

# Determinanti strutturali e transitorie della mobilità del lavoro, la "congettura di Holt" e l'esperienza italiana

## I. Introduzione\*

La mobilità del lavoro è stata, soprattutto negli anni più recenti, oggetto di attenzione da parte di esperti del sindacato e del sistema di relazioni industriali, di sociologi e di politologi. A questa crescente letteratura non ha, purtroppo, fino ad oggi corrisposto un uguale interesse da parte degli economisti. L'unico modello teorico del mercato del lavoro basato sulla nozione di mobilità del lavoro è quello di Holt. Ma esso assume che le due principali componenti del tasso di rotazione, il flusso delle assunzioni e delle separazioni (flusso dei licenziamenti più autolicenziamenti), sono variabili casuali, sostanzialmente costanti al variare della domanda aggregata.

Come cercheremo di mostrare, questo assunto che chiameremo "congettura di Holt" (e che R. Hall e altri sono giunti a chiamare "legge Holt") non è giustificabile nè su basi teoriche nè in base alle nostre verifiche empiriche. La conclusione centrale del nostro lavoro è che sia il flusso delle assunzioni sia il flusso delle separazioni sono sostanzialmente modificati sia da determinanti di natura ciclica (o transitoria), relative alla diversa pressione della domanda di lavoro, sia da determinanti di origine strutturale relative alla diversa compo-

---

\* Le equazioni proposte in questo lavoro fanno parte del Modello Econometrico della Banca d'Italia (M2 BI). Gli autori desiderano ringraziare i partecipanti ad un seminario tenuto presso il Servizio Studi della Banca d'Italia dove una prima stesura del lavoro è stata discussa. Un ringraziamento particolare va, inoltre, a P. Maggi per l'aiuto prezioso e continuo nelle operazioni di raccolta dei dati e di stima econometrica riportate in questo lavoro, a F. Carmignani del CESPE per alcune utili conversazioni sui criteri di rilevazione e l'attendibilità dei dati, a E. Pinelli del Ministero del Lavoro per la collaborazione prestata in fase di raccolta e di analisi dei dati impiegati nella verifica empirica e a D. Siniscalco per alcune utili conversazioni sui temi oggetto di esame. Gli autori rimangono, naturalmente, responsabili dei giudizi espressi e degli eventuali errori.

sizione della occupazione fra lavoratori più o meno marginali caratterizzati, rispettivamente, da minore e maggiore stabilità del posto di lavoro. Con riferimento al caso italiano, il tasso di rotazione è stato, inoltre, modificato in misura non trascurabile a partire dall' "autunno caldo" del 1969 dalla maggiore conflittualità nel sistema di relazioni industriali (Statuto dei Lavoratori) e, in particolare, dal "blocco dei licenziamenti" del sindacato e dal "blocco delle assunzioni" delle imprese; oltre che dalla riduzione degli autolicenziamenti in presenza di livelli di disoccupazione crescenti. Ambedue queste determinanti di origine socio-politica si sono accentuate a partire dalla "crisi petrolifera" di fine '73 e dalle attese di maggiore disoccupazione associate, anche sul piano internazionale, con l'*embargo* dei paesi produttori di petrolio. Il nostro modello teorico è, inoltre, capace di generare, assieme alle determinanti di mercato e di origine socio-politica appena ricordate, un effetto di inversione della curva di Phillips (con nodi orari piuttosto che con i tradizionali nodi antiorari) in condizioni di domanda di lavoro particolarmente elevata. Come si vedrà, ciò può essere conseguenza di un aumento del flusso degli autolicenziamenti non compensato da una sufficiente riduzione del flusso dei licenziamenti e da un sufficiente aumento del flusso delle assunzioni.

Il paragrafo II riesamina la "congettura di Holt" e le implicazioni della sua costruzione teorica per il mercato del lavoro e per la curva di Phillips. Il paragrafo III descrive il nostro modello di base e le sue implicazioni per le determinanti strutturali e transitorie della mobilità del lavoro. Il paragrafo IV riporta i risultati della verifica empirica, con riferimento ai flussi delle assunzioni e delle separazioni, per il caso italiano. Seguono le implicazioni del modello e le conclusioni.

## II. La "congettura di Holt" e le sue implicazioni

Sia  $P_s$  la probabilità che un singolo disoccupato trovi un singolo posto di lavoro vacante nell'unità di tempo e  $P_a$  la probabilità che il colloquio di lavoro, che segue alla scoperta del posto, si risolva con l'accettazione delle due parti. La probabilità,  $P_u$ , che un disoccupato trovi impiego può essere quindi espressa dal prodotto  $P_s P_a$ , a sua volta, moltiplicato per il numero dei posti di lavoro vacanti disponibili ( $VP_s P_a$ ). La probabilità di una assunzione nell'unità di tempo pre-

scelta,  $P_u$ , può, a sua volta, essere espressa come reciproco del tempo medio di ricerca necessario perché un disoccupato trovi un lavoro,  $1/T_u$ . Così se, in equilibrio, il tempo medio necessario perché un disoccupato trovi impiego è pari a due giorni, la probabilità che trovi impiego è, in media, pari ad un mezzo al giorno. Analogamente la probabilità,  $P_v$ , che un'impresa copra un posto di lavoro vacante nell'unità di tempo può essere espressa dal prodotto  $P_s P_v$  sommato tante volte quanti sono i disoccupati: ( $UP_s P_s = 1/T_v$ ). Ne segue che, come è anche suggerito da Holt,<sup>1</sup> in condizioni di campionamento casuale delle offerte disponibili,  $P_u$  e  $P_v$  possono essere considerati proporzionali, rispettivamente, al numero dei posti vacanti e dei disoccupati,

$$[1a] \quad P_u = \frac{VP_a}{T_s} = \frac{1}{T_u}$$

$$[1b] \quad P_v = \frac{UP_s}{T_s} = \frac{1}{T_v}$$

dove  $T_u$  e  $T_v$ , che rappresentano rispettivamente il tempo medio di disoccupazione e di copertura di un posto di lavoro vacante, sono esprimibili come reciproco di  $P_u$  e  $P_v$ , e  $T_s = 1/P_s$ , analogamente a  $T_u$  e  $T_v$ , è il tempo medio di ricerca di un singolo posto di lavoro vacante.

Moltiplicando la probabilità di un'assunzione nell'unità di tempo,  $P_u$ , per il numero totale dei disoccupati,  $U$ , ovvero  $P_v$  per  $V$ , si ottiene il flusso,  $F$ , delle assunzioni nel rapporto di impiego — uguale al flusso di copertura dei posti di lavoro vacanti — nell'unità di tempo.<sup>2</sup>

$$[2] \quad F = \frac{U}{T_u} = \frac{V}{T_v} = \frac{UVP_s}{T_s}$$

<sup>1</sup> C.C. HOLT, "Job Search, Phillips' Wage Relation, and Union Influence: Theory and Evidence", e inoltre, C.C. HOLT, "How Can the Phillips' Curve be Moved to Reduce both Inflation and Unemployment?", entrambi in E.S. Phelps (a cura di) *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Norton 1970. Cfr. C.C. HOLT, "Improving the Labor Market Trade-off between Inflation and 'Unemployment'" in *Papers and Proceedings of the American Economic Association*, maggio 1969.

<sup>2</sup> È interessante notare che una relazione che non si discosta dalla [2] di Holt era già stata intuita da Lipsey (cfr. R.G. LIPSEY, "The Relation between Unemployment and Wage Rates", in *Economica*, febbraio 1960, pag. 15, nota 1) e ripresa da CORRY e LAIDLER, "The Phillips' Relation: a Theoretical Explanation", in *Economica*, maggio 1967, pag. 195.

Il flusso delle assunzioni è, quindi, esprimibile come rapporto tra uno "stock" — il numero dei disoccupati ovvero dei posti di lavoro vacanti — e un "tempo" — il tempo medio di disoccupazione ovvero di copertura di un posto di lavoro vacante.

In condizioni di equilibrio "stocastico",  $F$  può essere considerato approssimativamente costante e interpretato come:

i) flusso di copertura dei posti vacanti — pari, per definizione, al flusso delle assunzioni;

ii) flusso di formazione dei posti vacanti;

iii) flusso delle separazioni del rapporto di impiego, come somma del flusso dei licenziamenti e degli autolicenziamenti. In condizioni di equilibrio stocastico, il flusso delle separazioni può essere considerato approssimativamente costante per via della correlazione negativa dei licenziamenti e degli autolicenziamenti al variare della domanda. In condizioni di domanda più debole, infatti, ad un maggior numero di licenziamenti tende a corrispondere un minor numero di autolicenziamenti (e viceversa in condizioni di domanda più sostenuta). In presenza di oscillazioni stocastiche del tasso di disoccupazione attorno ad un valore dato, il flusso delle separazioni dovrà tendere ad uguagliare quello delle assunzioni (copertura dei posti vacanti). Il tasso di disoccupazione si sposterebbe, altrimenti, dal suo valore di equilibrio stocastico, assunto a monte del problema. Ne segue anche che il flusso di formazione dei posti vacanti dovrà tendere ad uguagliare queste grandezze. Le condizioni di equilibrio stocastico assicurano, quindi, l'uguaglianza, a meno di deviazioni non sistematiche — equilibrio "stocastico" — tra i "parametri" del processo di ricambio del mercato del lavoro i), ii) e iii).

Dividendo ambo i membri di [2] per il totale degli appartenenti alla forza di lavoro,  $LF$ , presa qui come variabile esogena del modello, si ottiene,

$$[2a] \quad T_u = \frac{u}{f}$$

$$[3a] \quad T_v = \frac{v}{f}$$

dove  $u$  e  $v$  indicano rispettivamente i tassi di disoccupazione,  $U/LF$ , e di disponibilità,  $V/LF$ , e  $f = F/LF$  è il "tasso di rotazione", come quota della forza lavoro.

Per quanto detto, nello schema di Holt  $F$  può essere considerato costante solo se le sue componenti, in [2], sono a loro volta costanti

o variabili in misura tale da compensarsi reciprocamente. In condizioni di equilibrio stocastico, può assumersi che  $T_s$  e  $P_a$  siano parametri dati.  $T_s$  può essere interpretato come una costante tecnica determinata dalle condizioni di informazione prevalenti nel sistema economico.  $P_a$  tende, d'altra parte, ad aumentare dal lato della domanda di lavoro in condizioni di più elevata attività produttiva, ma, in quelle stesse circostanze, a diminuire dal lato dell'offerta, e viceversa. Queste condizioni suggeriscono una relativa stabilità in  $P_s$ , a meno di oscillazioni non sistematiche. Sembra, infine, ragionevole (per le ragioni esposte *sub* iii), che con  $F$  dato e con  $P_a$  e  $T_s$  anche essi dati (nel senso appena specificato) il prodotto  $UV$  presenti oscillazioni cicliche relativamente modeste e, quindi, che  $U$  e  $V$  si muovano in direzione opposta al variare della domanda.

Il postulato centrale dell'analisi di Holt è che il salario monetario domandato da un lavoratore in cerca d'impiego,  $\bar{w}_d$ , può essere espresso come funzione decrescente del tempo trascorso alla ricerca di un posto di lavoro,  $T_u$ . Questo tempo di ricerca,  $T_u$ , è, a sua volta, proporzionale al tasso di disoccupazione,  $u$ , dato  $f$ :

$$[4] \quad \bar{w}_d = S(u; f)$$

Il tasso di disoccupazione può, a sua volta, essere espresso in termini di  $v$  usando la relazione di flusso [2],

$$[5] \quad u/f = \frac{T_s}{P_a V} = \frac{1}{kv}$$

con  $k = (P_a/T_s)LF$ .

Per chiudere il modello notiamo le identità,

$$U = LF - E$$

$$V = J - E$$

dove  $E$  e  $J$  sono, rispettivamente, il totale degli occupati e dei posti di lavoro offerti. Dividendo ambedue le relazioni per il totale della forza di lavoro otteniamo

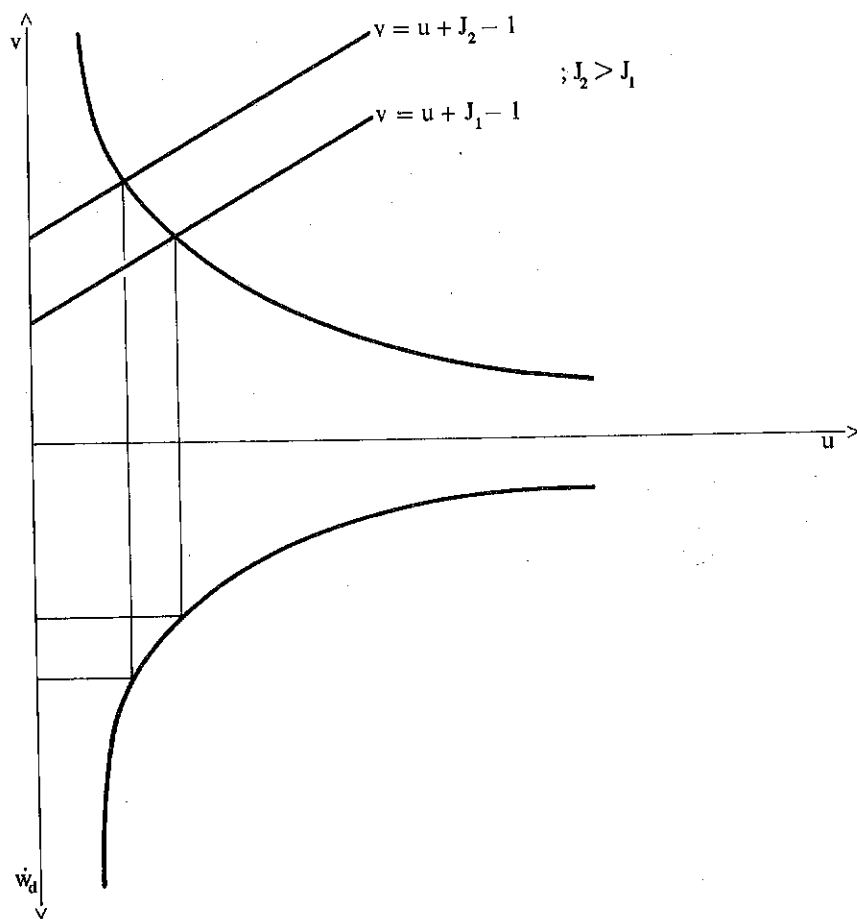
$$u = 1 - e$$

$$v = j - e$$

con  $e = E/LF$  e  $j = J/LF$ . Da cui, sottraendo la seconda relazione dalla prima,

$$[6] \quad v = u + j - 1$$

FIGURA 1



Le relazioni [4], [5] e [6], formano un sistema di tre equazioni nelle tre incognite  $w_a$ ,  $u$  e  $v$ , che può essere risolto, dati  $f$  e  $k$ , per ogni dato valore di  $j$ . Quest'ultimo rappresenta il rapporto tra il totale dei posti di lavoro offerti — il totale dei posti già occupati più i posti vacanti — e il totale della forza lavoro, ed è il parametro il cui livello determina, ad ogni istante di tempo, la soluzione d'equilibrio "stocastico" del sistema.

Nella figura 1, [6] è rappresentata per due diversi valori di  $j$ ,  $j_2 > j_1$ . Data la relazione inversa tra  $u$  e  $v$  (rappresentata dalla curva decrescente), l'intersezione di [6] e [5] determina i valori di equilibrio di  $v$  e  $u$ . Quest'ultima variabile determina, infine, il corrispondente valore di  $w_a$  in [4], nella sezione inferiore della figura.

In questo modello,  $j$  può essere interpretato come il parametro della domanda di lavoro che determina la soluzione di equilibrio stocastico del sistema.

L'univocità della soluzione e queste caratteristiche del modello si basano crucialmente sull'assunto che  $f$  possa essere considerato costante in condizioni di equilibrio stocastico; un assunto che, come si è detto piuttosto che "legge"<sup>3</sup> saremmo propensi a chiamare "congettura di Holt". Per le ragioni appena ricordate, questo assunto sembra abbastanza ragionevole fin quando  $j$  sia lasciato fluttuare in un intorno limitato del suo livello di equilibrio stocastico. Ma, come cercheremo di mostrare nel paragrafo seguente, non vi è ragione di considerare *a priori*  $f$  costante in condizioni di disequilibrio. Vi è, al contrario, ragione di ritenere che  $f$  non è costante ma tende a variare sistematicamente con il variare delle condizioni del mercato del lavoro. Alcune implicazioni di questa confutazione della "congettura di Holt" saranno quindi discusse nel paragrafo successivo.

### III. Determinanti strutturali e transitorie della mobilità del lavoro

Come abbiamo notato, l'assunto di un tasso di rotazione (flusso delle assunzioni, delle separazioni e di formazione dei posti di lavoro vacanti) costante limita le possibilità interpretative del modello di Holt a condizioni di equilibrio stocastico e contrasta con la derivazione di una curva di Phillips in condizioni di disequilibrio. Vi sono almeno tre ragioni per supporre che il flusso delle assunzioni non sia costante ma sia, al contrario, una funzione crescente sia del livello sia del tasso di variazione della domanda di lavoro,  $j$ :

i) in primo luogo, come si vede da [2], in presenza di un incremento della domanda di lavoro,  $V$  tenderà inizialmente ad aumentare "prima" dell'(eventuale) decremento di  $U$ . Il loro prodotto *ex post* potrà risultare relativamente stabile per statistiche basate su periodi di tempo sufficientemente lunghi. Ma le rilevazioni statistiche misurate a livello aggregato (anche se a livello trimestrale) po-

<sup>3</sup> Cfr. R.E. HALL, "The Process of Inflation in the Labor Market", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1974, pagg. 355-6.

tranno sottovalutare la variabilità di questo aggregato<sup>4</sup> all'interno del periodo di riferimento statistico;

ii) in condizioni di disoccupazione involontaria, inoltre, dati i tassi di salario medi precedentemente domandati, l'incremento di quelli offerti avrà l'effetto di aumentare la probabilità che il rinvenimento di un posto di lavoro vacante si risolva con l'accettazione delle due parti. Il flusso delle assunzioni risulterà corrispondentemente elevato. Ciò suggerisce di riscrivere, in prima approssimazione,  $P_a$  in [2] come funzione crescente della differenza tra il tasso di variazione del tasso medio di salario monetario pagato ai lavoratori e offerto ai nuovi applicanti e il tasso di variazione del tasso medio di salario domandato,  $\dot{w}_a$ . Quest'ultimo, in disequilibrio, può divergere da quello offerto,

$$[10] \quad P_a = \pi(\dot{w}^e - \dot{w}^d), \quad \pi' > 0$$

dove  $\dot{w}^d$  può essere ora pensato come una media della funzione di frequenza dei salari monetari domandati dai lavoratori in cerca d'impiego, cioè come un prezzo medio di accettazione. In particolare, all'inizio di un rapido ed imprevisto aumento della domanda,  $\dot{w}^e$  tenderà ad aumentare in quanto aumenta il numero dei posti di lavoro vacanti,  $V$ , per ogni dato numero di disoccupati,  $U$ . Il tasso di variazione del salario domandato,  $\dot{w}^d$ , aumenterà invece solo in quanto, nei periodi successivi, il numero dei disoccupati e il tempo medio di disoccupazione tendano a flettere. Questo effetto è rafforzato dalla maggiore incertezza che, rispetto all'impresa che di volta in volta decide e quindi conosce la politica dell'impiego, caratterizza le condizioni di mercato dal punto di vista del singolo lavoratore. Quest'ultimo è pronto a scambiare un più elevato tasso di salario offerto come un'occasione di lavoro più favorevole di quelle ritenute

<sup>4</sup> Per una prima discussione della variabilità *ex ante* ed *ex post* del prodotto *uv*, cfr. J.C.R. DOW-L.A. DICKS-MIREAUX, "The Excess Demand for Labor: A Study of Conditions in Great Britain, 1946-1956", in *Oxford Economic Papers*, febbraio 1958. Phelps ha stimato una relazione tra  $u$  e  $v$  che suggerisce variazioni pro-cicliche del loro prodotto; E.S. PHELPS, "Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", in *Microeconomic Foundations... op. cit.* Più recentemente una relazione analoga a quella stimata da Phelps è stata trovata per l'Inghilterra da J.I. FOSTER, "The Relationship between Unemployment and Vacancies in Great Britain (1958-72): Some Further Evidence" in D. LAIDLER e D.L. PURDY, *Inflation and Labor Markets*, Manchester University Press, 1974.

mediamente disponibili sul mercato.<sup>5</sup> La probabilità,  $P_s = 1/T_s$ , di rinvenire un *singolo* posto di lavoro vacante può, d'altra parte, essere considerata costante in prima approssimazione (sebbene possa pensarsi che anch'essa tende ad aumentare in condizioni di espansione in quanto un più elevato rapporto  $v/u$  suggerirebbe una minore *interferenza* di un disoccupato nei confronti di un altro per la ricerca di un posto di lavoro).

Gli effetti precedenti sono di breve periodo, cioè transitori, nel senso che essi dipendono dalle *variazioni* della domanda di lavoro, cioè di  $j$ . Questi ultimi, a loro volta, si riflettono in variazioni di segno opposto e di breve periodo sul tasso di disoccupazione. Ma:

iii) vi è una ragione più fondamentale e di natura strutturale per attendere un più elevato flusso sia delle assunzioni che delle separazioni non solo in presenza di un incremento della domanda di lavoro,  $j$ , ma anche in presenza di un più elevato *livello* della domanda di lavoro,  $j$ , e, quindi, anche in una prospettiva di lungo periodo. In particolare, in corrispondenza di una espansione della domanda, quote di lavoro via via più marginali che, come è noto, sono caratterizzate da più alti flussi di ricambio<sup>6</sup>, vengono inserite nel processo produttivo. Il più alto flusso di ricambio di queste quote di lavoro marginale è dovuto sia al fatto che esse sono le prime ad essere licenziate in condizioni di recessione e le ultime ad essere assunte in espansione, sia al più alto flusso di autolicensing che le caratterizza. Questo più elevato flusso degli autolicensing è l'effetto delle minori possibilità di carriera e degli altrettanto modesti privilegi derivanti dalla anzianità nel posto di lavoro che di regola caratterizzano gli occupati marginali. In queste occupazioni "più marginali", inoltre, è assai più difficile per il sindacato difendere il lavoratore sottoposto a licenziamento. È da pensare, quindi, che il flusso medio del ricambio sarà caratterizzato da un andamento ciclico in conseguenza delle variazioni cicliche nella composizione dell'occupazione tra lavoratori più o meno marginali e lavoratori stabili.

La possibilità che il flusso delle assunzioni  $F$  varii in funzione diretta del livello (lungo periodo) e delle variazioni (breve periodo)

<sup>5</sup> A scopo esemplificativo ciò implica che  $w^e$  *ex ante* può essere empiricamente approssimato con  $w^e$  effettivo, e  $w^d$  *ex ante* con un *lag* distribuito dei valori registrati nei periodi precedenti (in condizioni di sovraoccupazione, queste relazioni possono invertirsi; cfr. anche il paragrafo V).

<sup>6</sup> Cfr. R.E. HALL, "Why is the Unemployment Rate so High at Full Employment", in *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 3, 1970.

della domanda di lavoro, come le considerazioni precedenti suggerirebbero, è stata talvolta riconosciuta dallo stesso Holt<sup>7</sup>, che non ne ha però tratto conseguenze teoriche nonostante l'esistenza di discussioni precedenti al riguardo<sup>8</sup> e possibilità di verifica a livello econometrico.

Oltre certi livelli di espansione del livello della domanda di lavoro, infine, l'aumento nel flusso degli autolicensingamenti può non essere compensato dalla diminuzione dei licenziamenti (il cui flusso non può essere negativo) con un conseguente aumento nel flusso delle separazioni. Su questo punto torneremo nel paragrafo VI.

Le considerazioni precedenti suggeriscono di distinguere il flusso delle assunzioni,  $f_a$ , da quello delle separazioni,  $f_s$ . In particolare, il flusso delle assunzioni in percentuale della forza lavoro,  $f_a$ , in condizioni di disequilibrio, sarà, per quanto detto, una funzione crescente del parametro *keynesiano* della domanda di lavoro,  $j^2$ , del suo tasso di variazione  $\dot{j}$  e di  $P_a$  che, a sua volta, dipende da  $\dot{w}^d$  e  $\dot{w}^o$ ,

$$[11] \quad f_a = C(j, \dot{j}, \dot{w}^d, \dot{w}^o) \quad C_j > 0, \quad C_{\dot{j}} > 0, \quad C_{\dot{w}^d} < 0, \quad C_{\dot{w}^o} > 0$$

dove  $C_j$  rappresenta la variazione di lungo periodo di  $f_a$  in conseguenza di una variazione nel livello di  $j$  e della conseguente variazione strutturale nella composizione degli occupati tra lavoratori più o meno stabili discussa *sub* (iii); e  $C_{\dot{j}}$  rappresenta la variazione di breve periodo in  $f_a$  come effetto delle variazioni di disequilibrio descritte

<sup>7</sup> Cfr. dell'autore, "The Unemployment-Inflation Dilemma: A Manpower Solution", mimeo, Institute of Urban Studies, Washington 1973. Cfr. anche M.S. COHEN e R.M. SOLOW, "The Behaviour of Help-Wanted Advertising", in *Review of Economics and Statistics*, febbraio 1967.

<sup>8</sup> Cfr., in particolare, S. BEHMAN, "Labor Mobility, Increasing Labor Demand, and Money Wage Rate Increases in the U.S. Manufacturing", in *The Review of Economic Studies*, ottobre 1964.

<sup>9</sup> Una formulazione più generale del modello dovrebbe anche tener conto delle variazioni nella forza lavoro disponibile. In generale, l'aumento di quest'ultima in condizioni di espansione rende l'ipotesi *sub* (i) circa un aumento nel flusso delle assunzioni valida *a fortiori* in quanto  $U$  diminuisce corrispondentemente di meno in [2]. Si noti, inoltre, che l'introduzione di una funzione relativa alla forza lavoro renderebbe valido *a fortiori* il ricordato effetto di lungo periodo *sub* (iii), come conseguenza dell'introduzione nel processo produttivo di quote di lavoro via via più marginali in conseguenza di un più elevato livello di  $j$ . Allo scopo di ridurre la formalizzazione del modello alle sue linee essenziali, preferiamo omettere queste complicazioni di cui potrebbe peraltro tenersi immediatamente conto endogenizzando  $LF$ , secondo le linee dell'ormai tradizionale equazione di Tella (cfr. A. TELLA, "The Relationship of Labor to Employment", in *Industrial and Labor Relations Review*, aprile 1964) e della letteratura che ne è seguita.

*sub* (i) e (ii). Le altre due derivate danno il segno delle variazioni di  $f_a$  in corrispondenza delle variazioni di  $P_a$  e, quindi, degli argomenti della [10].

Per ogni dato *livello* di  $j$  e quindi quando il mercato ha raggiunto l'equilibrio del tasso di disoccupazione ( $\dot{u} \cong \dot{j} \cong 0$ ),  $f_a$  nell'espressione precedente può essere interpretato indifferentemente non solo come flusso delle assunzioni ma anche come flusso delle separazioni,  $f_s$ , e di formazione dei posti di lavoro vacanti,  $f_v$  (anch'essi espressi in percentuale della forza lavoro, secondo le linee del modello di Holt). Ma, nonostante questa coincidenza per ogni *dato* livello di  $j$ , gli stessi parametri sono, ora, una funzione crescente del livello di  $j$ ,  $C_j > 0$  in [11], e delle sue variazioni di breve periodo,  $C_{\dot{j}} > 0$ . In condizioni di disequilibrio inoltre ( $\dot{j} \neq 0$ ) il flusso di formazione dei posti di lavoro vacanti e quello dei licenziamenti e degli autolicensingamenti possono, ora, non solo divergere tra loro ma scostarsi, anche sostanzialmente, dal flusso delle assunzioni (copertura dei posti vacanti). Il flusso delle separazioni, inoltre, può divergere dal flusso delle assunzioni. In particolare, ad esempio, in fase espansiva ( $\dot{j} > 0$ ), ad un più alto flusso delle assunzioni può far riscontro un minor flusso delle separazioni, come effetto di un minor flusso di licenziamenti non compensato da un sufficiente aumento degli autolicensingamenti (e, analogamente, per  $\dot{j} < 0$ ). Ciò suggerisce, a sua volta, che il segno con cui il flusso delle separazioni risponde alle *variazioni* nel totale dei posti di lavoro offerti,  $\dot{j}$ , è incerto *a priori* (contrariamente al segno del flusso delle assunzioni) in quanto le due componenti del flusso delle separazioni (flussi dei licenziamenti e degli autolicensingamenti) rispondono con segno opposto alle variazioni di  $j$ . Su questo punto torneremo in seguito.

In particolare, definendo:  $\dot{V} \equiv V - V_{-1}$ ,  $\dot{U} \equiv U - U_{-1}$  e designando con  $F_v$  e  $F_s$ , rispettivamente, il livello del flusso di formazione dei posti di lavoro vacanti e del flusso delle separazioni (licenziamenti più autolicensingamenti) nella stessa unità di tempo, può scriversi:

$$F_s - F_a = \dot{U} = -\dot{E}; \quad F_v - F_a = \dot{V}$$

per una forza lavoro costante e dove  $F_a$  rappresenta il livello del flusso delle assunzioni. Ovvero, dividendo ambo i membri per il totale della forza lavoro,  $LF$ ,

$$[12] \quad f_s - f_a = \dot{u} = -\frac{\dot{E}}{LF}$$

$$[13] \quad f_v - f_a = \dot{v}$$

Si noti che nelle condizioni di equilibrio stocastico (non waltasiano) discusse in precedenza,

$$F_a - F_s \cong F_a - F_v \cong 0$$

implica la ricordata uguaglianza dei flussi del modello di Holt:

$$F_a \cong F_s \cong F_v$$

Il flusso totale delle separazioni può, a sua volta, essere espresso:

$$[12'] \quad F_a + \dot{U} = F_s = F_s^* + \hat{F}_s = EP_s^* + E\hat{P}_s = E(P_s^* + \hat{P}_s)$$

dove  $F_s^*$ ,  $\hat{F}_s$ ,  $P_s^*$  e  $\hat{P}_s$  indicano, rispettivamente, il flusso degli autolicensingamenti, dei licenziamenti, la probabilità di un autolicensingamento e di un licenziamento nell'unità di tempo prescelta e  $(P_s^* + \hat{P}_s)$  è la corrispondente probabilità di una separazione. Dividendo ambo i membri dell'espressione precedente per il totale della forza lavoro, si ottiene:

$$[14] \quad f_a + \dot{u} = (1 - u) (P_s^* + \hat{P}_s)$$

che costituisce (dati  $U_{-1}$  — variabile predeterminata del modello — e LF) il *vincolo di bilancio* dell'occupazione. Questo vincolo permette di ricavare, per dati valori delle altre variabili,  $P_s^*$  oppure  $\hat{P}_s$ . Quest'ultima variabile può essere espressa in prima approssimazione come funzione crescente del tasso di disponibilità,  $v$ ,

$$[15] \quad P_s^* = f(v); f_v > 0^{10}$$

<sup>10</sup> Partendo dalla considerazione che il flusso degli autolicensingamenti esprime soprattutto condizioni di offerta di lavoro, S. BEHMAN (*Labor Mobility...*, op. cit., pag. 255) tentò di stabilire un nesso di causalità dal flusso degli autolicensingamenti a quello delle variazioni dei salari monetari. La misura che si vorrebbe, d'altra parte, per un *test* del genere è un flusso di autolicensingamenti "presunto", piuttosto che effettivo (in condizioni di disoccupazione involontaria). L'azienda possiede una stima del numero medio di autolicensingamenti, in assenza di un incremento retributivo adeguato, e tenderà ad evitarne i costi relativi riallineando i tassi di retribuzione a quelli di mercato. Per queste ragioni, le misurazioni registrate nei flussi di autolicensingamento non sono presumibilmente molto sensibili alle variazioni della domanda di lavoro tranne che in caso di sovraoccupazione (si noti, al contrario, che in [15] ciò che interessa è  $P_s^*$  effettivo e non presunto).

#### IV La verifica empirica

Per una prima verifica empirica dell'ipotesi precedente ci siamo basati sui dati relativi all'esperienza italiana. I dati relativi al flusso delle assunzioni e delle separazioni del rapporto d'impiego rilevati dal Ministero del Lavoro si riferiscono agli operai dell'industria manifatturiera effettivamente impiegati negli stabilimenti censiti che riguardano aziende al di sopra di 12 addetti. Ciò esclude le aziende di minore dimensione e rende più difficile la verifica empirica della nostra ipotesi in quanto, per le ragioni dette, i tassi di rotazione maggiori sono presumibilmente registrati proprio in queste imprese di minori dimensioni dove maggiore è la quota dei lavoratori "marginali". Ne segue che la variazione del tasso di rotazione (assunzioni, separazioni) del campione disponibile sottostima la varianza dell'universo.

La nostra verifica empirica riguarda il periodo che va dal IV trimestre 1965 al II trimestre 1974<sup>11</sup>. Le stime si fermano al 1974 perché a quella data si arrestavano i dati a disposizione quando le stime furono effettuate. Nel momento in cui scriviamo la versione finale dell'articolo, i dati che si sono resi disponibili coprono il 1976 per il solo flusso delle assunzioni, mentre per il flusso delle separazioni ancora mancano dati definitivi per i primi due trimestri del '76. Alcune recenti verifiche effettuate da Fabrizio Carmignani presso il CESPE suggeriscono, inoltre, che i dati a disposizione relativi al flusso delle assunzioni sono sovrastimati di circa tre punti percentuali sia nel terzo che nel quarto trimestre 1973. Anche i dati relativi al 1971 e al 1972 sembrano presentare alcuni difetti, sebbene di dimensioni assai minori. In attesa di una serie più lunga e meno imperfetta abbiamo, quindi, ritenuto opportuno presentare qui i risultati raggiunti fino al 1974, ripromettendoci di aggiornare le stime non appena dati migliori si renderanno disponibili.

<sup>11</sup> Sono state utilizzate le statistiche disponibili a partire dal 1965 in quanto, a partire da quella data, il campione di imprese considerato dal Ministero del Lavoro è stato ampliato e parzialmente cambiato. Dal totale delle assunzioni e delle separazioni sono stati, inoltre, tolti coloro che si sono trasferiti e/o sono stati trasferiti a stabilimenti della stessa impresa, allo scopo di far corrispondere più fedelmente i tassi di rotazione alla situazione ciclica considerata (cfr. C. DELL'ARINGA, "La mobilità del lavoro nell'industria italiana", *Vita e Pensiero*, 1974). Per eliminare la stagionalità di tutti i dati impiegati si è, inoltre, impiegata una doppia media mobile di ordine quattro per ottenere valori centrati sul trimestre considerato. (Ovvero, ad esempio  $(X_1 + X_2 + X_3 + X_4)/4 = \bar{X}_{2,3}$ ;  $(X_2 + X_3 + X_4 + X_5)/4 = \bar{X}_{3,4}$  da cui  $(\bar{X}_{2,3} + \bar{X}_{3,4})/2 = \bar{X}_3$  è il valore del terzo trimestre dell'anno considerato).

Un'altra difficoltà sorge dal fatto che nel periodo sottoposto a verifica empirica vi è stato un profondo mutamento nel clima delle relazioni industriali in Italia. Come si vede dal grafico 1, sia il flusso delle separazioni (al lordo delle variazioni della forza lavoro) sia quello delle assunzioni registrano una brusca caduta a partire dal secondo trimestre 1969 come effetto sia della più debole domanda di lavoro, secondo le linee del paragrafo precedente, sia della maggiore conflittualità del rinnovo contrattuale dell'autunno "caldo" '69 e della successiva introduzione dello Statuto dei Lavoratori. Questa caduta si accentua dalla fine del 1973. Su questa successiva caduta dei flussi del ricambio sembrano avere influito, assieme alla progressiva diminuzione nella domanda di lavoro, due fatti. Da un lato, i timori di una ulteriore caduta generalizzata della domanda e dell'occupazione a livello internazionale come effetto dell'*embargo* petrolifero, che hanno "stretto le fila" del sindacato e della base contro i licenziamenti e ridotto il flusso degli autolicenziamenti. Dall'altro, l'approvazione della legge sulle controversie individuali di lavoro, nell'agosto 1973, che delegava ai "pretori d'assalto", piuttosto che al tribunale, le controversie relative a rapporti di lavoro subordinato pubblico e privato abbreviando a due mesi la soluzione delle procedure (che aveva fino ad allora preso più anni) e che in tal modo ha scoraggiato i licenziamenti da parte delle imprese. Queste ultime, a loro volta, come si vede nel grafico 1, rispondono alla caduta del flusso delle separazioni con una sostanziale riduzione delle assunzioni, il cui flusso passa su base annua dal 32% degli operai occupati nell'industria manifatturiera nel 1969 a meno del 25% tra gli ultimi due trimestri del '73 e i primi due del '74.

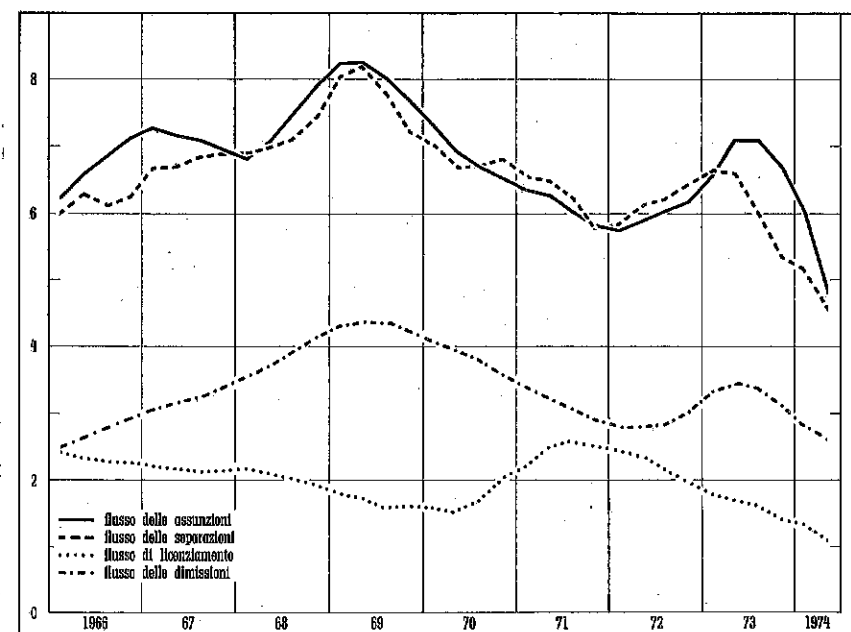
Il terzo fattore che rende ardua la verifica empirica dell'equazione [11] del paragrafo precedente è dovuta al fatto che, con riferimento alla esperienza italiana, non disponiamo di misure relative al totale dei posti di lavoro offerti,  $j$ , il numero degli occupati più i posti di lavoro vacanti, in quanto mancano statistiche sui posti di lavoro vacanti. Per questo motivo, nella specificazione dell'equazione relativa al flusso delle separazioni [12']

$$[12''] \quad F_s = E(P_s^* + \hat{P}_s) = EP_s$$

abbiamo approssimato la probabilità di una separazione del rapporto d'impiego,  $P_s$ , prendendo come misura del livello e delle variazioni della domanda di lavoro, rispettivamente, il rapporto tra il numero

GRAFICO 1

TASSI DI ROTAZIONE NELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA



dei disoccupati e il numero degli occupati nell'industria manifatturiera e le variazioni percentuali di questo stesso rapporto tra un trimestre e l'altro. Ossia,

$$[16] \quad P_c = \alpha + \beta \frac{U}{E} + \gamma \left( \frac{\dot{U}}{E} \right); \quad \alpha > 0, \beta < 0, \gamma \geq 0$$

dove i segni previsti riflettono le ipotesi discusse nel paragrafo precedente. In assenza di statistiche disponibili riferite ai soli disoccupati operai nell'industria manifatturiera (ai quali si riferiscono sia i flussi che gli occupati al denominatore di  $f_s$  e  $f_a$ ) si è, inoltre, impiegata una misura del totale dei disoccupati operai e impiegati. Questi ultimi hanno, d'altra parte, come è noto, costituito una quota relativamente modesta e stabile del totale dell'occupazione manifatturiera nel periodo considerato.

Esprimendo il totale del flusso delle separazioni in rapporto al totale degli occupati,

$$[17] \quad P_c = f_s \frac{F_s}{E} = \alpha + \beta \frac{U}{E} + \gamma \left( \frac{\dot{U}}{E} \right).$$



Il flusso delle assunzioni è stato analogamente approssimato con la forma ridotta,

$$[18] \quad f_a = \frac{F_a}{E} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \frac{U}{E} + \hat{\gamma} \left( \frac{\dot{U}}{E} \right),$$

dove  $\hat{\gamma} < 0$  riflette anche l'effetto ( $C_{w^0} > C_{w^d}$ ) in condizioni di espansione, secondo le linee discusse nella equazione [11] del paragrafo precedente.

La relazione [12],  $f_s - f_a = \left( \frac{\dot{U}}{E} \right) = \dot{u}$  (deflazionando ambo i membri di quell'equazione per il totale degli occupati piuttosto che per la forza lavoro) è, d'altra parte, vera solo assumendo una forza lavoro costante. Poichè questa ultima è, come è noto, considerevolmente variata nel periodo di stima, l'impiego della [12] implica la necessità di considerare  $f_s$  al lordo delle variazioni della forza lavoro nell'industria,  $\frac{\Delta FL}{E}$ . Ossia,

$$[19] \quad f_s^* - f_a = \dot{u}$$

$$\text{dove } f_s^* = f_s + \frac{\Delta FL}{E}.$$

Sottraendo membro a membro la [18] dalla [17] al lordo di  $\Delta FL/E$ , [19] implica:

$$[20] \quad \alpha = \hat{\alpha} \quad \beta = \hat{\beta} \quad (\gamma - \hat{\gamma}) = 1$$

Come si è sottolineato nel paragrafo precedente, inoltre, il segno con cui le variazioni della domanda di lavoro, misurate nella nostra specificazione dell'equazione dalla variabile  $\left( \frac{\dot{U}}{E} \right)$ , si riflettono sul flusso delle separazioni,  $\gamma$ , è *a priori* incerto come effetto dell'opposto andamento delle due componenti di quest'ultimo flusso (flusso dei licenziamenti e degli autolicenziamenti). Questa incertezza è complicata nella nostra specificazione dal fatto che il flusso delle separazioni è considerato al lordo delle variazioni della forza lavoro nell'industria, che dovrebbero, a loro volta, essere negativamente correlate con  $\left( \frac{\dot{U}}{E} \right)$ .

Allo scopo di tenere conto della caduta nel flusso delle separazioni, e della conseguente caduta in quello delle assunzioni, in parte

imputabile agli eventi "esogeni" in precedenza ricordati (Statuto dei Lavoratori, legge sulle controversie individuali di lavoro e embargo petrolifero), la stima econometrica del modello include due variabili di comodo a partire da ciascuno dei due periodi in cui questi eventi si sono manifestati. La prima variabile di comodo,  $d^*$ , riguarda il periodo che va dal 1° trimestre 1970 (come effetto del clima provocato dall'entrata in vigore dello Statuto dei Lavoratori) al III trimestre 1973. La seconda,  $d^{**}$ , dal IV trimestre 1973 (da cui ha inizio sia la nuova legge sui "pretori d'assalto" sia la crisi petrolifera) alla fine del periodo considerato, il II trimestre del 1974. Si noti che i ricordati errori dei dati a disposizione relativi al terzo e al quarto trimestre 1973 implicano una sottostima dei coefficienti relativi ad entrambe le variabili di comodo appena ricordate. La presenza di queste variabili "depura", d'altra parte, i coefficienti stimati delle altre due variabili indipendenti da questo caso di errore nelle variabili.

La verifica empirica del modello è riportata nella tavola seguente. Sulla base delle considerazioni precedenti, si sono distinti tre periodi di stima. Il primo, a cui non si riferiscono gli eventi "esogeni" di riduzione del *turnover* ricordati, va dal IV trimestre 1965 al IV trimestre 1969. Il secondo periodo include la variabile di comodo,  $d^*$ , relativa all'entrata in vigore dello Statuto dei Lavoratori e alla conflittualità che segue l'"autunno caldo" del '69. Il terzo periodo, infine, aggiunge la variabile di comodo  $d^{**}$ , dal IV trimestre 1973 alla fine del periodo di stima, per tenere conto delle altre due determinanti di riduzione del tasso.

Come si vede, nonostante le approssimazioni richieste dalla imperfetta disponibilità e misurazione dei dati, le stime riportate nella tavola I sono in linea con le attese *a priori* del nostro modello. I coefficienti delle variabili mostrano in tutti e tre i periodi sottoposti a stima il segno e l'ordine di grandezza relativa — secondo il *set* di relazioni [20] — attesa nel nostro modello.

La significatività del coefficiente relativo al rapporto disoccupati/occupati, che misura la dipendenza strutturale di ambedue i flussi dal *livello* della domanda di lavoro, attraverso l'effetto che su quest'ultimo esercita la composizione dell'occupazione tra lavoratori più o meno "marginali" o "impiegabili" (la quota dell'occupazione più marginale e meno stabile) è in tutte le equazioni estremamente elevata. Significativo è anche in tutti i tre periodi sottoposti a stima, nelle equazioni relative al flusso delle assunzioni, il coefficiente relativo alle variazioni del rapporto disoccupati/occupati,

che misura l'effetto *ciclico* o transitorio sui flussi relativo alle *variazioni* nella domanda di lavoro (con un  $t$  di Student che va da un minimo di 2 nel primo periodo ad un valore che supera 2,5 nell'equazione "completa" relativa all'intero periodo di stima). Meno significativo, secondo le attese *a priori* del nostro modello, è invece il coefficiente di questa stessa variabile nella equazione relativa al flusso delle separazioni. Come si è notato, questo coefficiente è una misura del parametro  $\gamma$  nella [16] il cui segno è incerto *a priori*. Questo segno è, inoltre, reso più dubbio dal fatto che, come si è detto, la variabile dipendente dall'equazione è il flusso delle separazioni al lordo delle variazioni della forza lavoro. Queste ultime, essendo correlate negativamente con il tasso di variazione del rapporto disoccupati/occupati, diminuiscono la significatività del coefficiente in questione il cui segno è, come si vede, positivo in tutte le equazioni. Questo segno indica che una diminuzione ciclica nella domanda di lavoro tende a far ridurre il flusso degli autolicensingamenti meno di quanto aumenta il flusso dei licenziamenti. Sebbene, come si è detto, questo segno sia *a priori* incerto, il valore positivo ottenuto nelle stime non stupisce data la ben nota bassa propensione all'autolicensingamento in un sistema di relazioni industriali come è quello italiano e con un mercato del lavoro caratterizzato da un alto livello di disoccupazione strutturale.

Anche l'errore standard delle regressioni — dell'ordine del 5% — è soddisfacente. Lo statistico Durbin Watson denuncia, d'altra parte, anche nella equazione "completa" relativa al flusso delle assunzioni per l'intero periodo sottoposto a verifica empirica (eq. 5 tav. I), l'esistenza di autocorrelazione positiva nei residui. Un'altra caratteristica delle stime precedenti consiste nel fatto che mentre le stime rispettano da vicino il sistema di "coerenze" implicato dalle prime due uguaglianze del set di relazioni [20], la terza  $(\gamma - \hat{\gamma}) = 1$  sembra meno rispettata. Ciò è presumibilmente dovuto al fatto che mentre i dati relativi agli occupati e ai flussi (Ministero del Lavoro) si riferiscono al numero medio di operai, apprendisti entrati e usciti dallo stabilimento *nella media* di periodi di paga dei trimestri considerati, i dati relativi ai disoccupati non solo riguardano, come si è detto, anche la quota (minore) degli impiegati nell'industria manifatturiera, ma si riferiscono a valori calcolati *al termine* del trimestre considerato. Per questo motivo, e nel tentativo di ridurre l'autocorrelazione nei residui ancora presente nella eq. 5 tav. I, si è calcolato un rapporto disoccupati/occupati "imputato" e ottenuto dalla diffe-

TAVOLA I  
STIME DEL TASSO DI ROTAZIONE NELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA

Var.	dip.	COST	U/E	(U/E)	d*	d**	R <sup>2</sup>	SE	DW
<i>IV trimestre 1965 - IV trimestre 1969</i>									
(1)	$f_a$	9.14 (.26)	-.231 (.03)	-.49 (.24)			.84	.04	.75
(2)	$f_s^x$	9.13 (.27)	-.225 (.03)	+.39 (.25)			.84	.04	.90
<i>IV trimestre 1965 - III trimestre 1973</i>									
(3)	$f_a$	9.20 (.34)	-.239 (.03)	-.537 (.27)	-1.51 (.20)		.75	.05	.80
(4)	$f_s^x$	9.17 (.29)	-.224 (.03)	+.571 (.23)	-1.52 (.17)		.75	.05	1.21
<i>IV trimestre 1965 - II trimestre 1974</i>									
(5)	$f_a$	9.11 (.38)	-.238 (.04)	-.762 (.29)	-1.43 (.22)	-2.59 (.33)	.75	.06	.94
(6)	$f_s^x$	9.10 (.31)	-.223 (.03)	+.413 (.23)	-1.47 (.18)	-3.14 (.27)	.82	.05	1.43

$f_a$  = tasso di assunzioni nell'industria manifatturiera.

$f_s^x$  = tasso di separazioni nell'industria manifatturiera, al lordo delle variazioni della forza lavoro.

U/E = rapporto calcolato dividendo i disoccupati nella industria per gli operai occupati, fonte Ministero del Lavoro.

(U/E) = tasso di variazione del rapporto precedente.

d\* = variabile di comodo (dal I tr. 1970 al III tr. 1973).

d\*\* = variabile di comodo (dal IV tr. 1973 al II tr. 1974).

R<sup>2</sup> = coefficiente di determinazione multipla corretto per i gradi di libertà.

SE = errore standard dei residui di regressione diviso per la media della variabile dipendente.

DW = test di Durbin-Watson per l'autocorrelazione dei residui di regressione.

COST = costante della regressione.

I valori segnati sotto i coefficienti sono gli errori standard dei coefficienti stimati.

\* Fonte Dati: Ministero del Lavoro e ISTAT.

renza  $((f_s^x - \Delta FL) - f_a)$  come implicato dalla [19]. I risultati ottenuti sono riportati nella tav. 2.

Una caratteristica interessante di queste stime (in cui il *set* di coerenze implicato dalla [20] è, naturalmente, verificato) è la significatività del coefficiente relativo alle variazioni del rapporto disoccupati/occupati. Questo coefficiente risulta ancora più significativo delle stime ottenute nella tavola precedente, soprattutto nella eq. 5 relativa al flusso delle assunzioni. Si riduce anche, nella eq. 5 tav. II, l'autocorrelazione positiva nei residui notata nella eq. 5 tav. I. Come in quest'ultima, anche i valori relativi alle variabili di comodo sono

TAVOLA II

## STIME DEL TASSO DI ROTAZIONE NELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA

Var.	dip.	COST	$\hat{U}/E$	$(\hat{U}/E)$	$d^*$	$d^{**}$	$R^2$	SE	DW
<i>IV trimestre 1965 - IV trimestre 1969</i>									
(1)	$f_a$	9.13 (.26)	-.228 (.03)	-.518 (.25)			.85	.05	.80
(2)	$f_s^*$	9.13 (.26)	-.228 (.03)	+.482 (.25)			.85	.05	.80
<i>IV trimestre 1965 - III trimestre 1973</i>									
(3)	$f_a$	9.12 (.30)	-.230 (.03)	-.646 (.18)	-1.46 (.17)		.81	.05	1.06
(4)	$f_s^*$	9.13 (.30)	-.230 (.03)	+.354 (.18)	-1.46 (.17)		.81	.05	1.06
<i>IV trimestre 1965 - II trimestre 1974</i>									
(5)	$f_a$	9.04 (.32)	-.227 (.03)	-.821 (.18)	-1.40 (.18)	-3.03 (.29)	.82	.05	1.32
(6)	$f_s^*$	9.04 (.32)	-.227 (.03)	+.179 (.18)	-1.40 (.18)	-3.03 (.29)	.81	.05	1.32

$f_a$  = tasso di assunzioni nell'industria manifatturiera.  
 $f_s^*$  = tasso di separazioni nell'industria manifatturiera, al lordo delle variazioni della forza lavoro.  
 $(\hat{U}/E)$  = rapporto «imputato» disoccupati industriali/occupati operai.  
 $(U/E)$  = tasso di variazione del tasso di disoccupazione «imputato».  
 $d^*$  = variabile di comodo (dal I tr. 1970 al III tr. 1973).  
 $d^{**}$  = variabile di comodo (dal IV tr. 1973 al II tr. 1974).  
 $R^2$  = coefficiente di determinazione multipla corretto per i gradi di libertà.  
SE = errore standard dei residui di regressione diviso per la media della variabile dipendente.  
DW = test di Durbin-Watson per l'autocorrelazione dei residui di regressione.  
COST = costante della regressione.  
I valori segnati sotto i coefficienti sono gli errori standard dei coefficienti stimati.

\* Fonte Dati: Ministero del Lavoro e ISTAT.

altamente significativi, mostrando una riduzione "esogena" più accentuata per ambedue i flussi a partire dal IV trimestre del 1973. Non significativo è, invece, il coefficiente della variabile relativa alle variazioni del rapporto disoccupati/occupati soprattutto nella equazione "completa" 6 tav. II. Come si è detto, il segno e la significatività di questo coefficiente sono, d'altra parte, *a priori* incerti nel nostro modello.

Nel complesso queste stime, che confermano i risultati ottenuti in alcuni primi tentativi effettuati con riferimento all'industria ame-

ricana,<sup>12</sup> danno quindi forte supporto empirico alla nostra ipotesi di base circa l'invalidità della "congettura di Holt".

Contrariamente a quanto implicato da questa "congettura", le nostre stime mostrano una sostanziale dipendenza di natura non solo transitoria ma anche e soprattutto strutturale di ambedue le principali componenti del *turnover* dal livello e dalle variazioni cicliche della domanda di lavoro, oltre che da determinanti di natura socio-politica particolarmente importanti nel caso italiano a partire dall'"autunno caldo".

## V Alcune implicazioni e conclusioni

Abbiamo detto nel paragrafo III che, oltre un certo livello della domanda, l'aumento nel flusso degli autolicensingamenti può non essere compensato dalla diminuzione dei licenziamenti il cui "tetto inferiore" non può comunque scendere al di sotto di zero. Ciò implica, in condizioni di forte espansione della domanda, la possibilità di un aumento nel flusso delle separazioni maggiore del flusso delle assunzioni e, quindi, un aumento del tasso di incremento dei salari *assieme* ad un aumento del tasso di disoccupazione. Prima di terminare sembra, quindi, opportuno esaminare più da vicino questa implicazione delle considerazioni teoriche del nostro modello e della sua verifica empirica.

La condizione per una curva di Phillips crescente può essere facilmente derivata dal modello precedente. Esprimendo il flusso delle assunzioni pari, in equilibrio, al flusso delle separazioni come fun-

<sup>12</sup> Riportiamo le equazioni relative al flusso delle assunzioni e delle separazioni del rapporto di impiego stimate da Tarantelli (*Studi di Economia del Lavoro*, Ed. Giuffrè, Milano, 1974) per il periodo 1955-71 su dati trimestrali relativi all'industria manifatturiera americana (Fonte: USA, Department of Labor, *Employment and Earning Statistics and Economic Report of the President*),

$$f_a = 4.1 - .52 \frac{u}{u-1} + \frac{.12}{u^2}$$

(43) (.32) (.036)

D.W. = 2.03     $R^2 = .62$     S.E. = .06

E, analogamente,

$$f_s = 3. - .21 u + .4 u/u-1 + .45 f_{s-1}$$

(76) (.059) (.32) (.19)

D.W. = 1.57     $R^2 = .75$     S.E. = .04

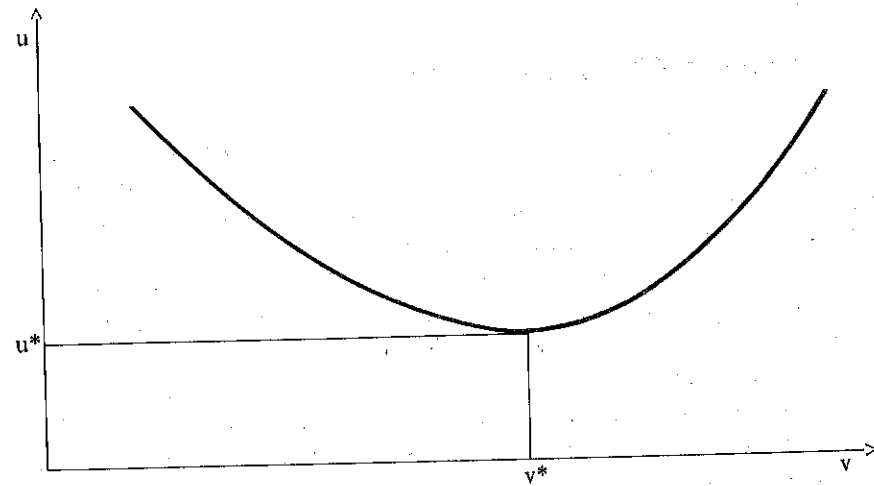
dove  $u$  è il tasso di disoccupazione del settore manifatturiero americano.

zione crescente del tasso di disponibilità, la relazione tra  $u$  e  $v$  può essere riscritta nella forma:

$$[2'] \quad f_a = \Psi(v) = k u v$$

dove  $k = (P_a P_s) LF$ . La condizione affinché questa "curva di Beveridge" risulti crescente anziché decrescente è che nella figura seguente la relazione tra  $u$  e  $v$  cambi segno. Ciò implica l'esistenza di un livello di  $v$ ,  $v^*$ , nella relazione tra  $u$  e  $v$  in corrispondenza del quale l'inversione ha luogo.

FIGURA 2



Derivando totalmente [2'] otteniamo

$$kvdu - kudv = \dot{\Psi} dv.$$

Da cui, nel punto di minimo,

$$\frac{du}{dv} = \frac{\dot{\Psi} - ku}{kv} = \frac{v\dot{\Psi} - kuv}{kv^2} = 0,$$

(e, inoltre,  $\frac{d^2u}{dv^2} > 0$ ) che per la [2'] implica:

$$v\dot{\Psi} = \Psi.$$

Ne segue che dalla condizione del primo ordine per un minimo si ottiene, per  $v = v^*$  nella figura,

$$[2''] \quad \frac{v\dot{\Psi}}{\Psi} = \eta_{f,v} = 1$$

dove  $\eta_{f,v}$  è l'elasticità di  $f_a$  rispetto alle variazioni di  $v$ . Il significato della condizione precedente è che nel punto di minimo  $u$ , corrispon-

dente a  $v^*$ , qualsiasi variazione di  $v$  si riflette interamente in una variazione nella stessa direzione di  $f_a = uvk$ .

Prendendo il logaritmo di  $f_a$  e differenziando totalmente,

$$[2'''] \quad d \log f_a = d \log u + d \log v + d \log k.$$

Notiamo che (assumendo per semplicità  $k$  costante) nella misura in cui nella figura precedente  $u$  *aumenti* all'aumentare di  $v$  (inversione della "curva di Beveridge") e  $f_a$ ,  $d \log u > 0$  e, quindi  $(d \log f_a - d \log v) > 0$ , che implica  $\left(\frac{d \log f_a}{d \log v} = \eta_{f,v}\right) > 1$ , a destra di  $v^*$ .

Analogamente, a sinistra di  $v^*$ , si attende  $0 < \frac{d \log f_a}{d \log v} < 1$ . Questa

elasticità,  $\eta_{f,v}$ , è, naturalmente, nulla nel caso particolare di Holt in cui  $f$  è costante.

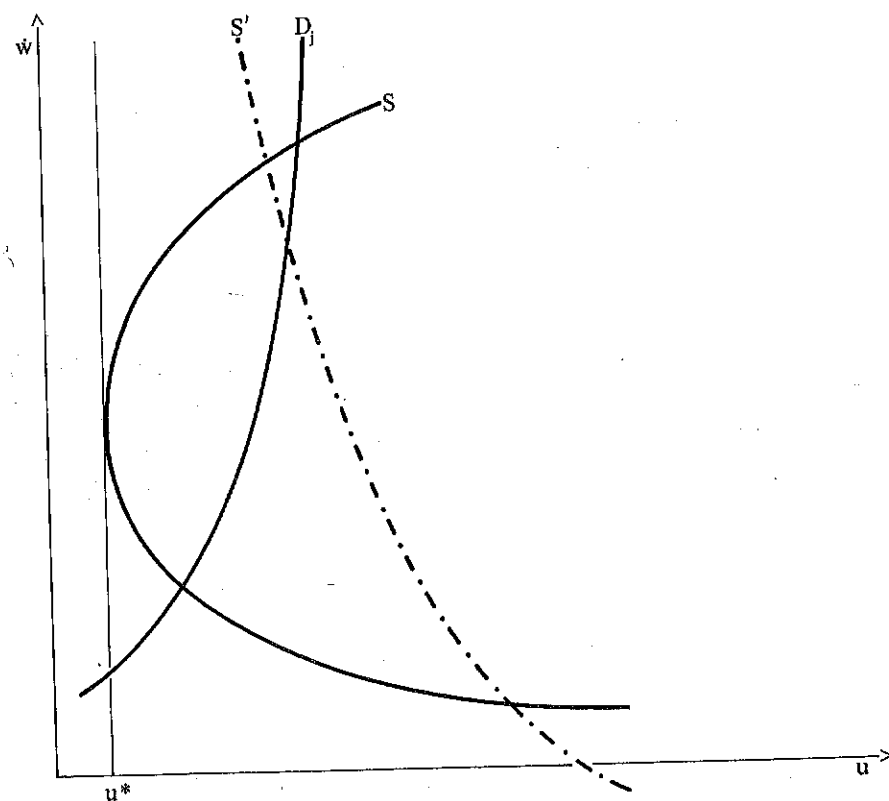
Si noti, infine, che poiché in condizioni di disequilibrio  $k = P_a P_s LF$  è, a sua volta, variabile, secondo le linee in precedenza descritte, l'inversione della curva di Beveridge tenderà a risultare tanto più "frenata" quanto è maggiore l'(eventuale) aumento in  $P_a$  ( $P_s$  e  $LF$  costanti) e, al limite, neutralizzata del tutto (nel caso in cui l'accettazione di un nuovo posto di lavoro avviene *prima* dell'autolicensing dal posto precedente, sicché aumentano  $v$ ,  $k$  e  $f$  a parità di  $u$ ).

La possibilità di un incremento nel flusso degli autolicensing non compensato da un sufficiente decremento in quello dei licenziamenti (che non può comunque risultare negativo) e da un sufficiente incremento nel flusso delle assunzioni, in quanto  $P_a$  non può salire al di sopra di un certo livello massimo e, quindi,  $T_u$  non può scendere al di sotto di un livello minimo, comunque positivo,  $T_u^* > 0$ , implica un incremento nel tasso di disoccupazione in [14]. Ciò può essere interpretato in termini di un'inversione della curva di offerta di lavoro sul piano  $(\dot{w}, u)$ . Si noti che nel tratto in cui questa inversione ha luogo  $f_a$  è crescente con  $u$ , dal momento che  $P_u$  non può superare il livello massimo (a cui corrisponde il  $T_u$  minimo,  $T_u^*$ ),  $P_s$ . Ne deriva che la relazione di disequilibrio tra  $\dot{w}$  e  $u$  potrà giacere in un intorno del ramo crescente della  $S$  figura (3)<sup>13</sup>. In quest'ulti-

<sup>13</sup> Per uno schema teorico diverso, ma coerente con l'impostazione proposta in questo lavoro, cfr. B. GORRY e D. LAIDLER, "The Phillips Relation:... *op. cit.*, pag. 195, nota 1; e il commento di J. Vanderkamp (con la risposta degli autori) nella stessa Rivista.

ma,  $u^*$  ( $= f_a/P_a$ ) rappresenta il valore di  $u$  "minimo" in corrispondenza del quale la relazione si inverte — il *nodo* nella curva di Phillips, originariamente discusso da Lipsey, diviene orario piuttosto che antiorario.

FIGURA 3



La curva a tratto e punto  $S'$ , rappresenta una possibile interpolata (econometrica) della "curva di Phillips" stimata per un periodo in cui sia il ramo tradizionale sia il suo tratto perverso (al livello settoriale) siano rilevanti. Si noti che ciò produce una stima distorta dell'inclinazione della curva che risulterà, in generale, tanto più inclinata rispetto a quella effettiva, quanto più numerosi sono i periodi in cui il sistema — o (più realisticamente) alcuni settori di esso — sia spostato lungo il ramo crescente della curva.

Per concludere, la verifica empirica dell'ipotesi proposta in questo lavoro suggerisce una sostanziale dipendenza, di natura non solo transitoria ma anche e soprattutto strutturale, delle componenti del flusso del ricambio o *turnover* (flusso delle assunzioni e delle separazioni del rapporto d'impiego) dal livello e dalle variazioni della domanda di lavoro. La verifica empirica mette, inoltre, in evidenza l'importanza di altre determinanti di natura socio-politica, particolarmente rilevanti nel caso italiano (e, presumibilmente francese e inglese) a partire dalla conflittualità che ha caratterizzato il sistema di relazioni industriali dalla fine degli anni '60.

Come si è notato, riportando su base annuale i dati relativi sia al flusso delle assunzioni sia al flusso delle separazioni di cui al grafico 1, questi flussi si riducono da valori dell'ordine del 32% degli occupati nell'industria manifatturiera alla vigilia dell'"autunno caldo" a valori di quasi dieci punti inferiori (con una riduzione, cioè, intorno al 25%) alla fine del periodo considerato. I corrispondenti valori dei dati statistici *provvisori* indicano una ulteriore forte caduta del tasso di rotazione fino al 10-12% nel 1975 e nel 1976 come si vede dalla tabella in nota 14.

Le nostre stime forniscono l'ordine di grandezza della importanza relativa dei fattori "di mercato" ed "esogeni" di origine socio-politica che hanno determinato queste variazioni. Tra questi ordini di grandezza, quello relativo al periodo che va dal IV trimestre 1973 al II trimestre 1974 è, naturalmente, da prendere con estrema cautela data la brevità del periodo considerato. D'altra parte, la ricordata

<sup>14</sup> I dati si riferiscono all'industria manifatturiera. Si noti che il flusso delle separazioni è qui definito al netto delle variazioni della forza lavoro manifatturiera. I dati tra parentesi derivano dalle "correzioni" di uno studio recente di F. Carmignani del CESPE di cui si è detto nel testo. Non sono ancora, purtroppo, disponibili le «correzioni» (che dovrebbero però essere assai più modeste) per i primi anni '70. I dati asteriscati sono stimati in quanto non ancora disponibili quelli ufficiali:

		$f_a$	$f_s$		$f_a$	$f_s$
1973	I	6.80 (5.9)	5.18	1975	I	2.15 2.88
	II	5.81 (5.5)	6.50 (5.1)		II	2.44 2.89
	III	9.00 (6.2)	5.61 (4.8)		III	3.12 3.48
	IV	7.90 (4.8)	6.70 (5.7)		IV	2.16 3.34
1974	I	4.64	3.78	1976	I	2.90 2.80*
	II	4.76	4.04		II	3.81 3.20*
	III	4.57	4.24		III	4.15 3.69
	IV	2.70	4.10		IV	2.99 3.82

ulteriore caduta nel 1975 e 1976 delle componenti del tasso di rotazione suggerisce che l'ordine di grandezza della variabile di comodo è, semmai, sottostimata per l'assenza dei dati relativi al periodo più recente 1975-76 (e, sulla base di tutte le indicazioni disponibili, anche degli ultimi due anni).

Va anche osservato che, sebbene le nostre variabili di comodo non descrivano esplicitamente i nessi di dipendenza della quota della varianza dei flussi attribuibili alle determinanti di origine socio-politica, il nesso di causalità va chiaramente dal "blocco dei licenziamenti" (e, in parte, dalla riduzione negli autolicensing) voluto dai sindacati nel tentativo di difendere i lavoratori occupati dagli inizi degli anni '70 al "blocco delle assunzioni" deciso dalle imprese, come ritorsione dettata dalla "vendetta del mercato". Quest'ultima considerazione suggerirebbe la sostituzione delle due variabili di comodo impiegate nelle nostre stime, con riferimento al flusso delle assunzioni, con la variabile sfasata relativa al flusso delle separazioni (che continuerebbe a dipendere dalle due *dummies*). Su questa possibilità di miglioramento del modello di riferimento teorico e della verifica empirica contiamo di tornare in un lavoro successivo, estendendo le nostre stime ai flussi dei licenziamenti e degli autolicensing e disaggregando per settori produttivi, dimensione delle aziende censite e tipo di lavoro.<sup>15</sup>

F. MODIGLIANI-E. TARANTELLI

<sup>15</sup> Le prime stime a nostra disposizione indicano per i flussi dei licenziamenti e degli autolicensing una dipendenza, rispettivamente, positiva e negativa (ambidue altamente significative) dal rapporto disoccupati/occupati.