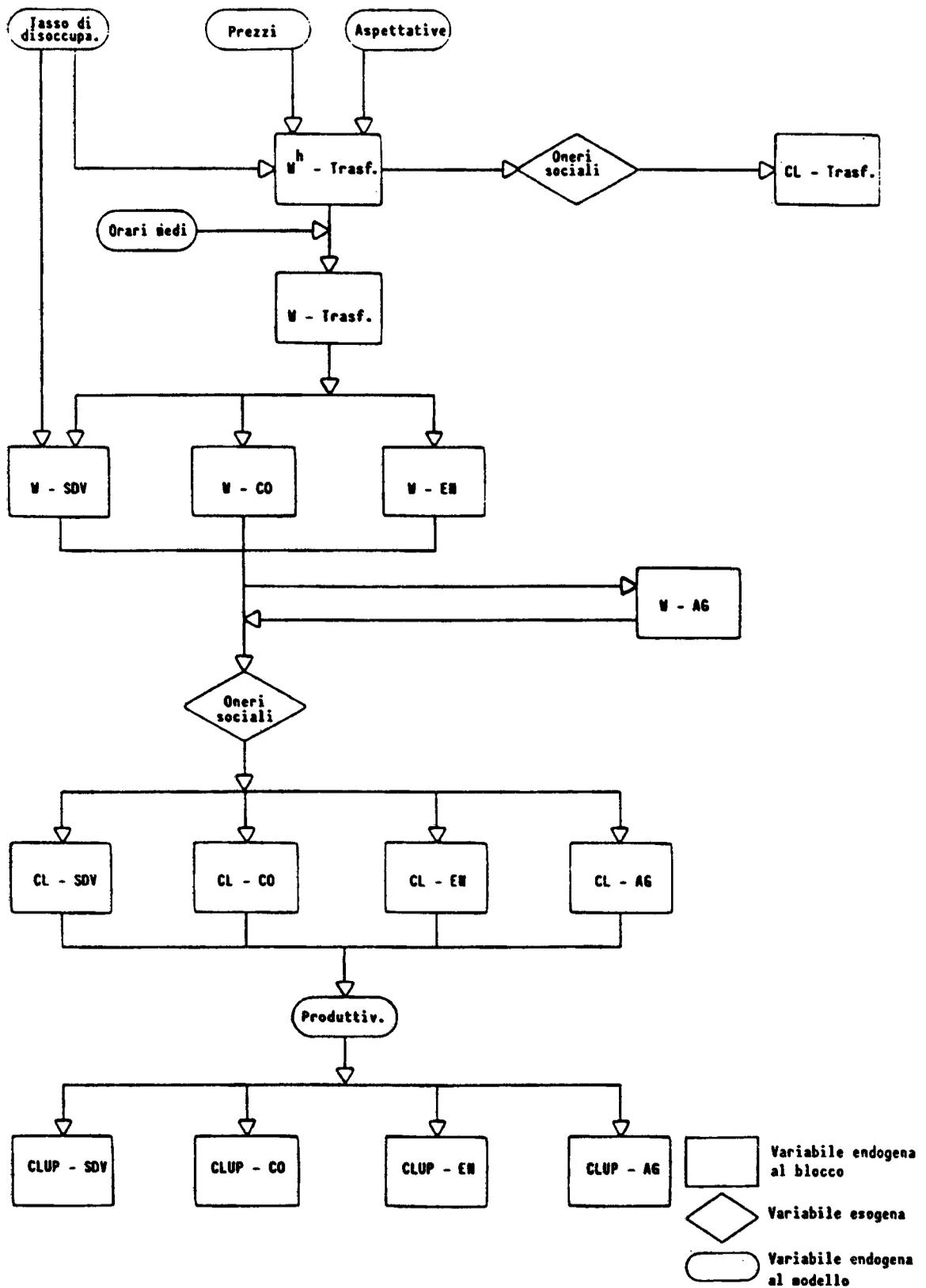


lavoro, secondo l'ipotesi tradizionale del lavoratore scoraggiato, e di un trend che coglie fenomeni strutturali di modifica nella partecipazione al mercato del lavoro.

Il blocco delle retribuzioni presenta la stessa disaggregazione settoriale già impiegata nello schema del mercato del lavoro anche se la sua struttura interna è caratterizzata da una forte gerarchia come si vede chiaramente dal diagramma di flusso (fig. 4.2). Si è infatti utilizzato uno schema di wage leadership dal settore della trasformazione industriale agli altri settori dell'economia. La determinazione dei salari viene quindi ad essere definita nel settore manifatturiero per il quale si è impiegata una curva di Phillips aumentata delle aspettative e modificata per tenere conto del funzionamento della scala mobile e dell'eventuale recupero di passati errori di anticipazione delle variazioni del costo della vita. Il risultato più importante della stima di questa equazione è l'assenza di illusione monetaria, equivalente all'esistenza di una curva di Phillips di lungo periodo verticale (cfr. Visco(1984)).

Questa struttura è stata quindi utilizzata per valutare gli effetti derivanti da shocks su variabili esogene. E' possibile verificare la rilevanza di effetti provenienti dalla domanda aggregata sia attraverso variazioni della componente autonoma della spesa pubblica in consumi o investimenti, sia attraverso variazioni della domanda estera. Inoltre, avendo modellato l'offerta di lavoro anche in funzione dell'andamento demografico e di fenomeni strutturali di mutamento nella partecipazione, è possibile determinare l'influenza di questi due fattori; poiché entrambi agiscono attraverso gli stessi canali, si è deciso di considerarli congiuntamente. Infine, si sono anche verificati gli effetti sull'occupazione attribuibili a variazioni nel costo del lavoro. In quest'ultimo caso, tuttavia, non è corretto considerare il salario reale come una variabile esogena, poiché viene influenzato dalle condizioni generali del sistema e non è controllabile d'autorità in un'economia non

DIAGRAMMA DI FLUSSO - COSTO DEL LAVORO



pianificata (cfr., su questo punto, Andrews et al. (1985)). Per cercare di influenzare la dinamica dei salari andrebbe invece specificata esplicitamente una qualche forma di politica dei redditi che tenti di ricondurre l'andamento delle retribuzioni entro determinati obiettivi. Una specificazione completa e un esame quantitativo degli effetti di una tale politica sono però al di là degli intendimenti di questo lavoro. Si sono valutate, tuttavia, le conseguenze di un'abolizione del sistema di scala mobile, che aumenta il ruolo delle aspettative nella determinazione delle variazioni dei salari dovute all'inflazione. Sempre in termini di costo del lavoro, si è anche proceduto a mutare l'aliquota degli oneri sociali, cioè a fiscalizzare una parte dei contributi a carico delle imprese, una manovra che è stata molte volte attuata, anche in senso opposto, nell'ultimo decennio. Dall'insieme delle simulazioni si è poi derivata empiricamente la relazione esistente tra salari reali e occupazione nei diversi shocks di domanda e di offerta.

Il periodo scelto per le simulazioni va dal 1978.1 al 1986.4; date le caratteristiche non-lineari del modello, i risultati ottenuti sono condizionati dal periodo storico scelto. Le variabili esogene utilizzate nelle simulazioni sono quelle storicamente osservate, mentre si sono applicate due diverse funzioni di reazione per la determinazione del tasso di cambio e della politica monetaria. In tal modo si sono endogenizzate le politiche al mutare degli scenari indotti dai vari shocks sulle variabili esogene. Per i motivi alla base di queste endogenizzazioni, le forme specifiche delle funzioni stimate e i necessari caveat connessi con la loro applicazione si rinvia a Gressani, Guiso, e Visco (1987, par. 3.1 e appendici A e C) (8). In particolare, per la politica del cambio si è fatto uso della funzione di reazione stimata nel modello (cfr. Banca d'Italia (1986), eq. 9.64 A vol. II, p. 147 e par. 9.2, vol. I, pp. 286-8). Questa funzione presenta un lento aggiustamento del cambio effettivo nominale ai differenziali di prezzo con i nostri principali partners commerciali e coglie con notevole accuratezza l'evoluzione effettivamente osservata a partire dalla costitu-

zione dello SME; altre variabili di rilievo sono il rapporto tra le riserve ufficiali a breve termine e una media mobile delle importazioni - da cui dipende la possibilità di una politica di managed floating del cambio - e la variazione del tasso di cambio tra marco tedesco e dollaro USA. Per la politica monetaria si è invece utilizzata una funzione di reazione stimata, a partire dal 1979.4, in termini del tasso medio sui BOT, la quale coglie efficacemente e con notevole stabilità dei coefficienti l'intonazione di cautela della politica monetaria di questi ultimi anni, che ha determinato, dopo il graduale ma deciso incremento del 1979-81, una flessione dei tassi d'interesse nominali in linea con la discesa dell'inflazione, reagendo in senso restrittivo a tendenze sfavorevoli sui conti con l'estero.

4.2 I risultati delle simulazioni

E' possibile dividere gli shocks sulle variabili esogene, i cui effetti sono messi in luce dalle simulazioni effettuate, a seconda dei canali con cui influenzano il modello. Si considereranno shocks di offerta (popolazione), shocks di domanda (domanda mondiale, spesa pubblica autonoma), shocks legati al costo del lavoro (oneri sociali) e shocks che incidono direttamente sull'equazione di determinazione dei salari (eliminazione dell'indicizzazione).

Popolazione

Nel primo esperimento effettuato si è agito sulle serie di popolazione in età attiva facendole crescere al tasso medio d'incremento delle forze di lavoro nei tre principali paesi della C.E.E. nel periodo 1978-84. In tale modo si è ipotizzato che nel periodo di simulazione le forze di lavoro in Italia crescessero allo stesso tasso medio prevalente in Europa, tranne che per gli effetti indotti da fattori ciclici. Il canale diretto di trasmissione di una simile variazione è ovviamente rappresentato da una minore dinamica dell'offerta di

lavoro; da qui si hanno effetti sul tasso di disoccupazione e quindi su tutto il resto del modello. I risultati delle simulazioni (tav. 4.1 e figg. 4.3-4.4) confermano l'importanza dei fenomeni demografici nell'andamento delle forze di lavoro nel periodo; già a partire dal secondo anno vi è una differenza significativa nell'offerta di lavoro rispetto alla simulazione di base. Il divario tra le due serie continua a crescere e nella media dell'ottavo anno dallo shock raggiunge il 3,6 per cento. Una contrazione di questa entità nelle forze di lavoro si riflette ovviamente in una forte riduzione del tasso di disoccupazione, che tra il 1978 e il 1986 sarebbe aumentato solamente di due punti rispetto a un incremento osservato di oltre quattro punti percentuali. Un andamento favorevole del tasso di disoccupazione ha però un costo in termini di maggiore crescita salariale e quindi d'inflazione. La pressione sui costi genera a sua volta un forte peggioramento di competitività e quindi, dato l'operare della funzione di reazione, anche del tasso di cambio; all'ottavo anno dallo shock si raggiunge una svalutazione effettiva del 2,6 per cento. In tal modo viene ad originarsi una spirale salari-prezzi-tasso di cambio-prezzi-salari che tuttavia non porta a una accelerazione del tasso d'inflazione. Il processo di rientro dell'inflazione iniziato storicamente a partire dal 1980 si sarebbe realizzato ugualmente, pur se in modo più lento e in misura più moderata. La svalutazione del tasso di cambio impedisce d'altro canto un deterioramento del saldo delle partite correnti, mentre l'aumento dei salari reali indotto dalla forte contrazione della disoccupazione determina una riduzione della domanda di lavoro e contemporaneamente un incremento degli investimenti in impianti e macchinari per motivi di sostituzione.

Domanda mondiale

Il secondo esperimento riguarda la domanda mondiale che è stata fatta crescere tra il 1978 e il 1986 allo stesso tasso medio registrato nel periodo 1970-1977; questo implica

CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: CRESCITA DELLA FORZA DI LAVORO
AI TASSI MEDI EUROPEI

PERIODI		1	2	3	4	5	6	7	8
PILRD	. %	.05	.06	.05	-.05	-.11	-.07	-.02	-.04
DMIRD	. %	.08	.1	.11	-.01	-.04	.13	.43	.7
CFIRD	. %	.1	.13	.15	.01	-.06	.03	.32	.54
IMATRD	. %	.08	.18	.31	.31	.45	1.35	2.68	4.19
ICDPRD	. %	.01	-.04	-.16	-.41	-.41	-.26	-.03	-.11
ESPRD	. %	-.01	-.02	-.05	-.06	-.14	-.33	-.6	-.94
IMPRD	. %	.12	.17	.25	.13	.15	.55	1.22	1.94
VSCRD	. %	.01	0	0	-.01	0	.01	.02	.02
BALCURD	. %	-.02	-.03	-.05	-.01	.01	-.02	-.11	-.21
BP	. %	-.02	-.04	-.05	-.02	.01	-.01	-.12	-.21
INDNPAD	. %	-.01	-.02	-.02	.04	.09	.11	.22	.5
OCCEAG	. %	.01	.01	0	-.07	-.18	-.29	-.41	-.64
EXCH	. %	.02	.07	.2	.39	.64	.99	1.59	2.64
URED	. %	-.09	-.21	-.25	-.39	-.93	-1.63	-2.39	-2.8
CPUMFD	. %	.02	.01	-.01	-.06	-.05	-.01	-.12	-.23
FLD	. %	-.08	-.22	-.27	-.48	-1.16	-2.05	-2.99	-3.63
CLUPMED	. %	.02	.19	.5	.95	1.56	2.64	4.57	7.5
RETHMF	. %	.03	.21	.54	1.01	1.69	2.93	5.06	8.33
PCFID	. %	.01	.06	.2	.41	.74	1.34	2.4	4.07
PPILD	. %	.02	.11	.31	.59	1.05	1.95	3.46	5.74
PQMFID	. %	.02	.11	.32	.6	1.03	1.78	3.04	5.02
COMPZ	. %	-.01	-.03	-.08	-.12	-.24	-.52	-.94	-1.46
M2D	. %	-.01	0	.07	.26	.66	1.37	2.47	4.17
AFIMD	. %	-.02	0	.1	.34	.76	1.42	2.4	3.92
OCCEO	. %	.01	.02	.01	-.05	-.13	-.23	-.35	-.55
OCCEMFD	. %	.02	.01	-.02	-.12	-.25	-.42	-.73	-1.31
RAF	. %	0	.02	.04	.07	.1	.15	.27	.47
RCTI	. %	0	.02	.05	.08	.13	.18	.33	.55
TECOCTD	. %	0	.1	.39	.85	1.54	2.7	4.77	8.24
TABOTR	. %	0	-.02	-.06	-.12	-.22	-.44	-.73	-1.08
TABOT	. %	.01	.04	.08	.12	.13	.2	.38	.65
CINPAD	. %	0	0	0	0	0	0	0	0

NOTA: PER CIASCUNA VARIABILE:
% = VARIAZ. PERC. RISPETTO AL DATO STORICO MEDIE ANNUE

URED CPUMFD RAF RCTI TABOTR TABOT :
DIFFERENZE ASSOLUTE

VSCRD BALCURD BP INDNPAD :
DIFFERENZE ASSOLUTE IN RAPPORTO AL PIL STORICO

Legenda: vedi tav. 4.1.a

LEGENDA DELLE VARIABILI RIPORTATE NELLE TAVOLE
DI SIMULAZIONE (4.1 - 4.5)

! PILRD	! PRODOTTO INTERNO LORDO P. COST. DEST.	!
! DMIRD	! DOMANDA FINALE INTERNA	!
! CFIRD	! CONSUMI FINALI INTERNI FAMIGLIE P. COST. DEST.	!
! IMATRD	! INVESTIMENTI IN A.M.M.T. P. COST. DEST.	!
! ICOPRD	! INVESTIM. IN COSTRUZIONI ESCLUSO OO.PP.	!
! ESPRD	! ESPORTAZIONI DI BENI E SERVIZI P. COST. DEST.	!
! IMPRD	! IMPORTAZIONI DI BENI E SERVIZI P. COST. DEST.	!
! VSCRD	! VARIAZIONE DELLE SCORTE P. COST. DEST.	!
! BALCURD	! SALDO PARTITE CORRENTI DEST.	!
! BP	! BILANCIA DEI PAGAMENTI, SALDO GLOBALE	!
! INDNPAD	! INDEBITAMENTO NETTO DELLA P.A. DEST.	!
! OCCEAG	! OCCUPAZIONE EXTRA AGRICOLA	!
! EXCH	! TASSO DI CAMBIO EFFETTIVO (COMPET. GLOBALE)	!
! URED	! TASSO DI DISOCCUPAZIONE EFFETTIVO DEST.	!
! CPUMFD	! CAPACITA' PROD. UTILILIZZATA, TRASF. IND. DEST.	!
! FLD	! FORZE LAVORO DEST.	!
! CLUPMED	! COSTO LAV. PER UNITA' PROD. IND. MANIF. CORR.CIG	!
! RETHMF	! RETRIBUZIONE ORARIA LORDA SETTORE TRASF.IND. DEST.	!
! PCFID	! DEFL. CONSUMI FINALI INTERNI DEST.	!
! PPILD	! DEFL. PRODOTTO INTERNO LORDO DEST.	!
! PQMFD	! PREZZO OUTPUT SETTORE TRASF. IND. DEST.	!
! COMPZ	! COMPETITIVITA' EXPORT: (PALTRI/ITCAMB)/PESP8D	!
! M2D	! MONETA (M2) DEL PUBBLICO DEST.	!
! AFIMD	! ATTIVITA' FINANZIARIE PUBBL. SU INTERNO P.M. DEST.	!
! OCCED	! OCCUPATI EFFETTIVI TOTALI DEST.	!
! OCCMFED	! OCCUPATI EFFETTIVI, SETTORE TRASF. IND. DEST.	!
! RAF	! RENDIMENTO MEDIO NETTO ATTIVITA' FINANZ. PUBBL.	!
! RCTI	! TASSO MEDIO SUL CREDITO INTERNO ALL'ECONOMIA	!
! TECOCTD	! CREDITO TOTALE INTERNO ALL'ECONOMIA (STOCK) DEST.	!
! TABOTR	! TASSO REALE MEDIO SUI BOT (*)	!
! TABOT	! TASSO MEDIO SUI BOT	!
! CINPARD	! CONSUMI INTERMEDI, P.A. P. COST. DEST.	!

(*) TABOTR è definito come:

$$\text{TABOTR} = ((1 + \text{TABOT}/100)/(\text{CIGQD}/\text{CIGQD}_{-4}) - 1) * 100$$

dove CIGQD è l'indice generale dei prezzi al consumo destagionalizzato.

CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: CRESCITA DELLA FORZA DI LAVORO
AI TASSI MEDI EUROPEI

ANDAMENTO DELLE FORZE DI LAVORO

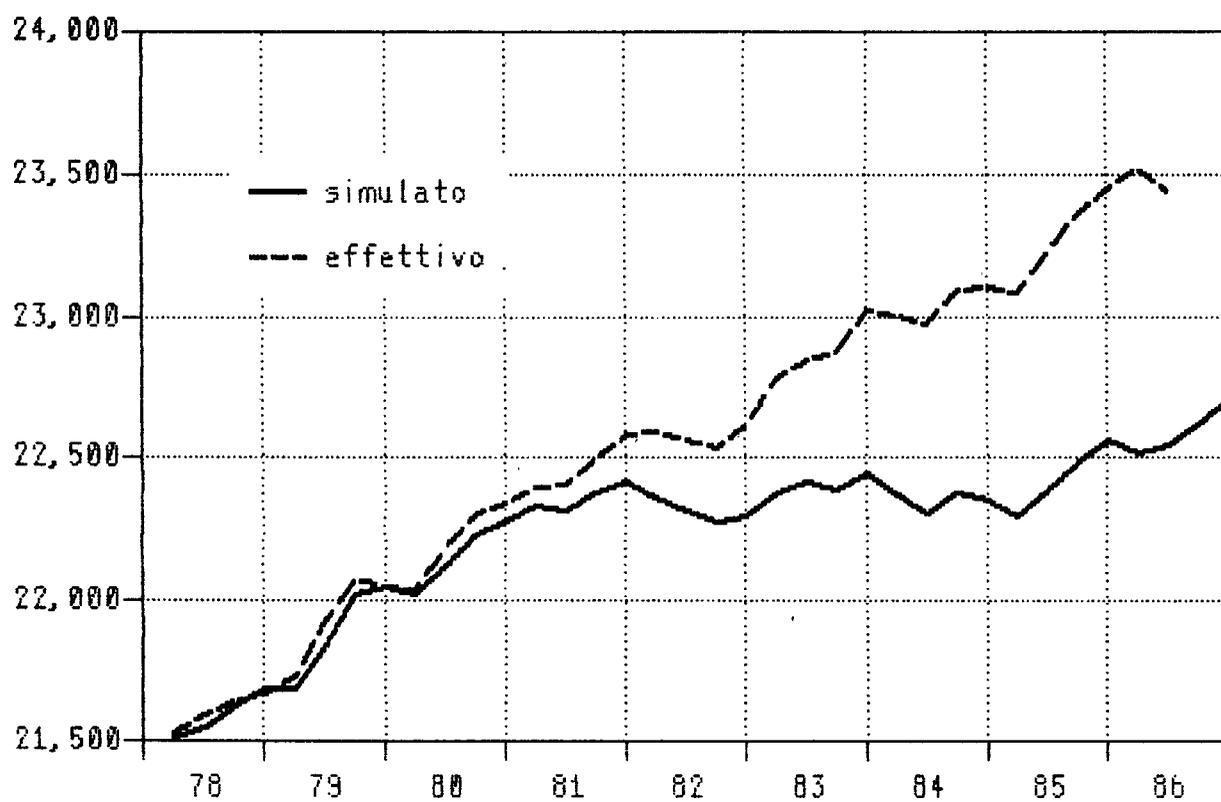
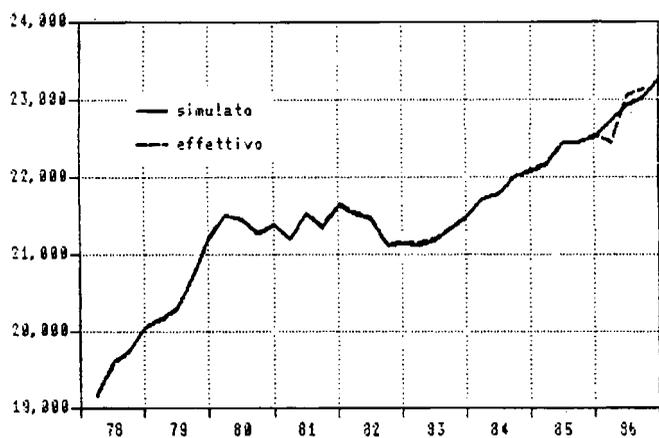


Fig. 4.4

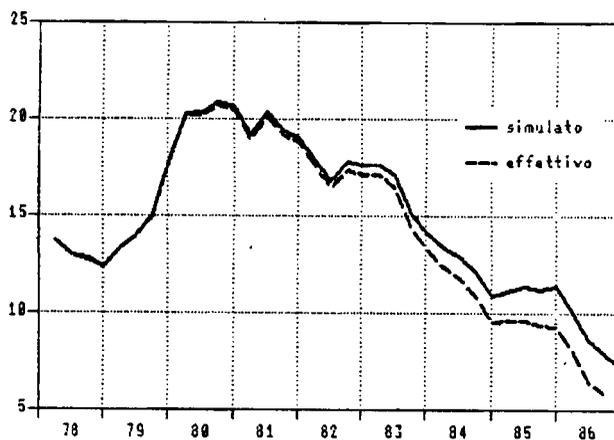
CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: CRESCITA DELLA FORZA DI LAVORO AI TASSI MEDI EUROPEI

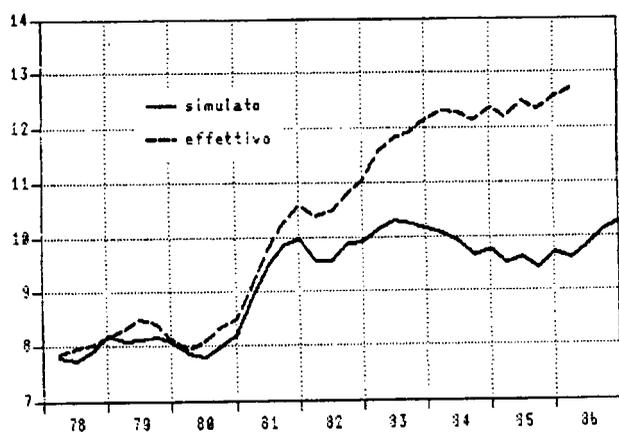
PIL REALE



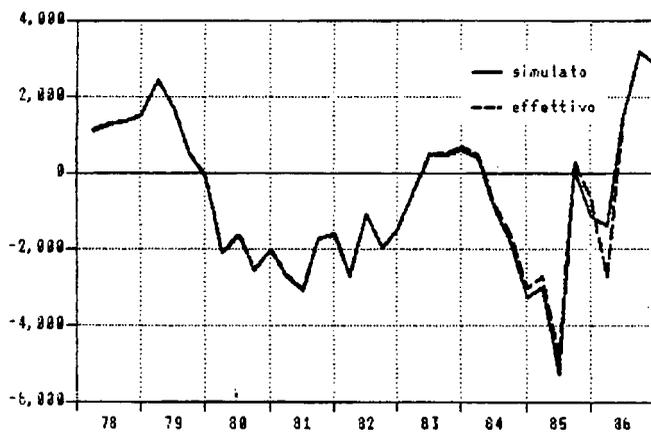
TASSO D'INFLAZIONE



TASSO DI DISOCCUPAZIONE



BILANCIA COMMERCIALE



un incremento medio annuo del 7 per cento rispetto ad uno effettivamente osservato del 3,5 circa. La maggiore domanda mondiale dovrebbe influenzare l'occupazione attraverso le esportazioni più elevate e gli effetti di queste sul prodotto. Poiché questo lavoro è incentrato sul problema della disoccupazione non è stata modificata la dinamica dei prezzi internazionali pur in presenza di una domanda mondiale molto più elevata. A partire dal 1980, il primo anno della recessione mondiale, la differenza tra le due simulazioni appare molto evidente (tav. 4.2 e fig. 4.5); le esportazioni sarebbero aumentate del 7 per cento per arrivare a un aumento di circa il 30 per cento a fine periodo. Il forte incremento della domanda aggregata si riflette naturalmente sul PIL reale, sensibilmente più alto, e sulle varie componenti di offerta. Il maggior livello di attività economica trascina con sé anche l'occupazione che è più elevata di diversi punti percentuali; escludendo la componente agricola, alla fine dell'ottavo anno la differenza tra i livelli delle due simulazioni sarebbe pari al 6 per cento. Il miglioramento della situazione economica si riflette sull'offerta di lavoro, le cui equazioni di determinazione, presentando un effetto permanente prociclico, la fanno aumentare a fine periodo del 2 per cento circa. Tali andamenti implicano una forte diminuzione del tasso di disoccupazione rispetto alla simulazione di base lungo l'intero arco di tempo considerato, anche se è da notare che la disoccupazione continuerebbe a crescere in termini di livelli. Le maggiori tensioni sul mercato del lavoro e sul mercato dei beni si scaricano naturalmente sull'inflazione e sulle retribuzioni, anche se il forte aumento della domanda estera fa sì che il tasso di cambio non presenti variazioni apprezzabili; anche in questo caso il processo di rientro dell'inflazione non si sarebbe interrotto, ma sarebbe stato solo rallentato. Un ultimo aspetto da rilevare è costituito dalla forte riduzione dell'indebitamento netto della P.A. conseguente alla notevole espansione ciclica dell'economia.

CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: AUMENTO DEL TASSO DI CRESCITA MEDIO ANNUO
DELLA DOMANDA MONDIALE DAL 3,5 AL 7 PER CENTO

PERIODI		1	2	3	4	5	6	7	8
PILRD	. %.	-0.26	0	1.18	2.88	4.97	6.73	6.72	7.43
DOMIRD	. %.	-0.15	-0.05	.62	1.96	3.41	4.91	5.22	5.9
CFIRD	. %.	-0.09	-0.09	.32	1.52	2.75	4.2	4.59	4.88
IMATRD	. %.	-0.43	-0.43	1.54	7.23	12.7	20.73	21.69	24.32
ICDPRD	. %.	-0.02	-0.03	.05	.78	2.15	3.9	4.55	4.43
ESPRD	. %.	-1.46	.22	7.26	13.81	24.49	21.4	30.02	33.14
IMPRD	. %.	-1.2	.03	4.95	11.36	20.23	27.93	27.37	30.97
VSCRD	. %.	-0.05	.04	.28	.31	.46	.32	.14	.3
BALCURD	. %.	-0.13	.03	.55	1.03	1.91	2.44	1.91	2.31
BP	. %.	-0.1	.04	.38	1.03	1.74	2.4	1.51	2.46
INONPAD	. %.	.02	.07	-0.1	-0.64	-1.5	-2.63	-3.13	-3.1
DCCEAG	. %.	-0.13	-0.09	.55	1.94	3.4	5	5.36	5.62
EXCH	. %.	0	.06	.15	.14	-0.31	-1.16	-1.91	-2.54
URED	. %.	.06	.04	-0.29	-0.93	-1.51	-2.28	-2.39	-2.5
CPUMFD	. %.	-0.4	.34	2.09	2.64	3.25	2.34	-0.93	.26
FLO	. %.	-0.03	-0.03	.14	.58	1.03	1.61	1.93	1.96
CLUPMED	. %.	.18	-0.27	-0.98	-0.3	.52	2.55	5.92	6.92
RETHMF	. %.	-0.03	-0.14	-0.09	.82	2.39	4.77	7.36	9.81
PCFID	. %.	-0.04	-0.05	.12	.78	1.54	2.55	3.16	3.94
PPILD	. %.	-0.1	-0.05	.28	1.35	2.63	3.9	4.42	5.96
PQMFD	. %.	-0.08	.01	.33	.96	1.72	2.62	2.97	4.2
COMPZ	. %.	.14	.04	-0.46	-1.55	-2.39	-3.77	-3.39	-4.53
M2D	. %.	-0.06	-0.08	.3	1.75	4.24	7.94	10.47	13.67
AFIMD	. %.	-0.04	-0.04	.09	.37	.57	1	1.55	2.43
DCCED	. %.	-0.1	-0.08	.45	1.62	2.85	4.24	4.61	4.86
DCCMFED	. %.	-0.3	-0.15	1.46	4.64	7.57	10.63	9.53	8.68
RAF	. %.	0	.03	.02	-0.16	-0.5	-1.04	-1.44	-1.48
RCTI	. %.	0	.04	.04	-0.08	-0.36	-0.93	-1.22	-1.25
TECOCTD	. %.	.02	.04	-0.04	-0.45	-0.18	.62	3.74	8.72
TABGTR	. %.	.05	.06	-0.14	-0.84	-1.27	-2.03	-2.04	-2.09
TABOT	. %.	.01	.06	.04	-0.24	-0.58	-1.18	-1.59	-1.45
CINPAD	. %.	0	0	0	0	0	0	0	0

NOTA: PER CIASCUNA VARIABILE:
% = VARIAZ. PERC. RISPETTO AL DATO STORICO MEDIE ANNUE

URED CPUMFD RAF RCTI TABOTR TABOT :
DIFFERENZE ASSOLUTE

VSCRD BALCURD BP INONPAD :
DIFFERENZE ASSOLUTE IN RAPPORTO AL PIL STORICO

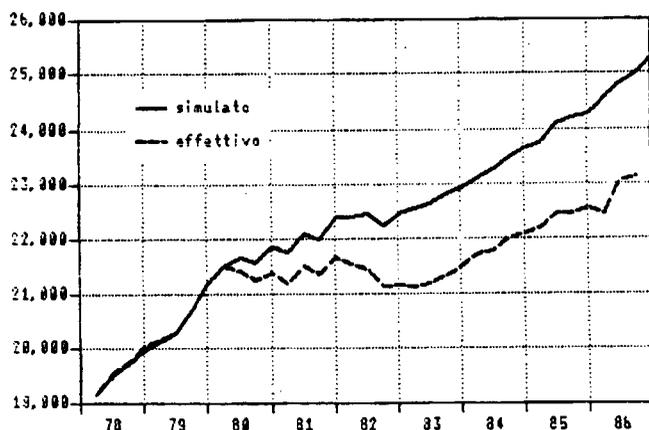
Legenda: vedi tav. 4.1.a

Fig. 4.5

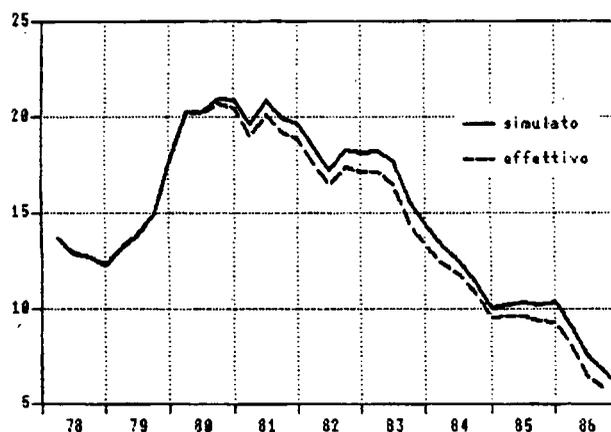
CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: AUMENTO DEL TASSO DI CRESCITA MEDIO ANNUO
DELLA DOMANDA MONDIALE DAL 3,5 AL 7 PER CENTO

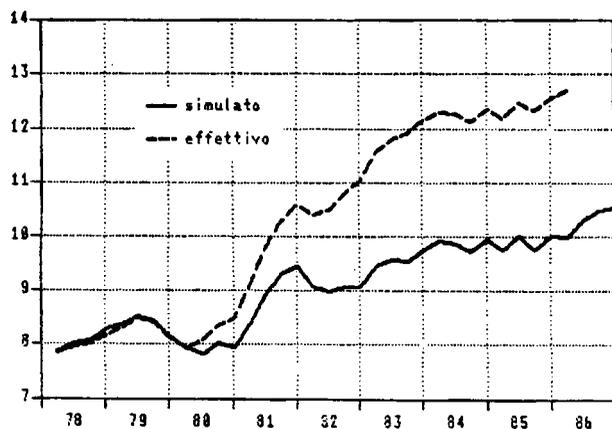
PIL REALE



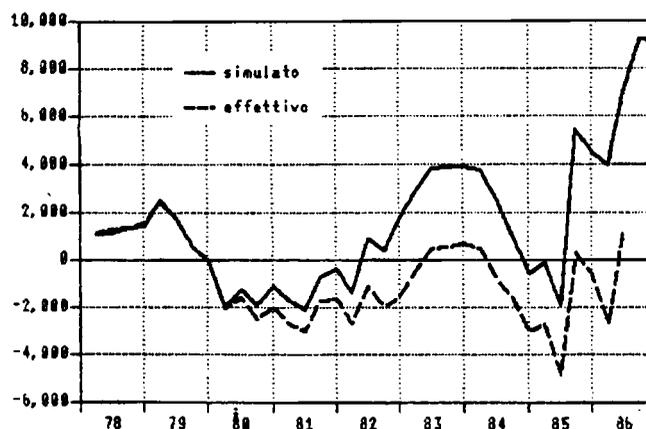
TASSO D'INFLAZIONE



TASSO DI DISOCCUPAZIONE



BILANCIA COMMERCIALE



Spesa pubblica

Un secondo tipo di shock operante dal lato della domanda aggregata è stato effettuato facendo crescere i consumi intermedi della P.A. in termini reali a un tasso costante dell'8 per cento all'anno rispetto a un valore storico del 6 per cento. Il canale immediato di trasmissione sul mercato del lavoro è costituito anche in questo caso dall'andamento della domanda aggregata e quindi del prodotto. Infatti, come si nota dalla tavola 4.3 e dalla figura 4.6 l'occupazione incomincia a rispondere favorevolmente già poco tempo dopo lo shock e a fine periodo presenta un incremento di circa l'1 per cento rispetto alla simulazione di base. L'offerta di lavoro reagisce positivamente a questa evoluzione anche se in misura moderata; il tasso di disoccupazione si riduce così costantemente in tutto il periodo per arrivare al termine dell'ottavo anno a una contrazione di oltre mezzo punto percentuale. La riduzione della disoccupazione unita alla maggiore dinamica della domanda fa aumentare l'inflazione rispetto alla simulazione di base pur se anche in questo caso non vi sono segni di accelerazione. Rispetto al precedente shock di domanda vi è ovviamente un peggioramento del saldo delle partite correnti che, unito alla perdita di competitività, fa deprezzare il tasso di cambio contribuendo ad aumentare l'inflazione, ed è da notare un altrettanto significativo peggioramento dell'indebitamento netto della P.A. in conseguenza delle maggiori spese.

Oneri sociali

Altre variabili che possono aver influito sulla disoccupazione sono rappresentate dagli oneri sociali (contributi obbligatori e accantonamenti in particolare) la cui normativa è stata mutata frequentemente dalla seconda metà degli anni '70 in poi. I mutamenti legislativi hanno prodotto un andamento

CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: AUMENTO DEL TASSO DI CRESCITA ANNUALE
DEI CONSUMI INTERMEDI DELLA P.A. DAL 6 ALL'8 PER CENTO

PERIODI		1	2	3	4	5	6	7	8
PILRD	. %	0	.16	.47	.65	.74	.93	1.17	1.38
DOMIRD	. %	.01	.21	.62	.86	.93	1.11	1.4	1.63
CFIRD	. %	0	.06	.25	.39	.45	.51	.61	.69
IMATRD	. %	.01	.25	1.07	1.56	1.68	1.86	2.11	2.37
ICQPRD	. %	0	.01	.1	.24	.33	.41	.44	.56
ESPRD	. %	0	-.06	-.16	-.12	0	.08	.08	.13
IMPRD	. %	.01	.13	.51	.73	.74	.75	.87	.93
VSCRD	. %	0	0	.02	.01	0	0	0	.01
BALCURD	. %	0	-.04	-.14	-.2	-.21	-.19	-.26	-.33
BP	. %	0	-.04	-.14	-.21	-.23	-.2	-.26	-.34
INDNPAD	. %	0	.16	.32	.42	.47	.68	.94	1.23
ICCEAG	. %	0	.06	.24	.41	.52	.65	.82	.98
EXCM	. %	0	.02	.14	.45	1.03	1.81	2.59	3.67
URED	. %	0	-.03	-.13	-.21	-.26	-.32	-.4	-.49
CPUMFD	. %	0	.14	.31	.24	.15	.2	.24	.26
FLD	. %	0	.02	.08	.14	.18	.23	.3	.37
CLUPMED	. %	0	-.05	.01	.34	.85	1.49	2.32	3.3
RETHMF	. %	0	.01	.14	.47	.97	1.64	2.48	3.5
PCFID	. %	0	.02	.13	.35	.71	1.24	1.91	2.74
PPILD	. %	0	.05	.2	.45	.79	1.35	2.05	2.89
PQMFD	. %	0	.04	.17	.41	.84	1.49	2.24	3.16
COMPZ	. %	0	-.03	-.11	-.05	.11	.19	.2	.33
MZD	. %	0	.03	.11	.24	.56	1.15	1.91	2.91
AFIMD	. %	0	.02	.07	.16	.39	.72	1.14	1.72
QCCED	. %	0	.05	.23	.37	.48	.59	.76	.92
QCCMFED	. %	0	.1	.43	.68	.84	1.06	1.35	1.61
RAF	. %	0	0	.02	.07	.15	.22	.27	.32
RCTI	. %	0	0	.03	.08	.19	.29	.37	.44
TECOCTD	. %	0	-.07	-.26	-.31	-.12	.11	.28	.71
TABQTR	. %	0	-.01	-.03	-.06	-.1	-.19	-.23	-.32
TABOT	. %	0	.01	.08	.2	.31	.41	.5	.58
CINPARD	. %	.1	3.49	8.37	9.85	9.68	11.7	14.88	16.79

NOTA: PER CIASCUNA VARIABILE:
% = VARIAZ. PERC. RISPETTO AL DATO STORICO MEDIE ANNUE

URED CPUMFD RAF RCTI TABQTR TABOT :
DIFFERENZE ASSOLUTE

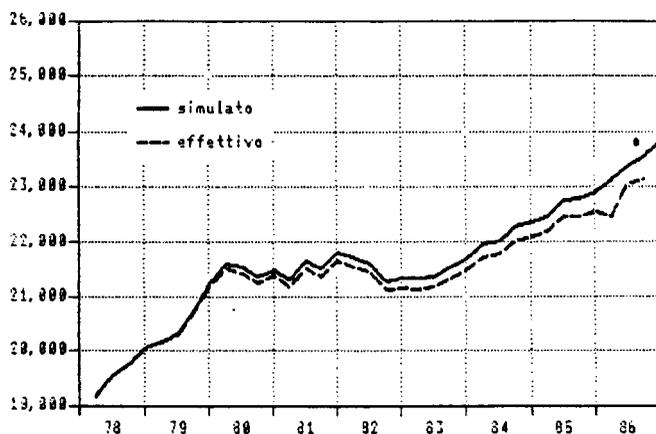
VSCRD BALCURD BP INDNPAD :
DIFFERENZE ASSOLUTE IN RAPPORTO AL PIL STORICO

Legenda: vedi tav. 4.1.a

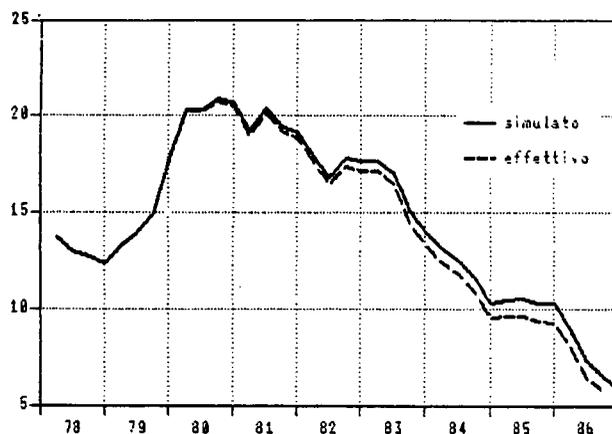
CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

**SHOCK: AUMENTO DEL TASSO DI CRESCITA ANNUALE
DEI CONSUMI INTERMEDI DELLA P.A. DAL 6 ALL'8 PER CENTO**

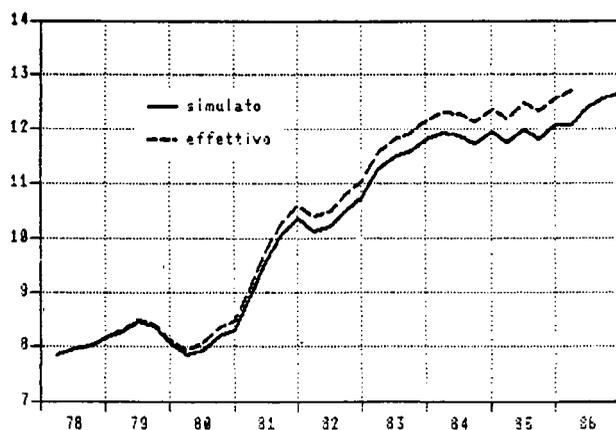
PIL REALE



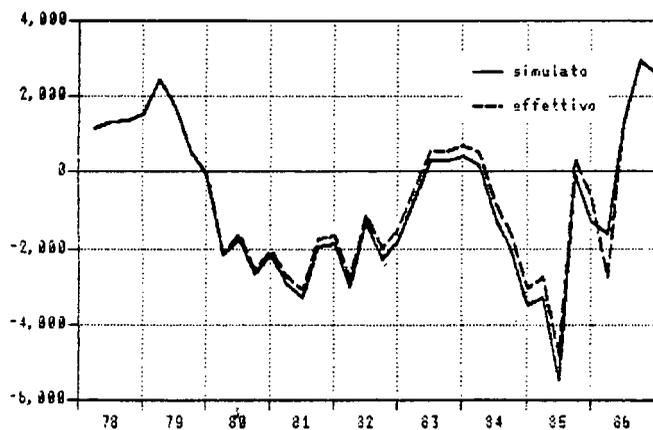
TASSO D'INFLAZIONE



TASSO DI DISOCCUPAZIONE



BILANCIA COMMERCIALE



decescente degli oneri sociali fino al 1981 e una notevole risalita in seguito (9). E' sembrato quindi opportuno compiere un'ulteriore simulazione mantenendo costante l'aliquota degli oneri sociali a partire dal 1981 per la trasformazione industriale e per i servizi destinabili alla vendita, i due settori all'interno del modello contraddistinti da un significativo effetto dei prezzi relativi sulla domanda di lavoro; il canale di trasmissione di variazioni degli oneri sociali sull'occupazione è infatti costituito dal meccanismo di sostituzione.

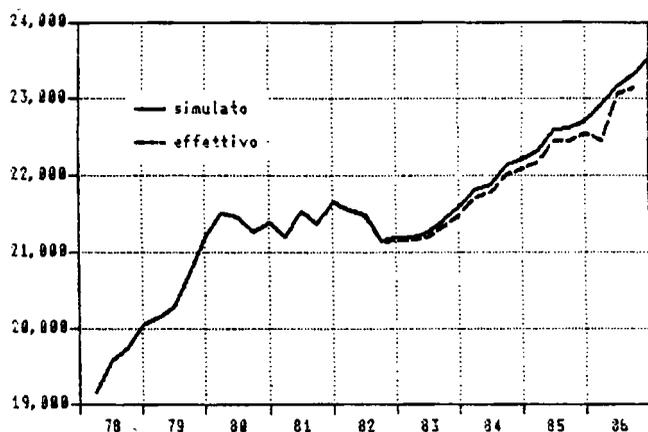
I risultati delle simulazioni (tav. 4.4 e fig. 4.7) mostrano un effetto negativo di un certo rilievo sui prezzi dell'output manifatturiero e, in misura lievemente inferiore, anche sui prezzi al consumo. La dinamica nominale delle retribuzioni risulta attenuata dando così origine a un circolo virtuoso rafforzato ulteriormente dai guadagni di competitività e da una lieve rivalutazione del tasso di cambio. Le esportazioni crescono rapidamente fino a diventare la componente più dinamica della domanda aggregata con effetti favorevoli sul prodotto. Una maggiore attività produttiva unita a una minore dinamica del costo del lavoro favorisce una crescita dell'occupazione pari, a fine periodo, allo 0,6 per cento che sale allo 0,7 escludendo la componente agricola. Le migliori opportunità d'impiego agiscono in senso positivo anche sull'offerta di lavoro con il risultato di attenuare gli effetti sul tasso di disoccupazione che tuttavia è più basso a fine periodo di 0,4 punti. La bilancia delle partite correnti rimane all'incirca invariata perché l'incremento delle esportazioni conseguente alla migliorata competitività viene compensato dal più elevato livello di attività economica. Rimane da notare che il maggiore indebitamento pubblico non comporta significativi effetti inflazionistici dato l'andamento del tasso di interesse reale e anzi alla fine del periodo non esiste una

Fig. 4.7

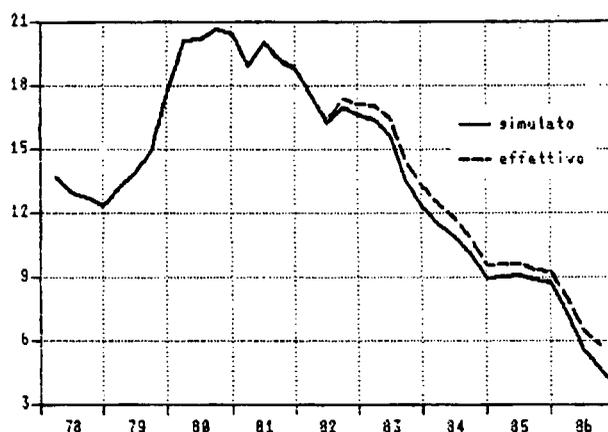
CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: ALIQUOTA DEGLI ONERI SOCIALI COSTANTE DAL 1981
NELLA TRASFORMAZIONE INDUSTRIALE E NEI SERVIZI DESTINABILI ALLA VENDITA

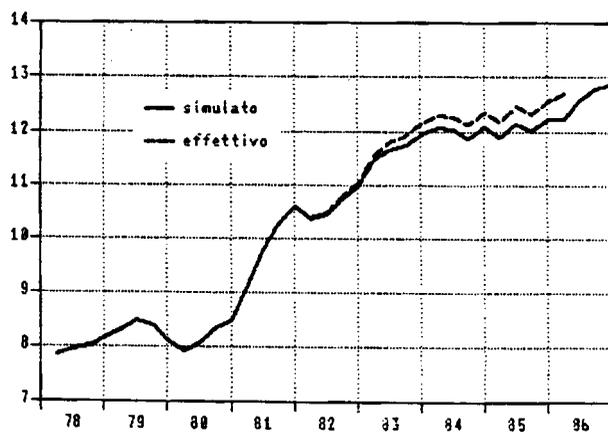
PIL REALE



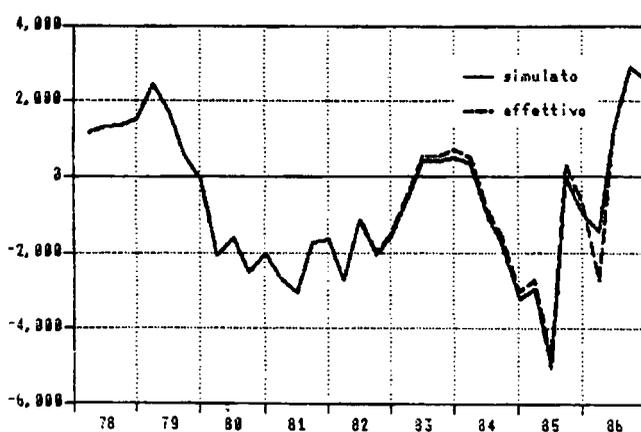
TASSO D'INFLAZIONE



TASSO DI DISOCCUPAZIONE



BILANCIA COMMERCIALE



CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: ALIQUOTA DEGLI ONERI SOCIALI COSTANTE DAL 1981
NELLA TRASFORMAZIONE INDUSTRIALE E NEI SERVIZI
DESTINABILI ALLA VENDITA

PERIODI		1	2	3	4	5	6	7	8
PILRD . % . 0		0	0	0	0	.09	.33	.54	.7
DOMRD . % . 0		0	0	0	0	.05	.21	.43	.55
CFIRD . % . 0		0	0	0	0	.08	.34	.58	.78
IMATRD . % . 0		0	0	0	0	-.03	-.16	.24	.2
ICOPRD . % . 0		0	0	0	0	-.01	-.13	-.1	.02
ESPRD . % . 0		0	0	0	0	.14	.45	.6	.74
IMPRD . % . 0		0	0	0	.01	-.06	-.07	.11	.18
VSCRD . % . 0		0	0	0	0	.01	.01	.03	.03
BALCURD . % . 0		0	0	0	0	-.04	-.1	-.13	-.16
BP . % . 0		0	0	0	0	-.04	-.09	-.12	-.17
INONPAD . % . 0		0	0	0	.04	.29	.37	.05	.03
ICCEAS . % . 0		0	0	0	0	.07	.31	.5	.64
EXCH . % . 0		0	0	0	0	-.1	-.48	-.98	-1.41
URED . % . 0		0	0	0	0	-.04	-.15	-.24	-.31
CPUMFD . % . 0		0	0	0	0	.13	.31	.28	.19
FLD . % . 0		0	0	0	0	.02	.1	.18	.23
CLUPMED . % . 0		0	0	0	-.02	-1.83	-3.71	-3.96	-5.01
RETHMF . % . 0		0	0	0	.01	-.11	-.67	-1.39	-1.75
PCFID . % . 0		0	0	0	.01	-.24	-.96	-1.67	-2.15
PPILO . % . 0		0	0	0	.01	-.33	-1.17	-1.87	-2.42
PQMFD . % . 0		0	0	0	.01	-.6	-1.77	-2.47	-3.16
COMPZ . % . 0		0	0	0	0	.35	.82	.89	1.13
M20 . % . 0		0	0	0	.01	-.03	-.29	-.71	-1.22
AFIMD . % . 0		0	0	0	.01	.02	-.15	-.35	-.55
JCCED . % . 0		0	0	0	0	.06	.28	.45	.59
JCCMFD . % . 0		0	0	0	-.01	.2	.79	1.38	1.79
RAF . % . 0		0	0	0	0	-.02	-.11	-.16	-.13
RCTI . % . 0		0	0	0	0	-.03	-.13	-.2	-.19
TECOCTD . % . 0		0	0	0	0	-.28	-1.11	-1.52	-1.57
TABQTR . % . 0		0	0	0	0	.2	.58	.54	.35
TABQT . % . 0		0	0	0	0	-.06	-.2	-.23	-.17
CINPAD . % . 0		0	0	0	0	0	0	0	0

NOTA: PER CIASCUNA VARIABILE:
% = VARIAZ. PERC. RISPETTO AL DATO STORICO MEDIE ANNUE

URED CPUMFD RAF RCTI TABQTR TABQT
DIFFERENZE ASSOLUTE

VSCRD BALCURD BP INONPAD :
DIFFERENZE ASSOLUTE IN RAPPORTO AL PIL STORICO

Legenda: vedi tav. 4.1.a

differenza significativa tra le due simulazioni in termini di indebitamento netto.

L'indicizzazione

In aggiunta a variazioni degli oneri sociali sarebbe interessante procedere a shocks sulla componente retributiva del costo del lavoro. La trasformazione delle retribuzioni in variabili esogene tout-court in carenza di una ben precisa regola dei redditi non può però fornire informazioni attendibili sugli effetti delle simulazioni. La struttura dell'equazione delle retribuzioni nel settore manifatturiero offre tuttavia la possibilità di valutare gli effetti conseguenti all'abbandono del sistema di scala mobile. Come è già stato ricordato, in aggiunta all'effetto del tasso di disoccupazione, compaiono nel lato destro dell'equazione tre termini legati all'inflazione: il primo rappresenta il funzionamento del meccanismo di scala mobile, il secondo la parte di salario non coperta dall'indicizzazione moltiplicata per le aspettative d'inflazione, ed il terzo un effetto di recupero di eventuali errori di anticipazione dell'inflazione. Annullare il funzionamento della scala mobile in questo contesto significa portare a zero il grado di copertura e quindi azzerare il primo termine dell'equazione e accrescere il ruolo delle aspettative nella reazione dei salari all'inflazione. Poiché le aspettative d'inflazione al consumo si formano sostanzialmente sulla base delle aspettative all'ingrosso, a loro volta determinate da ritardi distribuiti su variabili osservate, l'eliminazione della scala mobile dovrebbe comportare un rallentamento nella velocità di aggiustamento dei salari nominali alle variazioni dei prezzi.

L'annullamento del meccanismo di indicizzazione e lo spostamento del recupero dell'inflazione alle aspettative genera inizialmente una forte contrazione delle retribuzioni nominali e del costo del lavoro (tav. 4.5 e fig. 4.8). La minore dinamica salariale si riflette in una riduzione dell'inflazione e quindi

CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: ELIMINAZIONE DELLA SCALA MOBILE

PERIODI		1	2	3	4	5	6	7	8
PILRD	. %	.01	.35	.13	.09	.1	.1	.13	.15
DDMIRD	. %	-.14	-.23	-.12	-.13	-.03	-.03	.09	.14
CFIRD	. %	-.16	-.25	-.13	-.08	.02	.1	.2	.29
IMATRD	. %	-.47	-1.02	-.9	-1.65	-1.46	-1.47	-.95	-.79
ICDPRD	. %	-.02	-.09	-.04	-.04	.06	.1	.1	.19
ESPRD	. %	.23	.45	.44	.48	.35	.27	.13	.09
IMPRD	. %	-.43	-.79	-.65	-.76	-.45	-.31	-.05	.03
VSCRD	. %	-.01	-.01	.02	0	.01	-.01	.02	0
BALCURD	. %	.01	.09	.12	.13	.07	.01	-.01	-.01
BP	. %	.01	.12	.15	.15	.07	-.01	-.02	-.03
INDNPAD	. %	-.01	-.04	-.01	-.08	-.09	-.15	-.14	-.21
DCCEAG	. %	.08	.19	.26	.26	.21	.19	.16	.17
EXCH	. %	-.17	-.7	-1.38	-2.12	-2.88	-3.56	-3.93	-4.16
URED	. %	-.04	-.09	-.13	-.12	-.09	-.08	-.07	-.08
CPUMFD	. %	.1	.16	.07	-.11	-.08	-.08	.02	-.01
FLD	. %	.02	.06	.08	.09	.07	.07	.06	.07
CLUPMED	. %	-2.33	-2.93	-3.35	-3.71	-4.34	-4.19	-4.54	-4.75
RETHMF	. %	-2.44	-3.25	-3.73	-4.17	-4.73	-4.55	-4.78	-4.97
PCFID	. %	-.37	-1.17	-1.82	-2.43	-2.95	-3.52	-3.82	-4.05
PPILD	. %	-.76	-1.68	-2.32	-2.98	-3.44	-3.89	-4.12	-4.32
PQMFD	. %	-.96	-1.77	-2.39	-3	-3.52	-3.98	-4.19	-4.37
COMPZ	. %	.5	.67	.6	.56	.42	.25	.15	.12
M2D	. %	-.26	-.6	-.92	-1.48	-2.13	-2.87	-3.42	-3.87
AFIMD	. %	-.33	-.75	-1.14	-1.55	-1.96	-2.42	-2.83	-3.11
QCCED	. %	.06	.15	.22	.22	.18	.17	.14	.15
QCCMFED	. %	.23	.57	.78	.71	.53	.42	.34	.3
RAF	. %	-.03	-.14	-.24	-.28	-.29	-.29	-.24	-.19
RCTI	. %	-.04	-.19	-.29	-.33	-.39	-.41	-.37	-.32
TECOCTD	. %	-.49	-1.39	-2.29	-3.23	-4.12	-4.92	-5.49	-6
TABGTR	. %	.29	.54	.31	.3	.24	.26	.07	.07
TABDT	. %	-.09	-.28	-.39	-.4	-.37	-.37	-.28	-.19
CINPARD	. %	0	0	0	0	0	0	0	0

NOTA: PER CIASCUNA VARIABILE:
% = VARIAZ. PERC. RISPETTO AL DATO STORICO MEDIE ANNUE

URED CPUMFD RAF RCTI TABGTR TABDT :
DIFFERENZE ASSOLUTE

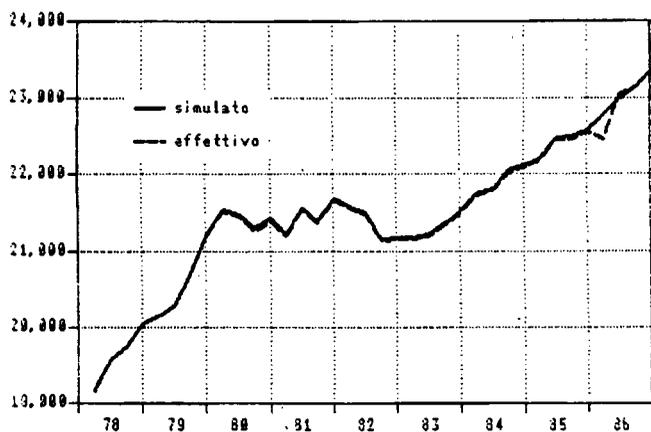
VSCRD BALCURD BP INDNPAD :
DIFFERENZE ASSOLUTE IN RAPPORTO AL PIL STORICO

Legenda: vedi tav. 4.1.a

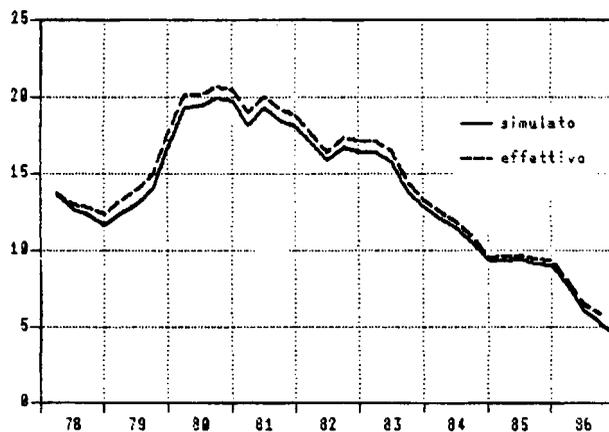
CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E SIMULATI

SHOCK: ELIMINAZIONE DELLA SCALA MOBILE

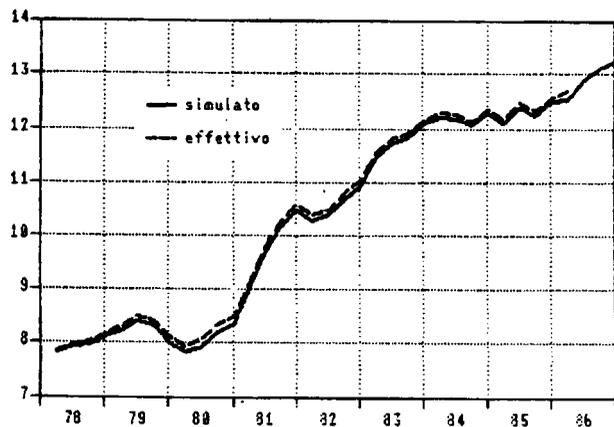
PIL REALE



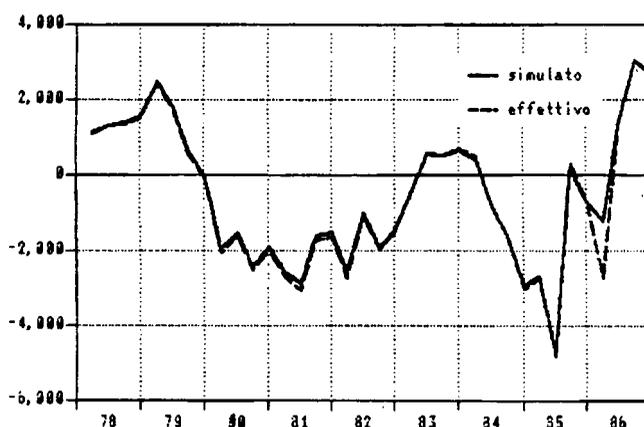
TASSO D'INFLAZIONE



TASSO DI DISOCCUPAZIONE



BILANCIA COMMERCIALE

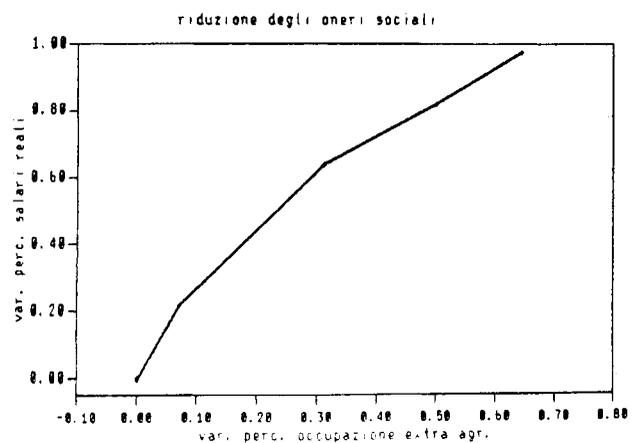
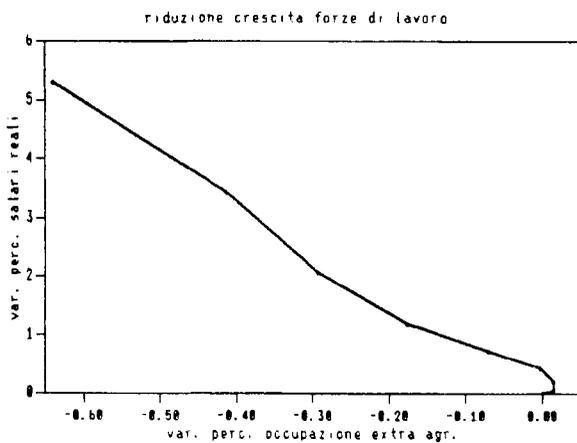
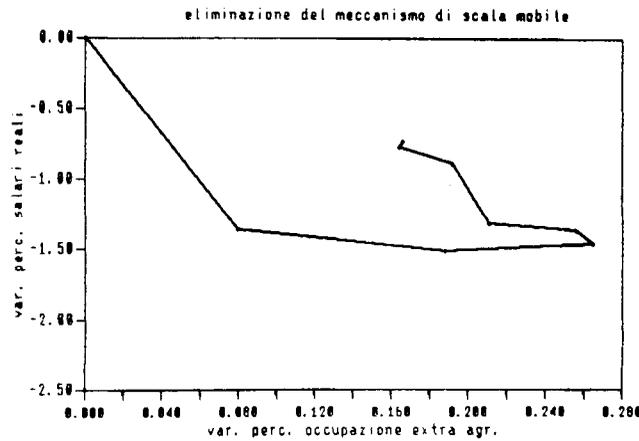
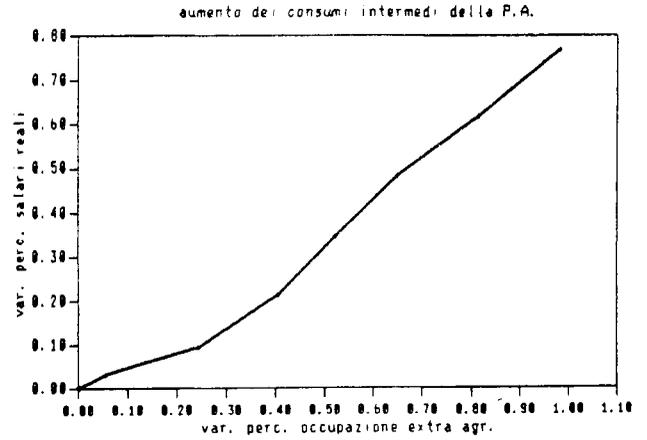
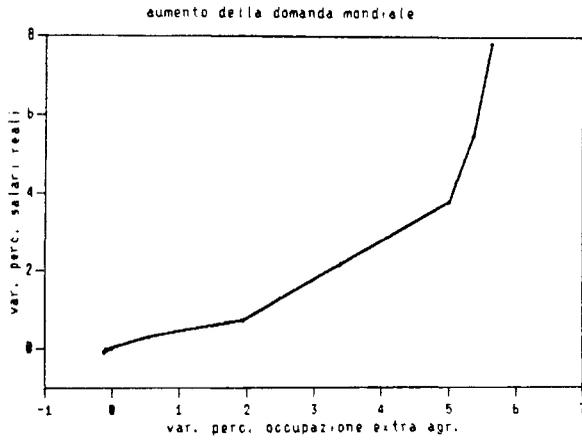


in un guadagno di competitività che fa aumentare le esportazioni e ridurre le importazioni. Vi è quindi per la maggior parte del periodo una sostituzione di domanda estera a domanda interna con effetti favorevoli sul PIL reale. La combinazione di una minore dinamica retributiva e di una maggiore domanda aggregata fa aumentare l'occupazione anche se in misura molto contenuta (0,2 per cento a fine periodo). L'effetto sul tasso di disoccupazione è ancora più contenuto, pari a un decimo di punto, mentre assai più favorevole è l'abbandono del meccanismo di scala mobile sulla dinamica dell'inflazione, in modo particolare nei primi anni dell'esperimento, quando maggiore è la riduzione delle retribuzioni in conseguenza del passaggio al nuovo sistema di determinazione dei salari. La bilancia commerciale presenta un lieve miglioramento, così come l'indebitamento della P.A. è favorevolmente influenzato dalla minore dinamica delle retribuzioni del settore pubblico. Tuttavia, le variazioni osservate rispetto alla simulazione di base, ad eccezione dei salari e dell'inflazione, sono complessivamente modeste. Va però precisato che i risultati ottenuti possono sottostimare gli effetti derivanti dall'eliminazione della scala mobile, poiché all'interno del modello non vi è nessun ruolo per effetti d'annuncio, né le aspettative d'inflazione compaiono tra gli argomenti delle equazioni di prezzo (10).

Relazione ex-post tra salari reali e occupazione

Sulla base dell'insieme delle simulazioni condotte è ora possibile valutare l'associazione tra salari reali e occupazione. Tale relazione è influenzata oltre che dal tipo di shock effettuato anche dalle specifiche politiche adottate in tema di tasso di cambio e di variabili finanziarie e un mutamento di queste politiche potrebbe portare a cambiamenti nell'associazione tra le due variabili. Nella figura 4.9 sono riportate le associazioni tra le variazioni percentuali del salario reale e le variazioni percentuali dell'occupazione extra-

RELAZIONE TRA VARIAZIONI DEI SALARI REALI E VARIAZIONI
DELL'OCCUPAZIONE NELLE DIVERSE SIMULAZIONI

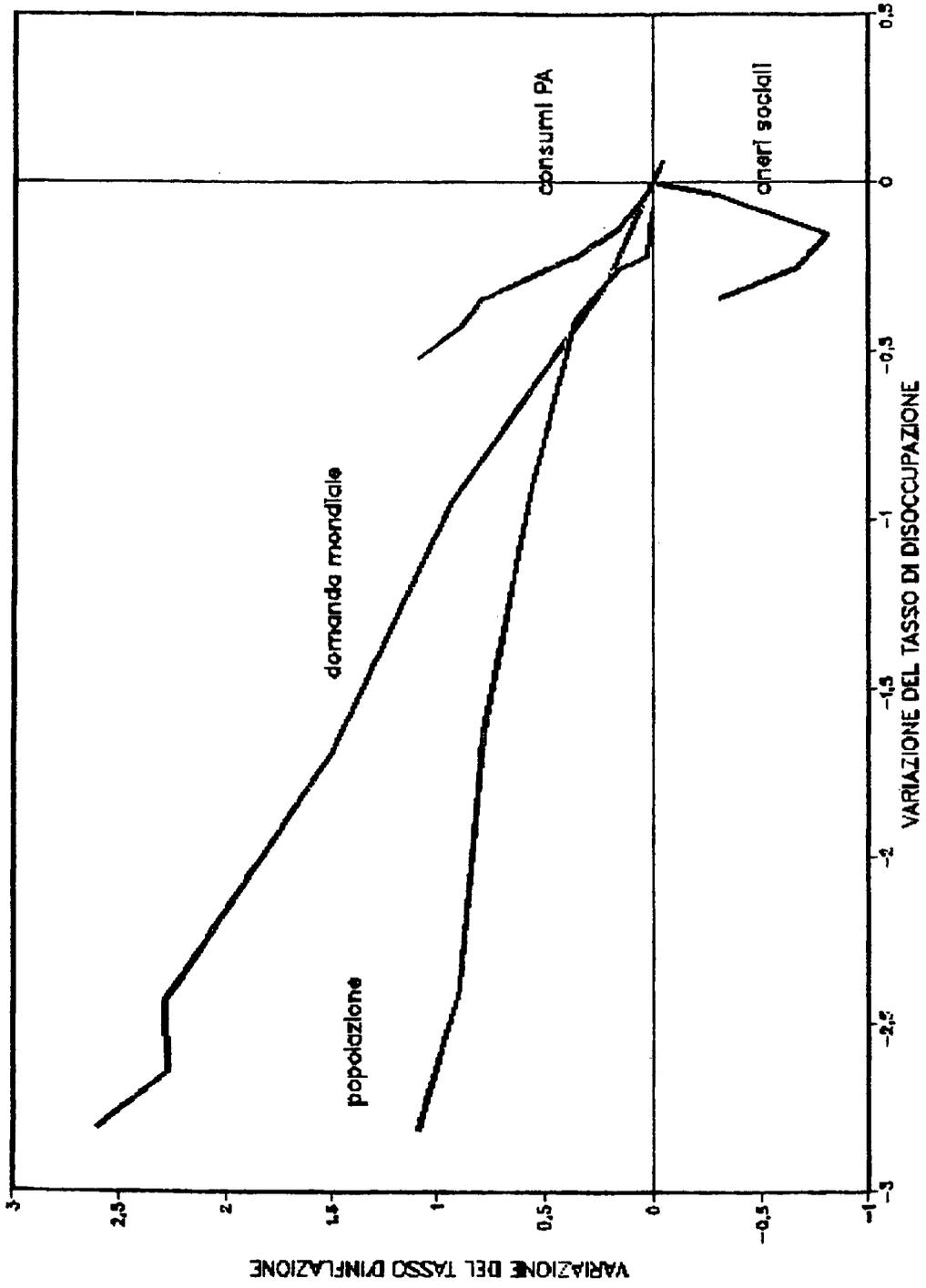


agricola in tutte le simulazioni. I quadranti I e III indicano una correlazione positiva (l'aumento dei salari reali si accompagna con un aumento dell'occupazione e viceversa), i quadranti II e IV indicano una correlazione negativa (l'aumento dei salari reali si accompagna a una diminuzione dell'occupazione e viceversa). Come si può notare immediatamente dai grafici non esiste un'associazione univoca tra dinamica dei salari e andamento dell'occupazione. Sembra comunque prevalere sulla base delle simulazioni svolte un legame positivo tra le due variabili, più precisamente vi è un'associazione positiva nel caso di tutti gli shocks di domanda (aumento della domanda internazionale, incremento dei consumi intermedi delle pubblica amministrazione e riduzione degli oneri sociali), mentre emerge un trade-off solamente nel caso di shocks di offerta (riduzione della popolazione attiva) o negli esperimenti di modifica diretta dell'equazione dei salari (ad esempio abolizione della scala mobile). Un aspetto che rafforza l'affidabilità dei risultati è che essi sono qualitativamente simili a quelli ottenuti recentemente con identica metodologia da M.J. Andrews et al. (1985) per 5 diversi modelli econometrici del Regno Unito; le simulazioni da essi condotte presentano infatti lo stesso tipo di associazione tra salari reali e occupazione. La conclusione che può trarsi da quest'analisi è che è fondamentale considerare la natura dello shock prima di procedere a valutare gli effetti di variazioni dei salari reali sull'occupazione.

Per quanto riguarda, invece, la relazione tra disoccupazione e inflazione, nella figura 4.10 è riportato il trade-off di breve periodo tra le due variabili, ovvero il costo che si deve sopportare in termini di maggiore inflazione per una riduzione del tasso di disoccupazione. Dal grafico appare chiaramente come nel periodo esaminato un miglioramento della situazione occupazionale poteva essere conseguito in genere solo con un aumento dell'inflazione, con la possibile eccezione della manovra degli oneri sociali che, se mantenuti costanti a partire da 1981, avrebbero portato contemporaneamente a una disoccupazione e a un'inflazione leggermente minori. Tra gli altri

Fig. 4.10

TRADE-OFF DI BREVE PERIODO TRA DISOCCUPAZIONE
E INFLAZIONE NEI DIVERSI SHOCKS (*)



(*) Variazioni rispetto alla simulazione di base

shocks considerati, l'incremento dei consumi intermedi della P.A., a parità di riduzione della disoccupazione, avrebbe avuto l'impatto più inflazionistico, poiché, oltre a generare spinte sui prezzi dal lato della domanda di beni, avrebbe indotto una svalutazione del tasso di cambio. Una maggiore domanda mondiale avrebbe avuto minori conseguenze inflazionistiche a causa della mancanza di impulsi inflazionistici sul tasso di cambio; una più ridotta dinamica dell'offerta di lavoro, infine, avrebbe comportato un costo ancora minore in termini di tensioni sui prezzi.

5. Valutazione dei risultati e conclusioni

In questo lavoro sono state esaminate le determinanti della crescita della disoccupazione in Italia, concentrandosi sugli aspetti aggregati e trascurando volutamente le caratteristiche settoriali (distribuzione geografica, per sesso, per età, ecc.) che pure nel nostro paese hanno un'importanza notevole.

L'analisi preliminare dei dati (par. 2) ha mostrato come la disoccupazione in Italia abbia caratteristiche diverse rispetto a quanto è possibile riscontrare negli altri paesi europei. Infatti, mentre in Germania, nel Regno Unito e in Francia vi è stata una notevole contrazione dell'occupazione dall'inizio degli anni '70 in poi, in Italia l'occupazione complessiva è cresciuta tra il 1970 e il 1986, al netto della CIG, del 5,5 per cento e addirittura del 15 per cento, se si considera l'occupazione extra-agricola. Ciò nonostante, l'incremento dell'occupazione non è stato in grado di assorbire il continuo aumento dell'offerta di lavoro, attribuibile sia alla forte crescita della popolazione in età lavorativa, sia all'incremento nei tassi specifici di attività: ne è risultato un innalzamento del tasso di disoccupazione pari, tra il 1980 e il 1986, a 5 punti percentuali se si escludono gli occupati corrispondenti alle ore autorizzate di Cassa integrazione.

Utilizzando stime econometriche relative al blocco prezzi-salari del modello econometrico recentemente completato (Banca

d'Italia, (1986)), si è verificato come non vi sia evidenza di un incremento, a partire dalla metà degli anni '70, del cosiddetto tasso "naturale" di disoccupazione (par. 3 e app. C). Questo tasso, che non viene "spiegato" dal modello, è determinato dai coefficienti della curva di Phillips e dalle variazioni, esogene, della produttività del lavoro, e può essere forse con maggiore efficacia definito come il tasso di disoccupazione compatibile con un tasso d'inflazione costante (NAIRU). Dall'inizio degli anni '80 si è registrato un divario crescente tra tasso effettivo di disoccupazione e NAIRU pari, per il 1986, a quasi 4 punti percentuali. Il rilevante processo di riduzione della dinamica salariale registrato negli ultimi anni appare quindi spiegabile anche con il forte incremento della disoccupazione. Un interessante risultato che si ottiene dall'analisi empirica è che la relazione tra dinamica salariale e tasso di disoccupazione è fortemente non lineare; questo implica che al crescere del tasso di disoccupazione si riducono gli effetti di contenimento esercitati sulla dinamica delle retribuzioni, col risultato di rendere assai lento l'eventuale riassorbimento dell'eccesso di offerta di lavoro.

Si è quindi proceduto a verificare la validità dell'ipotesi di persistenza o isteresi del tasso di disoccupazione. Tale ipotesi, che è stata recentemente oggetto di numerosi studi, implica che il tasso naturale di disoccupazione segua i movimenti del tasso effettivo, risentendo degli shocks che influenzano quest'ultimo. I fondamenti teorici dell'ipotesi di isteresi risiedono nella distinzione tra insiders e outsiders nel processo di negoziazione salariale, o nella possibilità di effetti differenziati sulle retribuzioni provenienti dai disoccupati "di breve periodo" rispetto ai disoccupati "di lungo termine". Per l'Italia non è stato possibile riscontrare empiricamente un effetto di isteresi dall'equazione di determinazione dei salari né in base alla struttura dei ritardi, né in base a eventuali effetti differenziali attribuibili alla distinzione tra disoccupati di breve e di lunga durata (cfr. appendice D); inoltre, come è già stato precisato, non risulta nessun incremento del

NAIRU nel corso degli anni oggetto di esame (cfr. appendice C). Ciò non significa, come si è detto, che il tasso di disoccupazione effettivo tenda spontaneamente a riportarsi, in un ragionevole lasso di tempo, su quello naturale (cfr. appendice B). Inoltre, nel lavoro non si è esaminata un'altra possibile forma di isteresi, cioè l'ipotesi di effetti differenziati sui salari a seconda dell'area geografica in cui si concentra la disoccupazione. La dispersione territoriale delle condizioni d'impiego ha già assunto dimensioni rilevanti nel periodo 1978-86, ma diventerà ancora più importante nei prossimi 10-15 anni. Si potrebbe, allora, assistere ad aumenti del tasso medio di disoccupazione attribuibili in special modo alla dinamica sfavorevole delle regioni meridionali, senza che questo abbia effetti di contenimento sulle retribuzioni nel caso in cui queste fossero determinate soprattutto con riferimento alla situazione del mercato del lavoro nelle regioni centro-settentrionali. Lo sviluppo di fenomeni di isteresi potrebbe quindi essere imputabile non alla distinzione tra disoccupati di breve e di lungo termine ma alla differenziazione per aree geografiche.

Sono stati poi analizzati (par. 4) gli effetti di alcune variabili macroeconomiche (costo del lavoro, domanda aggregata e popolazione in età attiva) sulla disoccupazione servendosi del modello econometrico. L'utilizzo di una struttura complessa e articolata permette, infatti, di considerare le interrelazioni esistenti tra i diversi mercati dei beni, del lavoro, degli strumenti finanziari, tenendo conto di effetti e relazioni fondamentali quali quelli legati al cambio e alla bilancia dei pagamenti o al vincolo di bilancio del settore statale. Utilizzando la struttura del modello, cui sono stati apportati alcuni miglioramenti rispetto alla versione già presentata (cfr. l'appendice A), si è proceduto a mutare i valori della domanda estera, dei consumi intermedi della P.A., delle aliquote degli oneri sociali e della popolazione in età attiva. Per le simulazioni si sono impiegate due funzioni di reazione per la determinazione del tasso di cambio e dei tassi d'interesse. In tal modo si sono endogenizzate le politiche al mutare degli scenari.

I risultati ottenuti mostrano come, in presenza del forte incremento dell'offerta di lavoro, la crescita della disoccupazione in Italia a partire dalla fine degli anni '70 sia attribuibile principalmente a carenza di domanda aggregata (11); in particolare, un effetto negativo molto importante è costituito dal drastico processo di ridimensionamento del tasso di espansione della domanda mondiale il cui saggio medio di crescita si è ridotto, tra il periodo 1970-77 e il periodo 1978-85, dal 7,0 al 3,5 per cento; in questo senso gli eventi e le politiche internazionali hanno imposto all'Italia una crescita della disoccupazione. Parallelamente, il forte incremento dell'offerta di lavoro, attribuibile in gran parte a fenomeni demografici, ha spinto verso l'alto il tasso di disoccupazione, senza che il sistema, a causa delle rigidità e dei vincoli che lo caratterizzano, fosse in grado di generare autonomamente spinte sufficienti a riportare in tempi brevi il tasso di disoccupazione al livello di equilibrio.

Dalle simulazioni emerge quindi che il modello, pur in presenza di un'omogeneità di primo grado tra prezzi e salari e di una curva di Phillips di lungo periodo (con cambio reale costante) verticale, mostra rilevanti caratteristiche keynesiane. Ai favorevoli effetti sull'occupazione provenienti da un incremento delle spese correnti della P.A. si sarebbe tuttavia accompagnato nel periodo in esame un più alto tasso d'inflazione con ulteriori spinte inflazionistiche generate dal deprezzamento del cambio conseguente all'inevitabile deterioramento del saldo delle partite correnti e alla perdita di competitività; date le condizioni iniziali del debito pubblico, il significativo incremento dell'indebitamento netto della P.A. conseguente alle maggiori spese avrebbe ovviamente peggiorato le condizioni di sostenibilità.

Un altro fattore che sembra aver inciso negativamente negli ultimi anni, anche se in misura molto più limitata rispetto alle altre determinanti, è rappresentato dal graduale ma continuo processo di de-fiscalizzazione degli oneri sociali messo

in atto dal 1981. L'effetto negativo sulla domanda di lavoro si spiega con l'operare nella stessa direzione dell'effetto sostituzione, causato dal maggiore costo del lavoro, e dell'effetto reddito causato da una minore competitività e quindi da una più bassa domanda estera.

Circa il legame tra salari reali e occupazione, le simulazioni mostrano come l'associazione tra queste due variabili non sia univoca, ma dipenda dal tipo di shock considerato. Per shocks di domanda (variazione della domanda estera o dei consumi intermedi della P.A., fiscalizzazione degli oneri sociali) appare una correlazione positiva tra le due variabili, cioè aumenti dei salari reali si accompagnano ad aumenti nell'occupazione, mentre per shocks di offerta (variazioni nel tasso di crescita della popolazione attiva) o per impulsi che provengono direttamente dall'equazione dei salari (modifiche della scala mobile) appare una correlazione negativa. Questi risultati sono in linea con quanto ottenuto in studi internazionali in materia e mostrano come per poter valutare gli effetti di variazioni dei salari reali sulla domanda di lavoro occorre conoscere l'origine dello shock.

Per quanto riguarda le implicazioni per le politiche economiche, tutte le simulazioni effettuate mettono quindi in luce la rilevanza del vincolo dell'inflazione e del vincolo estero a politiche di reflazione della domanda. Naturalmente, tali vincoli si sono ridotti nel 1986 dato il forte miglioramento delle ragioni di scambio, ma rimane sempre auspicabile e necessario un rilancio della domanda estera per evitare che la ripresa interna si rifletta sul disavanzo con l'estero o sull'inflazione. Sul piano interno, l'atteso venir meno delle pressioni demografiche a partire dall'inizio degli anni '90 dovrebbe portare un lento ma costante miglioramento della situazione della disoccupazione. A tale riguardo occorre però ricordare i forti squilibri a livello territoriale che potrebbero compromettere tale evoluzione.

NOTE

- (1) Cfr. Banca d'Italia (1986), vol. I e vol. II.
- (2) E' da notare che nella struttura attuale del modello è ancora considerato il vecchio sistema di scala mobile a punto unificato e con cadenza trimestrale degli adeguamenti.
- (3) Cfr. al riguardo, Modigliani (1977); per un'interessante derivazione del NAIRU, con stime relative a diversi paesi, cfr. il recente lavoro di Coe (1985); un'efficace esposizione, con applicazioni al caso italiano, è inoltre quella di Onofri e Salituro (1985).
- (4) Questo risultato è in contrasto con quanto ottenuto da Modigliani, Padoa Schioppa e Rossi (1986) e da Onofri e Salituro (1985) secondo i quali vi è stato un cambiamento significativo nell'effetto del tasso di disoccupazione tra gli anni settanta e gli anni ottanta.
- (5) E' da notare, comunque, che la scarsa inclinazione della curva di Phillips nell'intervallo dei valori storici assunti dal tasso di disoccupazione non è solo dipendente dalla forma funzionale scelta, ma rimane valida anche con l'utilizzo di forme logaritmiche o lineari. Esiste, invece, una differenza significativa tra le diverse curve per valori del tasso di disoccupazione superiori a quelli osservati nel periodo di stima.
- (6) Poiché la relazione tra tasso di crescita dei salari (Δw) e tasso di disoccupazione (u) è, a parità di altre variabili, $\Delta w = \kappa + \beta(1/u)$, $\kappa < 0$, $\beta > 0$, una diminuzione della non linearità si può ottenere aumentando il valore del coefficiente β e riducendo quello del coefficiente κ . Per mantenere invariato il livello del tasso naturale di disoccupazione, dopo aver moltiplicato per un fattore di scala pari a 3 il coefficiente β , abbiamo ottenuto il nuovo valore della costante come $\kappa' = \kappa - 2\beta(1/u)$, con u pari al livello del tasso naturale (8,8), cosicché:

$$\kappa = - 1,942; \quad \beta = 21,850;$$

$$\kappa' = - 6,692; \quad \beta' = 65,550.$$

Le due diverse curve si intersecano quindi, per costruzione, in corrispondenza di un livello del tasso di disoccupazione pari a 8,8 per cento; valori di u superiori a 8,8 portano a maggiori effetti di contenimento della crescita dei salari nella nuova specificazione, e viceversa.

- (7) Dal 1981 in poi il tasso di disoccupazione effettivo è sempre superiore al NAIRU.

- (8) Oltre alle due funzioni di reazione si è anche proceduto (cfr. Gressani, Guiso e Visco (1987), appendice C) ad endogenizzare con regole ad hoc alcune variabili esogene al modello nella versione utilizzata per le previsioni. Si osservi inoltre che né per la stima del modello, né per le simulazioni effettuate, si è potuto tener conto delle notevoli revisioni della Contabilità nazionale contenute nella Relazione generale sulla situazione economica del Paese per il 1986. I confronti presentati nelle pagine che seguono sono tutti effettuati rispetto alla "storia". Ciò significa tecnicamente che le diverse simulazioni sono state effettuate partendo dalle simulazioni statiche delle singole equazioni del modello, aggiungendo ad esse i residui in modo da poter replicare la storia e tenendo questi ultimi fermi ai loro valori storici mentre si procedeva a modificare l'andamento di particolari variabili e parametri. Per maggiori dettagli al riguardo, cfr. Gressani, Guiso e Visco (1987), par. 3.2 e n. 7.
- (9) Nel 1977 vi è stata la de-indicizzazione dell'indennità di anzianità e i provvedimenti di fiscalizzazione dei contributi obbligatori estesi poi nel 1980. Nel 1982 per evitare il referendum vi è stata la riforma della normativa dei fondi di quiescenza che ha reintrodotto l'indicizzazione ai prezzi e il recupero graduale di quanto perso nel periodo 1977-81; infine, negli ultimi anni si è assistito a una continua riduzione della fiscalizzazione degli oneri sociali nel contesto dei tentativi di ridurre il disavanzo della finanza pubblica.
- (10) Va inoltre precisato che per il 1986 la scala mobile considerata è quella antecedente l'ultima riforma.
- (11) A conclusioni simili provengono anche Modigliani, Padoa Schioppa e Rossi (1986) che includono tuttavia nel loro modello un'equazione di determinazione dei salari assai diversa da quella considerata in questo lavoro, tale da non consentire un, sia pur lento, riequilibrio del mercato del lavoro in assenza di specifici interventi di politica economica.

Appendice A. Modifiche alla struttura del modello

In occasione di questa ricerca sono state apportate alcune modifiche alla struttura del modello presentato nei Temi di discussione (Banca d'Italia (1986)). Tali cambiamenti hanno interessato il blocco dei salari e quello del mercato del lavoro, componenti cruciali per una corretta valutazione delle determinanti della disoccupazione.

Per quanto riguarda le retribuzioni si sono modificate le equazioni di determinazione dei salari nel settore manifatturiero e in quello energetico. L'equazione nel settore manifatturiero ha un ruolo fondamentale sia di per sé, sia perché da essa dipendono i salari negli altri settori dell'economia, secondo uno schema di wage leadership. La specificazione seguita consiste nell'impiego di una curva di Phillips aumentata per le aspettative d'inflazione. Differenti interpretazioni possono essere fornite per spiegare una tale relazione, sia in termini di negoziazione salariale tra imprenditori e sindacati, sia in termini tradizionali di equilibrio tra domanda e offerta di lavoro in mercati concorrenziali. Nella realtà italiana, tuttavia, occorre tenere conto dell'indicizzazione che ogni trimestre (fino al 1985, e in seguito a cadenza semestrale), indipendentemente dai rinnovi contrattuali, agisce sui salari adeguandoli agli incrementi nei prezzi. Nella maggior parte delle equazioni stimate per l'Italia è stato quindi sostituito al tasso atteso d'inflazione quello effettivo con varie forme di ritardi distribuiti. Tale soluzione non è però corretta se si intendono cogliere in tal modo gli effetti dovuti all'operare della scala mobile, la cui influenza è variata nel tempo in misura rilevante. Sembra più opportuno tenere conto dei cambiamenti nell'elasticità ai prezzi calcolando trimestre per trimestre gli incrementi dovuti alla contingenza. Questo è stato fatto secondo la metodologia esposta in Banca d'Italia (1986), ottenendo una serie trimestrale dell'elasticità. Tuttavia, poiché la protezione offerta dall'indicizzazione salariale è sempre stata inferiore all'unità, si è verificata l'ipotesi che le attese di infla-

zione svolgano un ruolo separato rispetto a quello dell'indicizzazione; a tal fine si è fatto uso, nelle stime, delle aspettative di variazione dei prezzi al consumo rilevate nel forum di Mondo Economico. Si è quindi pervenuti a una specificazione quale quella presentata e stimata su dati semestrali in Visco (1984):

$$(1) \quad w_t = f(u_t) + \beta_1 \eta_t p_{t-1} + \beta_2 (1 - \eta_t) {}_{t-2}p_{t-1}^e \\ + \beta_3 (1 - \eta_{t-1}) (p_{t-2} - {}_{t-3}p_{t-2}^e)$$

dove η_t è l'elasticità della scala mobile rispetto all'indice sindacale del trimestre $t-1$, p_{t-1} è la variazione percentuale di questo indice nel trimestre $t-1$ rispetto al trimestre precedente, e ${}_{t-i-1}p_{t-i}^e$ è la variazione percentuale dei prezzi al consumo attesi alla fine di $t-i-1$ per $t-i$.

L'equazione (1) include, oltre al tasso di disoccupazione, un termine che rappresenta gli effetti provenienti dall'indicizzazione, l'inflazione attesa pesata per il complemento a uno dell'elasticità, in modo da verificare l'ipotesi di omogeneità di primo grado, e un termine di catching-up degli errori di previsione passati. Nella specificazione empirica il tasso di disoccupazione è stato inizialmente introdotto in termini logaritmici per tenere conto della non linearità della curva di Phillips. Inoltre, si è utilizzato il tasso di disoccupazione corretto per la Cassa integrazione (URED) che meglio riflette le condizioni cicliche dell'economia. La (1) è stata stimata con riferimento alle retribuzioni orarie, RETHMF. I coefficienti β_1 , β_2 , e β_3 sono stati ristretti all'unità, dopo aver verificato che tali restrizioni non fossero respinte dai dati. Questo implica non solo elasticità unitaria tra la variazione delle retribuzioni e la media dell'inflazione effettiva e attesa, ma anche il pieno recupero, dopo soli due trimestri, dell'errore di previsione sui prezzi. I salari nominali risulterebbero quindi indicizzati pienamente e rapidamente all'infla-

zione passata sia per effetto della scala mobile, sia per effetto di negoziazioni informali. La velocità di recupero da parte dei salari può sembrare eccessiva; va però tenuto presente che l'equazione si riferisce alle retribuzioni del solo settore manifatturiero, mentre negli altri settori l'adeguamento alla dinamica di queste ultime avviene con notevole lentezza. Inoltre, la scala mobile nel settore manifatturiero ha di gran lunga costituito il meccanismo di recupero più importante, con un'elasticità media nel periodo pari a oltre i 2/3.

Rispetto alla specificazione presentata nel modello è stata però variata la forma funzionale con cui entra il tasso di disoccupazione, ora introdotto in forma di iperbole anziché in forma logaritmica. Le motivazioni all'origine di tale scelta si devono ad alcuni rilevanti problemi di sottostima della dinamica salariale in fase di previsione, che invece vengono in buona parte superati con la diversa forma funzionale. Per il 1986, ad esempio, esercizi condotti con il solo blocco dei salari, impiegando come variabili esogene le previsioni "tendenziali" dell'economia italiana, indicavano una variazione negativa delle retribuzioni pro-capite in termini reali pari allo 0,6 per cento per la specificazione logaritmica e addirittura dell'1,5 per cento nel caso di una specificazione lineare. L'adozione di una iperbole come forma funzionale ha, invece, portato a una stima della crescita dei salari reali dello 0,3 per cento, uguale alla variazione registrata dai nuovi dati di contabilità nazionale. Per il periodo che va fino al 1989 si hanno risultati analoghi, con variazioni negative dei salari reali molto accentuate per la specificazione lineare e quella logaritmica (rispettivamente, di 3 e 2 punti percentuali), non giustificabili né in base all'esperienza passata, né in base alle recenti conclusioni dei contratti. La discriminazione tra le diverse forme funzionali nel periodo di stima non può tuttavia essere effettuata poiché, per i valori storici assunti dal tasso di disoccupazione, le varie specificazioni sono praticamente equivalenti (con errori standard per il periodo 1971.3-1983.4 pari a 1,347 per la specificazione con il tasso di disoccupazione in forma iperbolica,

1,350 per quella logaritmica e 1,356 per quella lineare). E' interessante notare come analoghi risultati siano ottenuti nello studio di Coe-Gagliardi (1985) per l'Italia. Sulla base della stima nel priodo storico non è possibile discriminare tra forma lineare, logaritmica o iperbolica; in fase di previsione, però, appare evidente un migliore accostamento di quest'ultima ai dati effettivi fin qui registrati ed all'evoluzione attesa sulla base delle informazioni disponibili.

La stima dell'equazione così modificata è riportata nella tavola A.1. Nella figura A.1 sono riportati gli effetti sulla dinamica retributiva derivanti dalla specificazione logaritmica e da quella iperbolica: come si può facilmente notare le due formulazioni sono praticamente equivalenti per valori medi del tasso di disoccupazione, ma in corrispondenza di valori molto alti della disoccupazione la specificazione logaritmica implica una maggiore reattività salariale.

Sempre in questo blocco è stata lievemente modificata anche l'equazione di determinazione dei salari nel settore energetico; si sono così colti in modo più soddisfacente i fenomeni di appiattimento salariale attribuibili, a partire dal 1975, al meccanismo di scala mobile a punto unificato. Le stime dell'equazione così modificata sono riportate nella tavola A.2.

Nel blocco del mercato del lavoro sono state completamente rispecificate le equazioni di determinazione dei tassi di attività maschile e femminile. L'abbandono delle precedenti specificazioni è dovuto sia a motivi empirici, cioè ad un'eccessiva reattività pro-ciclica dell'offerta di lavoro, sia a motivi teorici quali la presenza di correlazione spuria e l'utilizzo di metodi di stima lineari in presenza di una variabile dipendente compresa tra zero e uno. Si è quindi proceduto a ristimare due nuove equazioni per endogenizzare l'offerta di lavoro, mantenendo sempre separate la componente maschile da quella femminile, utilizzando specificazioni già impiegate in letteratura (cfr. Giannini(1985)). Partendo dalla definizione di tasso

Stime dell'equazione di determinazione dei
salari nel settore manifatturiero per diverse
forme funzionali del tasso di disoccupazione
(1971.3 - 1983.4)

Variabile dipendente: DRETHMF	(1)	(2)
Costante	6.743 (3.469)	-1.942 (-1.953)
ηp_{-1}	1.0 (ristr)	1.0 (ristr)
$(1 - \eta)p_{-1}^e$	1.0 (ristr)	1.0 (ristr)
$(1 - \eta_{-1})(p_{-2} - p_{-2}^e)$	1.0 (ristr)	1.0 (ristr)
UR 0	0 (ristr)	0 (ristr)
1	-0.567 (-2.973)	4.370 (3.011)
2	-0.850 (-2.973)	6.555 (3.011)
3	-0.850 (-2.973)	6.555 (3.011)
4	-0.567 (-2.973)	4.370 (3.011)
5	0 (ristr)	0 (ristr)
\sum UR	-2.834 (-2.973)	21.850 (3.011)
\bar{R}^2	0.760	0.759
SR	1.35	1.35
DW	2.08	2.08
MLM ₁	0.110	0.154
MLM ₄	0.189	0.234
N	50	50

(1) Specificazione logaritmica: UR = log(URED)

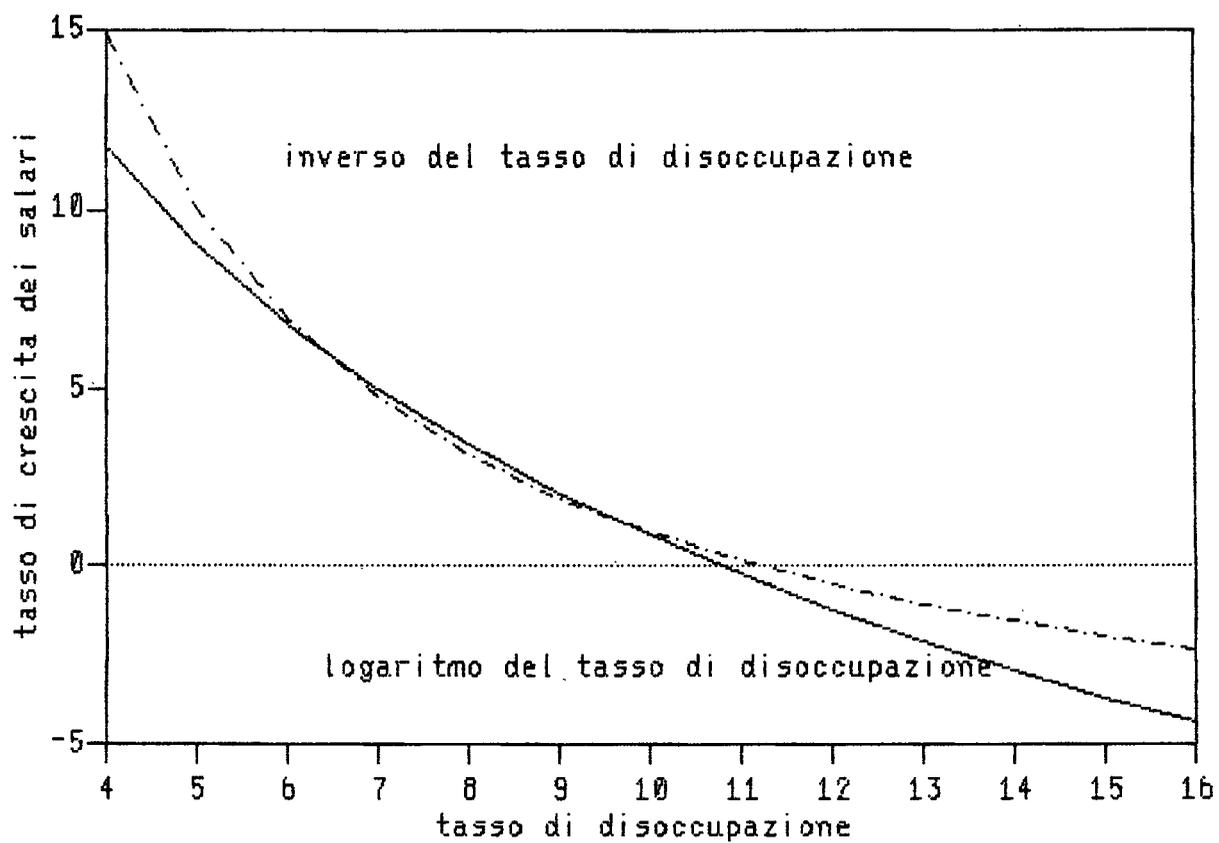
(2) Specificazione con iperbole: UR = 1/URED

Legenda:

- DRETHMF = variazione percentuale sul trimestre precedente dei salari orari nell'industria manifatturiera
- p = variazione percentuale sul trimestre precedente dell'indice sindacale del costo della vita
- p^e = tasso atteso di inflazione nel trimestre precedente per l'indice dei prezzi al consumo
- URED = tasso di disoccupazione corretto per CIG
- η = elasticità scala mobile
- DUBF751 = dummy uguale all'unità fino al 1975.1
- DU733 = dummy uguale all'unità nel 1973.3
- \bar{R}^2 = coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà
- SR = errore standard della regressione
- DW = test di Durbin-Watson per l'autocorrelazione del primo ordine nei residui
- MLM_j = test del moltiplicatore di Lagrange (modificato) per autocorrelazione o media mobile nei residui (processi singoli di ordine j = 1,4)
- N = numero di osservazioni

Stime con minimi quadrati ordinari.

CURVA DI PHILLIPS IN DIVERSE SPECIFICAZIONI



Tav. A.2

Stima dell'equazione di determinazione dei salari del settore energetico (1972.1-1983.4)(*)

Costante		0.770	(4.896)
log(RTUMFED) 0	(**)	0.232	(4.709)
1		0.155	(4.709)
2		0.078	(4.709)
3		0	(RISTR)
$\sum \log(\text{RTUMFED})$		0.465	(4.709)
log(RTUEN) -1		0.466	(4.224)
(1-DUBF751)*log(RTUMFED) 0	(**)	-0.003	(-1.861)
1		-0.002	(-1.861)
2		-0.001	(-1.861)
3		0	(RISTR)
$\sum (1-DUBF751)*\log(\text{RTUMFED})$		-0.006	(-1.861)
DU773		0.147	(5.364)
\bar{R}^2		0.998	
SR		0.0254	
DW		2.13	
MLM ₁		0.615	
MLM ₄		0.001	
N		48	

(*) tutte le variabili sono specificate in forma logaritmica

(**) ritardo distribuito secondo un polinomio di primo grado

Legenda:

- RTUEN = retribuzione pro-capite settore energetico (corretta CIG)
 RTUMFED = retribuzione pro-capite settore manifatturiero (corretta CIG)
 DUBF751 = dummy uguale a uno fino al 1975.1
 DU773 = dummy uguale a uno nel 1977.3

Per gli indicatori statistici vedi tav. A.1
 Stime con minimi quadrati ordinari.

di attività:

$$(2) \quad TA = FL/POP$$

dove FL rappresenta le forze di lavoro e POP la popolazione in età attiva e ipotizzando una relazione logistica anziché lineare si ha:

$$(3) \quad FL/POP = 1/(1 + e^k)$$

$$\text{con} \quad k = \beta_1 + \beta_2(E/POP) + \beta_3(1/POP) + u$$

dove β_1 , β_2 e β_3 sono coefficienti, E è l'occupazione ed u è un errore stocastico con le consuete proprietà.

Nella (3) entrano come argomenti il tasso di occupazione e un termine di trend, definito come il reciproco della popolazione. Attraverso semplici passaggi algebrici si ottiene:

$$(4) \quad \log(NFL/FL) = \beta_1 + \beta_2(E/POP) + \beta_3(1/POP) + u$$

dove NFL sono le non forze di lavoro, uguali a $POP - FL$. Un vantaggio di questa specificazione è la riduzione dei problemi di correlazione spuria che erano insiti nella precedente specificazione dove l'occupazione compariva in entrambi i lati dell'equazione. A fini interpretativi è comunque da notare che, data la forma funzionale prescelta, un coefficiente negativo indica un effetto positivo sui tassi di attività. Le stime della (4), distinte per la componente maschile e per quella femminile, sono riportate nelle tavole A.3 e A.4. L'adattamento è soddisfacente e non vi è evidenza di autocorrelazione nei residui. Rispetto alle stime precedenti è da notare una riduzione del valore della variabile dipendente sfasata e anche dell'effetto di incentivazione sull'offerta di lavoro derivante da variazioni del tasso di occupazione. In steady state, la componente femminile continua a mostrare una maggiore reattività pro-ciclica, mentre in entrambi i casi l'effetto di breve periodo sul tasso di attività è superiore a quello di lungo.

Stime dell'equazione di offerta di lavoro
maschile (1972.1-1983.4)

Variabile dipendente: RTAM	
Costante	0.667 (1.491)
RTAM ₋₁	0.645 (7.092)
OCCFLD/MPOPA 0 (*)	-2.075 (-3.480)
1	-0.076 (-0.415)
2	1.031 (2.817)
3	1.246 (3.409)
4	0.569 (3.210)
5	-1.000 (-1.697)
\sum OCCFLD/MPOPA	-0.306 (-0.425)
1/P1464MM	-18468.565 (-3.491)
DU773	0.041 (2.347)
DU834	0.022 (1.173)
\bar{R}^2	0.971
SR	0.0161
DW	1.79
MLM ₁	0.613
MLM ₄	3.012
N	48

(*) ritardo distribuito secondo un polinomio
di secondo grado

Legenda:

RTAM = log(non forze di lavoro maschili/
forze di lavoro maschili)
OCCFLD = occupazione complessiva
MPOPA = popolazione in età attiva totale
P1464MM = popolazione in età attiva maschile
DU773 = dummy uguale a uno nel 1977.3
DU834 = dummy uguale a uno nel 1983.4

Per gli indicatori statistici vedi tav. A.1
Stime con minimi quadrati ordinari.

Stime dell'equazione di offerta di lavoro
femminile (1972.1-1983.4)

! Variabile dipendente: RTAF !	!
! Costante !	! 0.259 !
!	! (1.191) !
! RTAF ₋₁ !	! 0.888 !
!	! (16.221) !
! OCCFLD/MPOPA 0 (*) !	! -0.767 !
!	! (-2.794) !
! 1 !	! -0.225 !
!	! (-1.674) !
! 2 !	! 0.123 !
!	! (0.751) !
! 3 !	! 0.277 !
!	! (1.492) !
! 4 !	! 0.235 !
!	! (1.758) !
! 5 !	! 0 !
!	! (RISTR) !
! \sum OCCFLD/MPOPA !	! -0.356 !
!	! (-0.652) !
! 1/P1464FM !	! 9455.005 !
!	! (1.945) !
! DU733 !	! 0.024 !
!	! (2.038) !
! DU741 !	! 0.045 !
!	! (3.990) !
! DU822 !	! 0.028 !
!	! (2.495) !
! \bar{R}^2 !	! 0.9931 !
! SR !	! 0.0107 !
! DW !	! 1.86 !
! MLM ₁ !	! 0.075 !
! MLM ₄ !	! 0.003 !
! N !	! 48 !

(*) ritardo distribuito secondo un polinomio di secondo grado

Legenda:

RTAM = log(non forze di lavoro femminili/
forze di lavoro femminili)
OCCFLD = occupazione complessiva
MPOPA = popolazione in età attiva totale
P1464FM = popolazione in età attiva femminile
DU733 = dummy uguale a uno nel 1973.3
DU741 = dummy uguale a uno nel 1974.1
DU822 = dummy uguale a uno nel 1982.2

Per gli indicatori statistici vedi tav. A.1.
Stime con minimi quadrati ordinari.

Appendice B. Disoccupazione "naturale" e "isteresi" in un modello macroeconomico

Si consideri il seguente modello:

$$(1) \quad y = \omega_y(L) [\alpha m - \beta p + \gamma(e + p^*) + \delta x + v_y]$$

$$(2) \quad p^v = \omega_p(L)(w - \pi + v_p)$$

$$(3) \quad p = \eta p^v + (1 - \eta)(e + p^*) \qquad 0 \leq \eta < 1$$

$$(4) \quad n = \omega_n(L) [\varphi y - \psi(w - p) + v_n]$$

$$(5) \quad u = f - n$$

$$(6) \quad \Delta w = \kappa - \theta u + \Delta p + \Delta v_w$$

$$(7) \quad e = \omega_e(L)(p - p^* + v_e)$$

dove tutte le variabili, eccetto u , sono in logaritmi, definite come:

y = domanda aggregata;

m = stock di moneta;

p = prezzo prodotti nazionali;

p^* = prezzo prodotti esteri;

p^v = prezzo valore aggiunto;

x = componenti autonome della domanda aggregata (domanda mondiale, spesa pubblica, ecc.);

w = salario;

π = produttività del lavoro;

n = occupazione;

f = forze di lavoro;

u = tasso di disoccupazione;

e = tasso di cambio;

Tutti i coefficienti sono positivi; i termini v_j sono variabili casuali a media nulla (non è necessario fare qui ipotesi ulteriori); con il simbolo Δ si denota una differenza prima e inoltre:

$$\omega_j(L) = \lambda_j [1 - (1 - \lambda_j)L]^{-1}$$

dove λ_j è un parametro di aggiustamento, $\lambda_j \in [0,1]$, ed L è l'operatore ritardo. Ovviamente:

$\lambda_j = 1 \Rightarrow$ nessun ritardo, aggiustamento istantaneo

$\lambda_j = 0 \Rightarrow$ nessun aggiustamento.

Il modello è abbastanza vicino, in spirito, all'essenza teorica di molti modelli econometrici, quale anche quello presentato in Banca d'Italia (1986), dal quale ovviamente si distanzia per alcuni aspetti cruciali, tra i quali:

- la semplificazione adottata per la struttura dei ritardi;
- l'assenza di aspetti istituzionali (specialmente di finanza pubblica);
- l'assenza di uno schema di flussi di fondi e del vincolo di bilancio pubblico;
- il trattamento delle aspettative (qui ipotizzate coincidere con i valori effettivi);

cosicché è ipotizzabile che le proprietà di "equilibrio" discusse nel seguito di quest'appendice si discostino anche notevolmente da quelle di breve-medio periodo del modello econometrico.

La (1) va intesa come una log-linearizzazione del blocco domanda interna/scambi con l'estero, dopo aver sostituito per il tasso d'interesse l'appropriata soluzione del blocco monetario e finanziario. La (2) è un'equazione di mark-up sul costo del lavoro per unità di prodotto. La (3) è un'equazione di composizione dei prezzi delle componenti interna ed esterna dei beni scambiati all'interno (si trascurano qui le differenze tra materie prime e beni finali). La (4) è una funzione di domanda di lavoro. La (5) è un'approssimazione logaritmica del tasso di disoccupazione. La (6) è una curva di Phillips tradizionale aumentata per le aspettative (per ipotesi, pari all'effettivo tas-

so d'inflazione) con il tasso di disoccupazione che entra in forma lineare. La (7) è un'equazione che determina il tasso di cambio sulla base delle parità relative dei poteri d'acquisto. π ed f sono variabili esogene (come m , p^* , x e g).

Siamo qui interessati a due concetti particolari: il tasso naturale e l'isteresi.

A) Tasso naturale di disoccupazione

Consideriamo la soluzione di equilibrio del modello, nel caso di assenza di ritardi ($\lambda_i = 1, \forall i$); si mostra facilmente che:

$$(8) \quad u = \frac{\kappa - \Delta\pi}{\theta} + \frac{(\Delta v_w + \Delta v_p) + (1 - \eta) \Delta v_e}{\eta \theta}$$

$$(9) \quad n = f - u$$

$$(10) \quad w - p = \pi - v_p - \frac{1 - \eta}{\eta} v_e$$

$$(11) \quad y = -\frac{1}{\phi} (f + \psi \pi) + \frac{\Delta\pi - \kappa}{\phi \theta} - \frac{1}{\phi} [v_n + \psi (v_p + \frac{1 - \eta}{\eta} v_e)] - \frac{\eta (\Delta v_w + \Delta v_p) + (1 - \eta) \Delta v_e}{\phi \eta \theta}$$

$$(12) \quad p = \frac{\alpha}{\beta - \gamma} m - \frac{1}{\beta - \gamma} Y + \frac{\delta}{\beta - \gamma} x + \frac{\gamma v_e + v_Y}{\beta - \gamma}$$

In media, quindi, e ponendo per semplicità $\beta = \alpha + \gamma$:

$$(13) \quad \bar{u} = \frac{\kappa - \Delta\pi}{\theta} \quad \text{tasso di disoccupazione "naturale"}$$

$$(14) \quad \bar{n} = f - \bar{u} \quad \text{occupazione "naturale" ("walrasiana")}$$

$$(15) \quad \bar{y} = -\frac{1}{\phi} (f + \psi \pi - \bar{u}) \quad \text{prodotto "naturale"}$$

e quindi

$$(15 \text{ bis}) \quad \Delta \bar{y} = -\frac{1}{\varphi}(\Delta f + \psi \Delta \pi) \quad \text{tasso di crescita "naturale"}$$

$$(16) \quad w - p = \pi \quad \text{salario reale}$$

$$(17) \quad \Delta p = \Delta m - \frac{1}{\alpha} \Delta \bar{y} + \frac{\delta}{\alpha} \Delta x \quad \text{tasso d'inflazione}$$

In particolare, per $\Delta m = (\Delta m)'$ dove

$$(\Delta m)' = -\frac{1}{\alpha}(\Delta \bar{y} - \delta \Delta x) + \Delta p^*$$

si ha

$$\Delta p = \Delta p^* \quad \text{e} \quad \Delta e = 0$$

Dalla (15 bis), ottenuta per $\Delta \bar{u} = 0$ (nell'ipotesi che $\Delta(\Delta \pi) = 0$), si vede come il tasso di crescita del sistema dipenda dall'evoluzione delle forze di lavoro e dal tasso di crescita della produttività (entrambi esogeni). In particolare, nel caso Cobb-Douglas in cui $\varphi = \psi = 1$, si ha $\Delta \bar{y} = \Delta f + \Delta \pi$. Il tasso "naturale" di disoccupazione \bar{u} è quindi definito in termini dell'intercetta e del coefficiente angolare della curva di Phillips, κ e θ , e della crescita esogena della produttività. Per una stima di \bar{u} ottenuta sulla base dei parametri stimati nel modello econometrico si rinvia all'appendice C.

B) Isteresi

Con $\lambda_j \neq 1$, ovviamente il modello dà risultati di breve-medio periodo "keynesiani". Anziché esaminarli in dettaglio consideriamo qui solo il caso in cui $\lambda_n \neq 0$ e $\lambda_e = 0$, ovvero il caso di cambio nominale fisso, cosicché $\Delta e = 0$. Inoltre, come in precedenza, poniamo $\beta = \alpha + \gamma$ e i disturbi pari a zero (il loro valore atteso); si ottiene facilmente:

$$(18) \quad \Delta w = \frac{\theta}{1 - \frac{\theta}{\eta}} (\bar{u} - u) + \Delta p^* + \Delta \pi$$

cosicché vi è sempre un trade-off tra Δw e u .

Inoltre:

$$(19) \quad \Delta p = \Delta p^* + \frac{\eta \theta}{1 - \frac{\eta \theta}{\eta}} (\bar{u} - u)$$

$$(20) \quad \Delta y = \alpha \Delta m - (\alpha + \gamma) \Delta p + \gamma \Delta p^* + \delta \Delta x$$

$$(21) \quad \Delta n = \omega_n(L) [\varphi \Delta y - \psi (\bar{u} - u - \Delta \pi)]$$

da cui si ottiene

$$(22) \quad \Delta n = \omega_n(L) [\varphi \alpha (\Delta m - \Delta p^*) + \varphi \delta \Delta x - \psi \Delta \pi] - \omega_n(L) \rho (n - \bar{n})$$

dove

$$(23) \quad \rho = \theta \left[\frac{\eta \varphi (\alpha + \gamma)}{1 - \frac{\eta \theta}{\eta}} + \psi \right]$$

La (22) può essere riscritta come:

$$(24) \quad \Delta u =$$

$$\omega_n(L) \varphi \alpha [\Delta p^* + \frac{1}{\alpha} (\Delta \bar{y} - \delta \Delta x) - \Delta m] + [1 - \omega_n(L)] \Delta f + \omega_n(L) \rho (\bar{u} - u)$$

$$= \omega_n(L) \varphi \alpha [(\Delta m)' - \Delta m] + [1 - \omega_n(L)] \Delta f + \omega_n(L) \rho (\bar{u} - u)$$

dove $(\Delta m)'$ è il valore di Δm per cui, nel caso esaminato in precedenza ($\lambda_e = 1$), $\Delta p = \Delta p^*$. Ponendo $\Delta m = (\Delta m)'$ e $\Delta(\Delta f) = 0$, quindi si ottiene:

$$(24 \text{ bis}) \quad \Delta u = \omega_n(L) \rho (\bar{u} - u)$$

$$= (1 - \chi)(1 - \lambda_n) \Delta u_{-1} + \chi (\bar{u} - u_{-1})$$

$$\text{dove } 0 \leq \chi = \frac{\rho}{1 + \rho} < 1.$$

Per $\chi \neq 0$ (cioè $\rho \neq 0$) la soluzione della (24 bis) è $u = \bar{u}$ cosicché, sostituendo nella (19), si ottiene che in equili-

brio anche $\Delta p = \Delta p^*$. Si osservi, in particolare, che la (24 bis) non è altro che un meccanismo di aggiustamento del tasso di disoccupazione effettivo a quello naturale nella forma di un "meccanismo di correzione dell'errore". Il caso di isteresi si ha quando $\chi = 0$ ($\rho = 0$) cosicché il sistema non si muove dalla posizione "di equilibrio" $u = u_{-1}$, indipendentemente da come vi è arrivato.

Dalla (23) e dalla (24) si vede quindi che si può avere isteresi in almeno tre casi:

- (i) $\lambda_n = 0$
- (ii) $\theta = 0$
- (iii) $\psi = 0$ e $\alpha + \gamma = 0$

Il caso (i) è un caso di rigidità del mercato del lavoro, cosicché la lentezza dell'aggiustamento è ovviamente di per se stessa produttrice di isteresi (si tratta quasi di una tautologia).

Il caso (ii) è quello comunemente considerato (cfr. ad esempio Blanchard e Summers (1986)), per il quale non vi è un effetto permanente del tasso di disoccupazione sull'inflazione salariale. Alcune verifiche empiriche, con risultati negativi, sono riportate nell'appendice D.

Il caso (iii) indica come si possa osservare isteresi - data l'ipotesi iniziale di assenza di reazione del cambio nominale ai prezzi relativi - in presenza di modesti effetti di sostituzione sulla domanda di lavoro (ψ) associati a una bassa elasticità della domanda aggregata alla moneta (α) e a una ridotta elasticità della stessa al cambio reale (γ).

Appendice C. Calcolo del tasso "naturale" di disoccupazione nel modello econometrico

Il calcolo del tasso "naturale" di disoccupazione non è agevole per un modello macroeconomico complesso e, in particolare, multisetoriale. Al fine di produrre una stima di larga massima si è partiti da un'approssimazione del blocco prezzi-salari del modello econometrico data dalle seguenti relazioni ("di equilibrio"):

$$\begin{aligned}
 (1) \quad \Delta w^M &= \kappa + \beta(1/u) + \Delta p^C \\
 (2) \quad \Delta w^S &= \Delta w^M \\
 (3) \quad \Delta p^{VM} &= \Delta w^M - \Delta \pi^M \\
 (4) \quad \Delta p^{VS} &= \gamma(\Delta w^S - \Delta \pi^S) + (1 - \gamma) \Delta p^M, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \\
 (5) \quad \Delta p^M &= \delta_1 \Delta p^{VM} + \delta_2 \Delta p^{VS} + \delta_3(\Delta e + \Delta p^*), \quad \sum \delta_i = 1 \\
 (6) \quad \Delta p^C &= \epsilon_1 \Delta p^M + \epsilon_2 \Delta p^{VS} + \epsilon_3(\Delta e + \Delta p^*), \quad \sum \epsilon_i = 1 \\
 (7) \quad \Delta e &= \Delta p^M - \Delta p^*
 \end{aligned}$$

dove tutte le variabili, eccetto u , sono espresse in logaritmi e hanno lo stesso significato che nell'appendice B; in particolare, con M e S si intendono, rispettivamente, il settore manifatturiero e quello dei servizi, con p^M il prezzo dei prodotti manufatti (output) e con p^C l'indice dei prezzi al consumo. Sostituendo la (7) nella (5) si ottiene:

$$\begin{aligned}
 (8) \quad \Delta p^M &= \delta \Delta p^{VM} + (1 - \delta) \Delta p^{VS} \\
 &= \eta(\Delta w^M - \Delta \pi^M) + (1 - \eta)(\Delta w^S - \Delta \pi^S),
 \end{aligned}$$

dove $\delta = \delta_1/(1 - \delta_3)$ e $\eta = \delta/[1 - (1 - \delta)(1 - \gamma)]$.

Sostituendo la (8) nella (4), la (7) nella (6) e risolvendo quest'ultima, si ottiene:

$$(9) \quad \Delta p^C = \Delta w^M - [\psi \Delta \pi^M + (1 - \psi) \Delta \pi^S] = \Delta w^M - \overline{\Delta \pi}$$

dove $\psi = 1 - \eta[1 - \gamma(1 - \epsilon)]$ e $\epsilon = \epsilon_1/(1 - \epsilon_3)$. Sostituendo ora la (9) nella (1) e risolvendo per u :

$$(10) \quad \bar{u} = -\beta/(\kappa - \overline{\Delta \pi})$$

Il termine $\overline{\Delta\pi}$ non è altro che una media ponderata dei tassi di crescita delle produttività settoriali che può essere approssimata dal tasso di crescita tendenziale del sistema nel suo complesso.

Definendo la produttività per addetto (PROD) come il rapporto tra il valore aggiunto a prezzi costanti e gli occupati effettivi al netto della CIG, è stata stimata per l'intero settore privato la regressione logaritmica contro un trend temporale:

$$(11) \quad \log(\text{PROD}) = - 0,238 + 0,0055 \text{ TREND} \\ \quad \quad \quad (20,832) \quad (5,364)$$

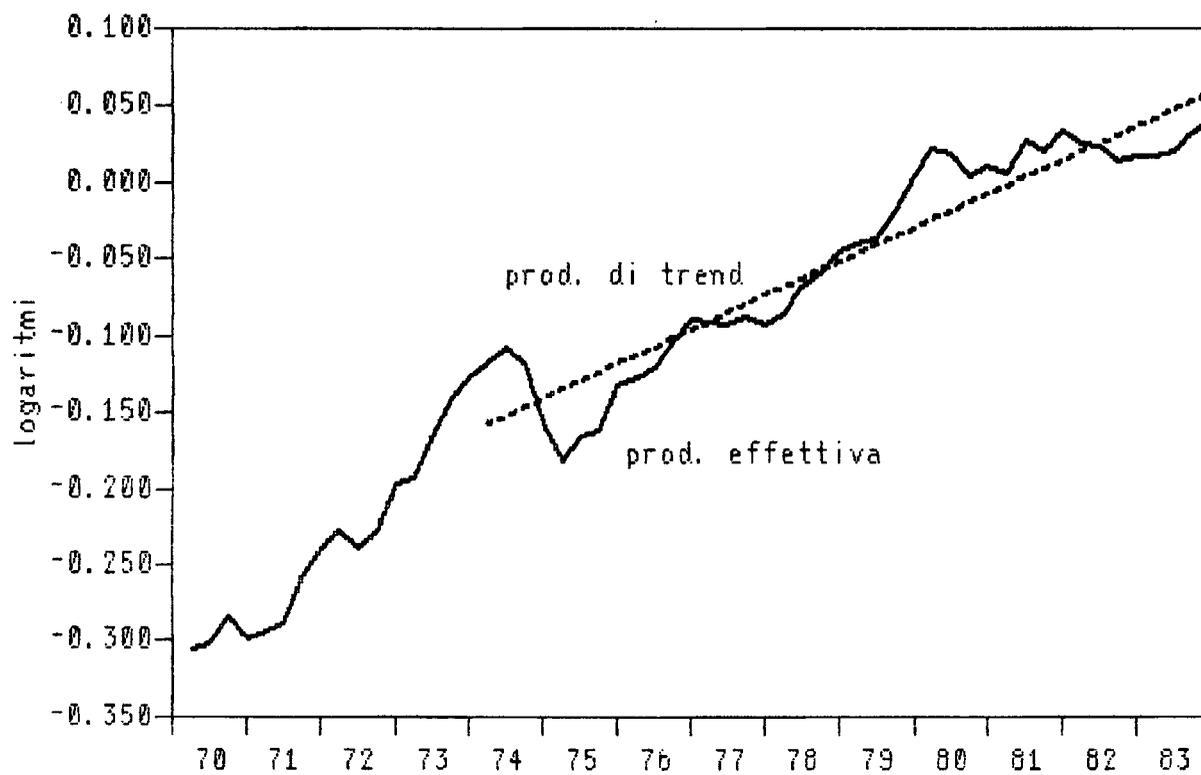
$$R^2 = 0,888$$

$$SR = 0,023$$

Periodo di stima: 1974.1 - 1983.4

I valori delle stime indicano un tasso medio di crescita della produttività per addetto pari allo 0,55 per cento a trimestre nel periodo considerato (vedi fig. C.1)(correggendo per un'autocorrelazione del secondo grado le stime restano praticamente invariate, con un'intercetta pari a 0,247 e un coefficiente per il trend pari a 0,0057). L'inclusione del biennio 1984-85 non altera i risultati delle stime; in particolare non si riscontra a livello aggregato una diminuzione del tasso di crescita della produttività pro-capite intorno alla metà degli anni '70. Naturalmente tale conclusione non implica affatto che non vi sia stata una significativa modifica nel tasso di crescita della produttività tra gli anni '60 e gli anni '70 come è stato messo in evidenza dall'ampia letteratura disponibile in materia. Risultati analoghi sono stati ottenuti per gli Stati Uniti da Gordon (1984); in base alle stime da lui riportate non emerge alcun cambiamento nel tasso di crescita della produttività, modificato per tenere conto dei fattori ciclici, nel settore privato non agricolo degli Stati Uniti tra il periodo 1974-79 e il periodo 1979-84. Date le stime di β e κ della curva di Phillips della tavola A.1 (rispettivamente 21,850 e -1,942), si ottiene quindi dalla (10) una stima di \bar{u} pari a 8,8.

PRODUTTIVITA' EFFETTIVA E DI TREND - SETTORE PRIVATO
(dati corretti per la Cig)



Appendice D. Valutazione dell'ipotesi di persistenza o isteresi

Nella visione tradizionale il tasso di disoccupazione di equilibrio non viene influenzato da movimenti nel tasso di disoccupazione effettivo. Recentemente si è invece sviluppata una nuova interpretazione che, basandosi sull'esperienza europea degli anni '80 e sulla persistenza del fenomeno della disoccupazione, ha ipotizzato un collegamento tra tasso di disoccupazione di equilibrio e tasso di disoccupazione effettivo; in altri termini, quando quest'ultimo viene influenzato da una serie di shocks avversi, anche il tasso di equilibrio ne è interessato (cfr., tra gli altri Blanchard e Summers (1986), Coe (1985), Hargraves-Heap (1980), Lindbeck e Snower (1985), Sachs (1985)). Questa teoria della persistenza o dell'isteresi, si fonda in parte sulla distinzione all'interno dei lavoratori tra insiders e outsiders e in parte sugli effetti differenziali sui salari esercitati dalla disoccupazione di breve durata rispetto a quella a più lungo termine.

Nel primo caso si assume che i sindacati fissino i salari e che l'occupazione sia determinata dalle imprese. In una situazione in cui vi sono numerose imprese sul mercato, con le ipotesi ulteriori di rendimenti costanti di scala e di massimizzazione dei profitti, l'occupazione viene ad essere influenzata in maniera cruciale dal meccanismo di fissazione dei salari. In una situazione estrema si suppone che questi siano fissati unicamente in base alla considerazione degli insiders; questo potrebbe implicare, ad esempio, che venga dato peso solo agli interessi dei membri di un sindacato. In tal caso il livello dei salari viene fissato in modo da determinare un volume di occupazione pari al numero dei membri dell'unione sindacale. Se quest'ultimo è pari al numero dei lavoratori occupati nel periodo precedente, allora si può mostrare come l'occupazione segua un processo di random walk e, data una forza di lavoro costante o in lenta evoluzione, lo stesso vale per il tasso di disoccupazione. In caso di shock avverso il tasso di disoccupazione non

ritorna al livello di equilibrio poiché i lavoratori che sono occupati non vogliono ridurre il salario nominale per accrescere l'occupazione. Naturalmente, tale rappresentazione è estrema in quanto la distinzione tra insiders e outsiders può essere meno netta: gli outsiders potrebbero avere un effetto sulle negoziazioni, anche se limitato. In questo caso, meno estremo, il risultato è che l'occupazione dovrebbe seguire un processo autoregressivo del primo ordine intorno al livello della forza lavoro, così come il tasso di disoccupazione. Il grado di persistenza che presentano tali variabili, cioè la misura in cui sono influenzate dal passato, è tanto maggiore quanto minore è l'influenza della disoccupazione nel processo di fissazione del salario.

Un'altra giustificazione di fenomeni di persistenza sta nei diversi effetti esercitati sui salari dai disoccupati di breve periodo rispetto ai disoccupati di lungo termine. Una possibile motivazione è costituita dalla graduale perdita di capacità o di conoscenze che fa sì che la produttività di lavoratori per lungo tempo disoccupati scenda al di sotto del salario richiesto; allo stesso tempo può diminuire la loro intensità di ricerca di un'occupazione. Entrambi questi fenomeni rafforzano le condizioni contrattuali di chi già dispone di un lavoro. Anche per questa via si perviene al risultato che l'occupazione segue un processo di random walk. Pur abbandonando alcune ipotesi restrittive, resta il risultato che se i disoccupati di lungo periodo hanno un'influenza ridotta sui salari, una crescita del loro numero determinerà per qualche tempo un aumento del tasso di disoccupazione di equilibrio.

La teoria della persistenza o isteresi ha implicazioni importanti per la politica economica: non intervenendo con misure specifiche di politica del lavoro, la disoccupazione può infatti rimanere su livelli molto elevati anche nel futuro. Viceversa, politiche che riescano a ridurre il tasso di disoccupazione effettivo, eserciteranno alla fine la loro azione anche sul tasso di disoccupazione di equilibrio. Un'attenzione particolare dovrebbe, infine, essere destinata ai disoccupati di lun-

go periodo, cercando di recuperare pienamente la loro presenza sul mercato del lavoro.

La caratteristica fondamentale dell'ipotesi di persistenza è quindi l'idea che il tasso di disoccupazione naturale dipenda dalla storia del tasso di disoccupazione effettivo. Nel caso in cui quest'ultimo subisca una serie di shocks che lo influenzano sfavorevolmente, anche il tasso naturale varierà nella stessa direzione. La teoria proposta è quindi verificabile su quattro possibili predizioni:

- 1) il tasso naturale di disoccupazione dovrebbe seguire i movimenti del tasso effettivo;
- 2) le caratteristiche temporali delle serie dell'occupazione e della disoccupazione dovrebbero mostrare un'elevata persistenza;
- 3) nella stima di equazioni di determinazione dei salari con una struttura di ritardi sul tasso di disoccupazione, a valori inizialmente negativi dei coefficienti (in una specificazione lineare o logaritmica) dovrebbero seguire valori positivi; tanto più si avvicina a zero la somma dei coefficienti del tasso di disoccupazione, tanto maggiore è il grado di persistenza o isteresi;
- 4) sempre nella stima di equazioni di formazione dei salari, dovrebbe essere presente un effetto rilevante della disoccupazione di breve durata e uno molto ridotto, o nullo, della disoccupazione di lungo periodo.

Per quanto riguarda il primo punto, è già stato notato come in Italia non sembrerebbe essersi verificato, dall'inizio degli anni '70, alcun aumento nel tasso di equilibrio di disoccupazione, poiché l'equazione dei salari non presenta instabilità, né vi è evidenza di modifiche nel tasso tendenziale di crescita della produttività del sistema.

Per verificare la seconda predizione si sono stimati modelli di time-series per il tasso di disoccupazione e per l'occupazione al netto dei lavoratori del settore agricolo, confrontando i risultati ottenuti con le stime presentate da Blanchard e Summers. Il periodo considerato va dal 1960 al 1986, al netto dei ritardi temporali. Il modello stimato è un semplice schema autoregressivo in cui è stato inserito un trend. I risultati delle stime sono riportati nella tavola D.1. Per quanto riguarda l'occupazione è evidente un ruolo molto importante del trend e della costante già nell'equazione stimata con minimi quadrati ordinari; dopo aver introdotto un termine a media mobile di primo ordine nei residui, la rilevanza della costante e del trend si accresce ancora, mentre il coefficiente della variabile dipendente ritardata scende da 0,66 a 0,46. Per la stima si è ricorsi in questo caso alla procedura proposta da Pesaran (1973).

La stima per il tasso di disoccupazione conferma sostanzialmente quanto già ottenuto, con un forte effetto di trend ed un coefficiente della variabile dipendente ritardata largamente al di sotto dell'unità, precisamente pari a 0,62; anche in tal caso è necessaria l'introduzione di un termine a media mobile di primo ordine nei residui.

Il confronto con le stime per altri paesi, effettuate da Blanchard e Summers per un periodo storico che in buona parte si sovrappone a quello da noi considerato e con l'utilizzo di modelli temporali identici, mostra come, per l'Italia, non sembri sussistere un rilevante fenomeno di isteresi. I valori dei coefficienti stimati per il nostro paese sono più vicini ai valori dei coefficienti degli Stati Uniti che non a quelli degli altri paesi europei considerati. Un altro punto importante da notare è che l'Italia, come gli Stati Uniti, presenta un termine di trend, significativo e positivo tanto per l'occupazione, quanto per il tasso di disoccupazione; gli altri paesi europei, viceversa, presentano un coefficiente positivo del trend per il tasso di disoccupazione ed uno negativo per l'occupazione (cfr. tav. D.2).

Sulla base delle caratteristiche temporali delle serie

**Stime di modelli time-series del tasso di disoccupazione
e dell'occupazione extra-agricola (1960-1986)**

	Tasso di disoccupazione		Occupazione extra-agricola	
	OLS	MA(1)	OLS	MA(1)
Trasformazione	--	--	log	log
Costante	0.675 (1.42)	1.084 (1.74)	3.232 (2.25)	5.171 (3.01)
Trend	0.086 (4.05)	0.108 (3.99)	0.004 (2.17)	0.006 (2.92)
Variabile dipendente sfasata	0.733 (7.03)	0.624 (4.83)	0.661 (4.37)	0.457 (2.53)
θ	--	0.610	--	0.447
\bar{R}^2	.9269	.9378	.9846	.9864
DW	1.5775	2.0360	1.5442	1.9623

Legenda:

DW = test di Durbin-Watson

 \bar{R}^2 = coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà. θ = parametro MA(1) degli errori

OLS = Stime con minimi quadrati ordinari.

MA(1)=Stime con correzione per un processo a media mobile del primo ordine dei residui (stime esatte di massima verosimiglianza con il metodo di Pesaran (1978), effettuate con il programma di calcolo di Pesaran e Slater (1980)).

In parentesi sono i t-statistici

Le serie sono tratte dall'indagine Istat sulle forze di lavoro.

Confronto tra i coefficienti stimati per modelli time-series
del tasso di disoccupazione e dell'occupazione nei
principali paesi industriali (1953-1984) (*)

	Tasso di disoccupazione		
	ρ	θ	α
	Germania	.94	.39
Regno Unito	.81	.82	.09
Francia	1.04	-.22	.02
Stati Uniti	.36	.31	.07
Italia	.62	.61	.11
	Occupazione		
	ρ	θ	$\alpha * 100$
	Germania	.86	.78
Regno Unito	.95	.41	-.20
Francia	1.08	.48	-.13
Stati Uniti	.34	.46	.40
Italia	.46	.45	.63

(*) Nel caso dell'Italia le stime si riferiscono al periodo 1960-1986 e l'occupazione è al netto dei lavoratori agricoli.

I modelli sono:
per il tasso di disoccupazione

$$u = \rho u_{-1} + \alpha t + \epsilon + \theta \epsilon_{-1}$$

per l'occupazione

$$\log(n) = \rho \log(n_{-1}) + \alpha t + \epsilon + \theta \epsilon_{-1}$$

dove: u = tasso di disoccupazione
n = occupati nel settore manifatturiero
t = trend temporale

storiche esaminate non sembra quindi trovare conferma l'esistenza di fenomeni di persistenza particolarmente elevati nel mercato del lavoro italiano.

Le ultime due possibili verifiche implicano la stima di equazioni di determinazione dei salari in cui sia presente sul lato destro il tasso di disoccupazione con vari ritardi e in varie definizioni. Abbiamo quindi stimato nuovamente la curva di Phillips per il settore della trasformazione industriale introducendo valori sfasati del tasso di disoccupazione fino al sesto ritardo senza alcun vincolo (tav. D.3). L'equazione è quindi:

$$(1) \quad \Delta w = \kappa + \sum_{i=0}^6 \beta_i (1/u)_{-i} + \text{altre variabili}$$

dove Δw è il tasso di crescita delle retribuzioni orarie e u è il tasso di disoccupazione. Una conferma dell'ipotesi di isteresi verrebbe da una struttura dei ritardi inizialmente positiva che tende poi a divenire negativa nel corso del tempo. La stima dei ritardi liberi mostra invece una notevole erraticità nel valore dei coefficienti con segni alternati e con un effetto globale positivo non molto lontano da quanto ottenuto con l'impiego dei polinomi di Almon. E' anche possibile notare come in molti casi i vari coefficienti non siano significativamente diversi da zero, anche se complessivamente il loro effetto è fortemente significativo. Riducendo il numero dei ritardi si ha una maggiore significatività dei singoli coefficienti, anche se in molti casi l'errore standard è tale che l'intervallo di confidenza include valori dei coefficienti di segno opposto rispetto a quello del coefficiente stimato. Una stima a ritardi liberi è quindi sconsigliabile, mentre sembra preferibile introdurre alcuni vincoli, in particolare utilizzando la procedura di Almon. In tal caso si è partiti da un polinomio di terzo grado ma la variabile che lo rappresenta non è risultata significativa,

**Stime dell'equazione di determinazione dei salari
con struttura dei ritardi libera e vincolata
per il tasso di disoccupazione
(1971.3 - 1983.4)**

TASSO DI DISOCCUPAZIONE RITARDI	LIBERI	LIBERI	LIBERI	ALMON
0	-100.22 (-1.752)	- 81.458 (-1.566)	- 35.287 (-0.774)	0 (ristr)
1	163.41 (1.336)	108.42 (1.073)	13.971 (0.161)	4.370 (3.011)
2	-136.98 (-1.044)	- 76.646 (-0.714)	12.184 (0.126)	6.555 (3.011)
3	233.5 (1.861)	191.44 (1.685)	70.867 (0.776)	6.555 (3.011)
4	-272.05 (-2.087)	-220.91 (-1.948)	- 44.092 (-0.914)	4.370 (3.011)
5	170.11 (1.602)	98.153 (1.710)	--	0 (ristr)
6	- 40.168 (-0.807)	--	--	--
$\sum(1/URED)$	17.602	18.999	17.643	21.85
DW	2.06	2.04	2.14	2.08
SR	1.33	1.32	1.36	1.35

Per gli indicatori statistici vedi tav. A.1

facendo ripiegare su un polinomio di secondo grado cui sono anche stati imposti vincoli a zero per il valore iniziale e per quello finale. Naturalmente, tale specificazione ristretta è stata sottoposta a verifica rispetto alla specificazione non ristretta applicando il consueto test F che non è risultato significativo; l'errore standard della regressione rimane, infatti, praticamente invariato.

Resta, tuttavia, la possibilità che fenomeni di isteresi possano generarsi a causa di effetti differenziati sulla dinamica salariale da parte della disoccupazione di breve o lunga durata. Per sottoporre a verifica tale ipotesi sarebbe necessario disporre di serie storiche continue sul numero dei disoccupati distinti per lunghezza del periodo di disoccupazione. Sfortunatamente una tale informazione non è disponibile per il nostro paese; un'approssimazione può comunque ottenersi se si utilizzano le classificazioni impiegate dall'Istat per suddividere le persone in cerca di lavoro tra disoccupati, giovani in cerca di prima occupazione e altre persone in cerca di lavoro. Le informazioni esistenti per il periodo successivo al 1977, anno di inizio della nuova indagine sulle forze di lavoro, mostrano infatti che esiste una rilevante tendenza all'aumento della durata media della disoccupazione, nell'ordine, tra disoccupati, giovani in cerca di prima occupazione e altre persone in cerca di lavoro. Inoltre, una simile distinzione può anche essere accettata come differenziazione tra forze di lavoro primarie e secondarie. Si sono così utilizzate nella stima le seguenti definizioni di tasso di disoccupazione:

$$(2a) \quad UR_1^A = (DIS + CIGDIP + PROC) / FL$$

$$(2b) \quad UR_2^A = ALDIS / FL$$

$$(3a) \quad UR_1^B = (DIS + CIGDIP) / FL$$

$$(3b) \quad UR_2^B = (ALDIS + PROC) / FL$$

$$(4a) \quad UR_1^C = (DIS + CIGSTRA) / FL$$

$$(4b) \quad UR_2^C = (ALDIS + PROC + CIGORD) / FL$$

dove UR_j^i , dove $i = A, B, C$ e $j = 1, 2$, sono le varie definizioni di tasso di disoccupazione, DIS i disoccupati in senso stretto, CIGDIP le persone equivalenti al totale di ore di Cassa integrazione, PROC i giovani in cerca di prima occupazione, ALDIS le altre persone in cerca di lavoro, CIGSTRA le persone equivalenti alle ore di Cassa integrazione straordinaria, CIGORD le persone equivalenti alle ore di Cassa integrazione ordinaria e FL il totale delle forze di lavoro; è da notare che in tutte le specificazioni $\sum UR_j = U$, dove U è il tasso di disoccupazione complessivo. Nel primo caso (2a-2b) abbiamo ipotizzato un effetto differenziato delle altre persone in cerca di lavoro, nelle definizioni 3a-3b anche dei giovani e, infine, nelle 4a-4b abbiamo esteso tale possibile effetto differenziato a coloro che usufruiscono della Cassa integrazione ordinaria, che solo in misura molto limitata sono assimilabili al concetto di disoccupati. I risultati delle stime sono riportati nella tavola D.4; nel primo caso nessuna delle due definizioni è significativa, a indicare in parte anche problemi di multicollinearità; negli altri due casi è addirittura meno significativa la definizione più ristretta. Uno dei possibili motivi all'origine della mancanza di un effetto significativo differenziato delle diverse categorie è che in Italia, diversamente dagli altri paesi europei, i giovani alla ricerca di un primo impiego e le altre persone in cerca di lavoro hanno sempre costituito la gran parte della disoccupazione pari, nella media del periodo considerato, ad oltre i 3/4 del totale.

Anche in base a quest'ultima serie di test non sembrano emergere quindi elementi di sostegno all'ipotesi di effetti rilevanti di persistenza per il caso italiano, confermando i risultati ottenuti in precedenti stime per il nostro paese (cfr., ad esempio, Coe-Gagliardi (1985), p. 11-12).

**Stime dell'equazione di determinazione dei salari
con diverse definizioni del tasso di disoccupazione
(1971.3 - 1983.4)**

TASSO DI DISOCCUPAZIONE RITARDI	1/URA1	1/URA2	1/URB1	1/URB2	1/URC1	1/URC2
0	0	0	0	0	0	0
1	1.616 (1.590)	1.470 (1.248)	0.388 (1.125)	2.323 (1.580)	0.238 (0.728)	2.835 (2.023)
2	2.424 (1.590)	2.205 (1.248)	0.582 (1.125)	3.484 (1.580)	0.356 (0.728)	4.253 (2.023)
3	2.424 (1.590)	2.205 (1.248)	0.388 (1.125)	3.484 (1.580)	0.356 (0.728)	4.253 (2.023)
4	1.616 (1.590)	1.470 (1.240)	0.582 (1.125)	2.323 (1.580)	0.238 (0.728)	2.835 (2.023)
5	0	0	0	0	0	0
$\sum(Ur_j)$	8.081 (1.590)	7.351 (1.248)	1.939 (1.125)	11.614 (1.580)	1.188 (0.728)	14.176 (2.023)

Stime con minimi quadrati ordinari.

BIBLIOGRAFIA

- ANDREWS M.J., BELL D.N.F., FISHER P.G., WALLIS K.F. e WHITLEY J.D. (1985), "Models of the UK Economy and the Real Wage - Employment Debate", National Institute Economic Review, n. 112.
- BANCA D'ITALIA (1986), "Modello trimestrale dell'economia italiana", vol. I e vol. II, Temi di discussione, Banca d'Italia, n. 80, dicembre.
- BLANCHARD O. e SUMMERS L. (1986), "Hysteresis and the European Unemployment", in NBER Macroeconomics Annual 1986, a cura di S. Fisher, MIT Press.
- COE D.T. (1985), "Nominal Wages, the NAIRU and Wage Flexibility", OECD Economic Studies, n. 5.
- COE D.T. e GAGLIARDI F. (1985), "Nominal Wage Determination in Ten OECD Countries", OECD Working Paper n. 19.
- CONTI V. e COSSUTTA D., "Il problema dell'occupazione: disequilibrio strutturale o transitorio?", in Oltre la crisi, a cura dell'Ente per gli studi monetari, bancari, finanziari "Luigi Einaudi", Il Mulino, 1986.
- DOLADO J.J., DE MOLINA J.L.M. e ZABALZA A. (1986), "Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Factors", Economica, Supplement
- FRIEDMAN M. (1968), "The Role of Monetary Policy", American Economic Review, March; trad.it. in Economia Internazionale, 1969, febbraio.
- GIANNINI C. (1985), "L'offerta di lavoro in Italia: tendenze recenti e previsioni per il periodo 1984-1993", Temi di discussione, Banca d'Italia, n. 45, gennaio.
- GORDON R.J. (1984), "Unemployment and Potential Output in the 1980s", Brookings Papers on Economic Activity, n. 2.
- GRESSANI D., GUISO L. e I. VISCO (1987), "Il rientro dell'inflazione: un'analisi con il modello econometrico", Temi di discussione, Banca d'Italia, n. 90, luglio.
- HARGRAVES-HEAP S.P. (1980), "Choosing the Wrong Natural Rate, Accelerating Inflation or Decelerating Unemployment and Growth", Economic Journal, September.
- LAYARD R. e NICKELL S. (1986), "Unemployment in Britain", Economica, Supplement.
- LINDBECK A. e SNOWER D.J. (1985), "Explanations of Unemployment", Oxford Review of Economic Policy, vol. 1, n. 2.
- LUCAS R.E. Jr. (1972), "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis", in The Econometrics of Price Determination Conference, a cura di O. Eckstein, Washington D.C.,

- Board of Governors of the Federal Reserve System; trad. it. in Le aspettative nell'analisi economica, a cura di I. Visco, Il Mulino, 1985.
- MODIGLIANI F. (1977), "The Monetarist Controversy or, Should We Forsake Stabilization Policies?", American Economic Review, March.
- MODIGLIANI F., PADOA SCHIOPPA F. e ROSSI N. (1986), "Aggregate Unemployment in Italy: 1960-83", Economica, Supplement.
- ONOFRI P. e SALITURO B. (1985), "Inflazione e politiche di stabilizzazione in Italia: 1960-1984", Politica Economica, agosto.
- PESARAN M. H. (1973), "Exact Maximum Likelihood Estimation of a Regression Equation with First-Order Moving-Average Error", Review of Economic Studies, October.
- PESARAN M.H. e SLATER L.J. (1980), Dynamic Regression Theory and Algorithms, Ellis Horwood Limited.
- PHELPS E. (1968), "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium", Journal of Political Economy, July-August.
- SACHS J.D (1986), "High Unemployment in Europe: Diagnosis and Policy Implications", NBER Working paper n. 1830.
- SNEESENS H.R. e DREZE J.H. (1986), "A Discussion on Belgian Unemployment, Combining Traditional Concepts and Disequilibrium Econometrics", Economica, Supplement.
- VISCO I. (1984), "Inflation Expectations: The Use of Survey Data in the Analysis of their Formation and Effects on Wage Changes", lavoro presentato al OECD Workshop on Price Dynamics and Economic Policy.
- WALLIS K.F. (a cura di) (1985), Models of the UK Economy. A Second Review by the ESRC Macroeconomic Modelling Bureau, Oxford University Press.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 78 — *Determinazione del livello dei prezzi e politica «monetaria» in un'economia senza moneta*, di C. GIANNINI (novembre 1986).
- n. 79 — *Modifiche strutturali e tendenze dell'agricoltura italiana (1961-1982)*, di L. F. SIGNORINI - G. ZEN (novembre 1986).
- n. 80 — *Modello econometrico dell'economia italiana. Vol. 1°: struttura e proprietà; Vol. 2°: equazioni e note tecniche* (dicembre 1986).
- n. 81 — *Nuove valutazioni della capacità utilizzata in Italia*, di L. F. SIGNORINI (dicembre 1986).
- n. 82 — *La redditività bancaria in Italia. Problemi metodologici e aspetti empirici*, di P. MARULLO REEDTZ - F. PASSACANTANDO (dicembre 1986).
- n. 83 — *Domanda di lavoro e trasformazione dell'economia del Mezzogiorno: l'esperienza degli ultimi decenni e le prospettive. Il ruolo degli incentivi all'occupazione*, di F. SIRACUSANO - C. TRESOLDI - G. ZEN (dicembre 1986).
- n. 84 — *Interscambio con l'estero e struttura produttiva: elementi per un'analisi integrata*, di P. CASELLI - L. F. SIGNORINI (febbraio 1987).
- n. 85 — *Innovazione finanziaria e attività di merchant banking*, di F. CAPRIGLIONE (marzo 1987).
- n. 86 — *L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane nel 1984. Alcune considerazioni sugli errori campionari*, di L. CANNARI (aprile 1987).
- n. 87 — *Aspetti macroeconomici dell'interazione fra sviluppo ed energia*, di R. S. MASERA (aprile 1987).
- n. 88 — *La tassazione dei titoli pubblici in Italia: effetti distributivi e macroeconomici*, di G. GALLI (aprile 1987).
- n. 89 — *Shocks temporanei e aggiustamento dinamico, una interpretazione contrattuale della CIG*, di L. GUISO - D. TERLIZZESE (luglio 1987).
- n. 90 — *Il rientro dell'inflazione: un'analisi con il modello econometrico della Banca d'Italia*, di D. GRESSANI - L. GUISO - I. VISCO (luglio 1987).

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

