

Dicembre 1981

12

Servizio Studi  
della  
Banca d'Italia

**CONTRIBUTI ALLA  
RICERCA ECONOMICA**

**temi di discussione**

G. BODO

**Una valutazione di alcuni modelli  
per la determinazione della domanda di lavoro**



**Servizio Studi  
della  
Banca d'Italia**

**CONTRIBUTI ALLA  
RICERCA ECONOMICA**

**temi di discussione**

**G. BODO**

**Una valutazione di alcuni modelli  
per la determinazione della domanda di lavoro**

*Questo studio verrà pubblicato, con eventuali adattamenti e aggiornamenti, in un prossimo volume dei "Contributi alla ricerca economica". Viene diffuso nella forma presente per informare tempestivamente sulle ricerche in corso e per ricevere critiche e osservazioni.*

In questo studio si sono in primo luogo considerati i modelli tradizionali di determinazione della domanda di lavoro che ,pur presentando un buon adattamento statistico ai dati osservati, suscitano perplessità per i risultati che da essi derivano: in particolare per la presenza di rendimenti del fattore lavoro largamente superiori all'unità. Si tratta di un fenomeno imputabile principalmente alle rigidità presenti nel mercato del lavoro e alla gradualità nel processo di aggiustamento dell'impresa, di cui nei modelli tradizionali non si riesce a tenere conto in modo soddisfacente. L'adozione di metodi di stima più complessi e rispondenti alla teoria econometrica non porta ad alterare queste conclusioni. Ipotesi di soluzione possono trovarsi nell'impiego di forme funzionali più flessibili con rendimenti di scala variabili al variare del prodotto, per tenere conto implicitamente del fenomeno del labour hoarding, o nell'introduzione esplicita di variabili che riescano a rappresentarlo. I risultati sono ugualmente soddisfacenti in termini statistici e conducono ad effetti del prodotto sulla quantità di lavoro più vicini a quanto deriva dalle considerazioni teoriche.

## INDICE

1. Introduzione . . . . .	pag. 1
2. L'impiego delle funzioni di produzione . . . . .	2
3. I limiti delle specificazioni tradizionali . . . . .	5
4. Lo sviluppo di relazioni più flessibili . . . . .	10
5. Alcuni problemi di specificazione . . . . .	19
6. Premessa all'indagine empirica . . . . .	21
7. Stime	
7.1 Relazioni tecniche tradizionali . . . . .	25
7.2 Relazioni derivanti dall'ipotesi di massimizzazione del profitto	35
7.3 Funzioni di produzione generalizzate e inclusione del "labour hoarding" . . . . .	39
8. Le soluzioni di medio periodo . . . . .	44
9. Conclusioni . . . . .	47
Appendice: Dati e variabili . . . . .	52
Legenda . . . . .	53
Strumenti usati nelle equazioni . . . . .	54
Bibliografia . . . . .	55



UNA VALUTAZIONE DI ALCUNI MODELLI PER LA DETERMINAZIONE  
DELLA DOMANDA DI LAVORO (\*)

1. Introduzione

L'analisi dei fattori determinanti la domanda di lavoro costituisce parte fondamentale per la comprensione dell'andamento di grandezze quali la produttività, il costo del lavoro e la distribuzione del reddito. Il fine di questa ricerca è quello di esaminare alcuni modelli di domanda di lavoro, mettendone in luce limiti e implicazioni, e di verificarli per il periodo che va dal 1970 al 1979. Tale applicazione riveste interesse sia perchè alcuni di questi modelli non sono mai stati applicati alla realtà italiana, sia perchè si è cercato di superare i limiti delle precedenti analisi empiriche con metodi e tecniche più adeguati al tipo di problemi incontrati. In particolare si è dato molto rilievo al problema dei rendimenti del fattore lavoro, per determinare se e in che misura la presenza di rendimenti superiori all'unità

---

(\*) Desidero ringraziare Luca Barbone, Ignazio Visco e tutti i partecipanti ad un seminario tenutosi presso il Servizio Studi della Banca d'Italia per i commenti da essi ricevuti. Vorrei inoltre ringraziare Rita Iacoboni, Rita Ruggieri e Anna Scocco per la loro gentile collaborazione. Naturalmente rimango solo responsabile di ogni errore.

fosse dovuta ad una non soddisfacente formulazione teorica o all'uso di tecniche econometriche non appropriate.

## 2. L'impiego delle funzioni di produzione

La grande maggioranza dei modelli proposti per la determinazione della domanda di lavoro si basa sull'uso delle funzioni di produzione (<sup>1</sup>); al di fuori di questa formulazione esistono diversi tentativi che tuttavia possono considerarsi solo delle ragionevoli spiegazioni ad hoc mancando di fondamenti teorici. E' per questo motivo che si è preferito ricorrere ancora all'impiego delle funzioni di produzione. E', d'altronde, appena necessario ricordare i notevoli limiti in esse presenti quali: una specificazione condotta in genere in termini di due soli inputs, lavoro e capitale, trascurando quindi l'impiego degli altri inputs e supponendo che il lavoro e il capitale siano beni omogenei, la misurabilità dei fattori di produzione e, infine, i problemi posti dall'aggregazione.

Comunque, una volta ritenuta opportuna tale scelta, è necessario individuare il tipo di funzione da impiegare e soprattutto occorre decidere se derivare la domanda di lavoro

---

(<sup>1</sup>) Per una rassegna di questi modelli vedi C.J. Roberts "The demand for manpower: employment functions" in J.S. Wabe (ed.) Problems in manpower forecasting (1974) e G. Briscoe-D.A. Peel "The specification of the short run employment function", Oxford Bulletin of Economics and Statistics (1975).

dalla semplice relazione tecnica tra prodotto e fattori produttivi o da comportamenti dell'impresa, tipicamente la massimizzazione dei profitti o la minimizzazione dei costi, soggetti al vincolo tecnico <sup>(2)</sup>. Seguendo il primo approccio non viene introdotta nell'analisi alcuna ipotesi addizionale negli obiettivi che si suppone vengano perseguiti dalle imprese, mentre con il secondo è possibile introdurre teoricamente l'effetto derivante dai prezzi relativi dei fattori.

Per quanto riguarda il tipo di funzione due sono state le specificazioni più utilizzate nell'impostazione tradizionale: la Cobb-Douglas e la CES- Constant elasticity of substitution-, che rappresenta una generalizzazione della prima <sup>(3)</sup>. Impiegando le relazioni tecniche ed una funzione Cobb-Douglas si ha:

$$(2.1) \quad y = A L^\alpha K^\beta$$

dove  $y$  è il prodotto,  $L$  il lavoro,  $K$  il capitale e  $A$  un coefficiente tecnico. Dalla (2.1) la domanda di lavoro è immediatamente derivabile invertendo la relazione e prendendo i logaritmi

---

<sup>(2)</sup> Si veda ad esempio R.F. Wynn-K. Holden An introduction to applied econometric analysis (1974) p.46-74.

<sup>(3)</sup> Nel caso di una CES la stima della relazione tecnica non è stata compiuta perché considerando anche l'approssimazione lineare proposta da Kmenta non è possibile isolare il fattore lavoro in funzione degli altri fattori e del prodotto. Per una esposizione dell'approssimazione lineare alla CES vedi J. Kmenta-Elements of econometrics (1971) p.462-465.

$$(2.2) \quad \ln L = 1/\alpha \cdot \ln A - \beta/\alpha \cdot \ln K + 1/\alpha \cdot \ln y$$

Viceversa, assumendo un processo di massimizzazione istantaneo dei profitti da parte delle imprese si ottiene:

$$(2.3) \quad \partial y / \partial L = \alpha y / L = W / P$$

con W indicante i salari e P i prezzi <sup>(4)</sup>, da cui

$$(2.4) \quad \ln L = \ln \alpha + \ln y - \ln(W/P)$$

Utilizzando una CES il processo di massimizzazione diventa:

$$(2.5) \quad y = A [\delta L^{-\beta} + (1-\delta)K^{-\beta}]^{-h/\beta}$$

con, a priori,  $A > 0$ ,  $1 > \delta > 0$ ,  $h > 0$  e  $\beta \geq -1$  e quindi

$$(2.6) \quad \partial y / \partial L = \delta h A^{-\beta/h} L^{-(\beta+1)} y^{(h+\beta)/h} = W/P$$

$$(2.7) \quad \ln L = A^{-1/(1+\beta)} \cdot \ln(W/P) + [(h+\beta)/\beta][1/(1+\beta)] \ln y$$

---

<sup>(4)</sup> Naturalmente a fianco della (2.3) deve anche realizzarsi l'eguaglianza tra costo reale del capitale e produttività marginale dello stesso. Queste condizioni valgono anche se il processo di massimizzazione è condotto dinamicamente in assenza di costi di aggiustamento; si veda il classico articolo di D.W. Jorgenson "Capital theory and investment behaviour", American Economic Review, Papers and Proceedings, 1963.

In entrambi i casi si ottengono relazioni che contengono le stesse variabili anche se il valore dei parametri permette di distinguere tra le due specificazioni.

In modo simile è possibile derivare curve di domanda dei fattori partendo da processi di minimizzazione dei costi. Tuttavia, per la mancanza dei dati necessari, non è stato possibile utilizzare nella stima tali schemi; non si è quindi ritenuto opportuno procedere ad un loro approfondimento in questo studio.

### 3. I limiti delle specificazioni tradizionali

L'impiego degli approcci tradizionali, esposti brevemente nel paragrafo precedente, presenta numerosi limiti. L'ipotesi di massimizzazione dei profitti viene generalmente applicata con prezzi determinati esogenamente, supponendo che l'impresa operi in mercati di concorrenza perfetta <sup>(5)</sup>. Risulta, poi, molto discutibile l'obiettivo attribuito alle imprese; la massimizzazione delle vendite o della funzione di utilità dei manager sono obiettivi ugualmente possibili. Inoltre, l'impresa non deve

<sup>(5)</sup> L'obiezione all'esogeneità dei prezzi del prodotto potrebbe venire superata se questi fossero determinati dall'estero, come avviene, ad esempio, nel meccanismo proposto per il settore esposto alla concorrenza internazionale nel modello scandinavo d'inflazione; si veda H. Frish "Inflation theory 1963-1975: a recent generation survey", Journal of Economic Literature (1977).

tendere necessariamente a massimizzare una funzione obiettivo, qualunque essa sia; più plausibile è invece considerare comportamenti che mirano a soddisfare una serie di variabili <sup>(6)</sup>. Sembra, quindi, preferibile utilizzare la semplice relazione tecnica che collega la quantità di prodotto desiderato dall'impresa, comunque determinata, agli inputs necessari al suo ottenimento <sup>(7)</sup>. Ma che si scelga la relazione tecnica o quella di comportamento, sono molto importanti le caratteristiche della funzione di produzione <sup>(8)</sup>. A questo proposito, però, le funzioni considerate precedentemente presentano notevoli restrizioni. L'elasticità di sostituzione tra i fattori produttivi viene, a priori, assunta come unitaria nella Cobb-Douglas, mentre è costante nella CES; tuttavia, l'aspetto più rilevante ai fini di tale ricerca è costituito da rendimenti di scala che rimangono costanti al variare del prodotto e della capacità utilizzata. E' possibile dimostrare questa caratteristica rifacendosi alla definizione di omogeneità: una funzione è detta omogenea di grado  $\mu$  se vale

$$(3.1) \quad f(\lambda x_1, \dots, \lambda x_n) = f \lambda^\mu \quad \text{dove}$$

---

<sup>(6)</sup> Per una semplice esposizione delle diverse teorie dell'impresa vedi J.R. Wildsmith - Managerial theories of the firm (1973).

<sup>(7)</sup> Vedi, però, quanto viene detto oltre.

<sup>(8)</sup> Infatti, anche nel caso in cui si impieghi un'ipotesi di massimizzazione del profitto, le soluzioni ottenute dipendono, ovviamente, dalla funzione scelta.

$\sum_{i=1}^n x_i$  sono i fattori produttivi e  $\mu$  è il grado di omogeneità. Limitandosi solamente a due fattori produttivi, lavoro (L) e capitale (K) e applicando il teorema di Eulero di ha <sup>(9)</sup>:

$$(3.2) \quad \mu f = \partial f / \partial L \cdot L + \partial f / \partial K \cdot K$$

cioè i rendimenti di scala sono:

$$(3.3) \quad \mu = 1/f [\partial f / \partial L \cdot L + \partial f / \partial K \cdot K]$$

Nel caso di una Cobb-Douglas applicando la formula (3.3) si ottiene

$$(3.4) \quad \mu = \alpha + \beta$$

e quindi  $\mu$  non dipende dal prodotto. Allo stesso risultato si arriva anche nel caso di una CES

$$(3.5) \quad \mu = h$$

L'invarianza dei rendimenti di scala al mutare del livello del prodotto appare molto criticabile a priori. Essa è inoltre in contrasto con la tradizionale formulazione neoclassica di una curva dei costi marginali ad U; infatti, per una Cobb-Douglas, se  $(\alpha + \beta)$  sono maggiori, uguali o minori di 1, i costi marginali risultano, rispettivamente, crescenti, costanti o decrescenti <sup>(10)</sup>.

---

<sup>(9)</sup> Cfr. R.Layard - A.Walters - Microeconomic theory (1978) p.398-400.

<sup>(10)</sup> Definendo i costi come  $C=wL + rK$  ( $r$  è il costo del capitale),  
/.

la condizione di massimizzazione del profitto implica:

$$wL/\alpha = rK/\beta \quad \text{ma} \quad L = A^{-1/\alpha} K^{-\beta/\alpha} y^{1/\alpha} \quad e$$

$$K = \left[ \beta/\alpha \cdot w A^{-1/\alpha} y^{1/\alpha} \cdot 1/r \right]^{\alpha/(\alpha+\beta)} \quad \text{da cui}$$

$$K = a_0/r \cdot w^{\alpha/(\alpha+\beta)} y^{1/(\alpha+\beta)} r^{\beta/(\alpha+\beta)} \quad e$$

$$L = b_0/w \cdot w^{\alpha/(\alpha+\beta)} y^{1/(\alpha+\beta)} r^{\beta/(\alpha+\beta)} : a_0 \quad e \quad b_0 \quad \text{sono due costanti. Applicando i logaritmi si ottiene}$$

$$\ln C = a' + \alpha/(\alpha+\beta) \cdot \ln w + \beta/(\alpha+\beta) \cdot \ln r + 1/(\alpha+\beta) \cdot \ln y$$

$a'$  è una costante. L'ultima espressione equivale a:

$$C = d_0 y^{1/(\alpha+\beta)}; \quad d_0 \quad \text{è una costante} > 0, \quad \text{da cui}$$

$$\partial C/\partial y = d_0 \cdot 1/(\alpha+\beta) \cdot y^{1/(\alpha+\beta) - 1}$$

$$\partial^2 C/\partial y^2 = d_0 \cdot 1/(\alpha+\beta) \cdot (1/(\alpha+\beta) - 1) y^{1/(\alpha+\beta) - 2}$$

quindi se

$$1) \quad \alpha + \beta = 1 \quad \implies \quad \partial C/\partial y = d_0 > 0 \quad e \quad \partial^2 C/\partial y^2 = 0$$

i.e. i costi marginali sono costanti

$$2) \quad \alpha + \beta > 1 \quad \implies \quad \partial C/\partial y > 0 \quad e \quad \partial^2 C/\partial y^2 < 0$$

i.e. i costi marginali sono decrescenti

$$3) \quad \alpha + \beta < 1 \quad \implies \quad \partial C/\partial y > 0 \quad e \quad \partial^2 C/\partial y^2 > 0$$

i.e. i costi marginali sono crescenti.

Ai limiti considerati precedentemente deve aggiungersi poi un problema ancora più importante: il mantenimento di una forza lavoro superiore a quella minima richiesta per ottenere quel dato livello di prodotto. In altri termini le imprese non si troveranno, in genere, sulla funzione di produzione ma al di sotto di essa. L'esistenza di forti rigidità che limitano l'azione delle imprese nella gestione del personale e nella possibilità di variarne rapidamente il numero di fronte alle mutate condizioni economiche sono certamente fattori molto importanti, specialmente in Italia. A questo si deve, però, aggiungere che vi è ampia evidenza di fenomeni di labour hoarding anche per altri paesi in cui i vincoli alla gestione della manodopera sono molto minori, come ad esempio negli Stati Uniti <sup>(11)</sup>. Altri motivi rilevanti per spiegare tale fenomeno sono l'espansione del personale non direttamente impiegato nel processo produttivo sul totale degli occupati <sup>(12)</sup> e l'esistenza di costi elevati di addestramento, con la conseguenza che di fronte a variazioni temporanee del prodotto non risulta conveniente alle imprese un aggiustamento immediato. Quest'ultimo argomento trova sostegno nelle vicende degli anni settanta in cui i cicli economici sono stati caratterizzati da oscillazioni elevate ma di breve durata. Infine è da ricordare

<sup>(11)</sup> Cfr. M.D.McCarthy - "The theory of the firm equations in the Brookings and Wharton econometric models" in G.Fromm - L.Klein (édts.) The Brookings model: perspective and recent developments (1975) p.191.

<sup>(12)</sup> Cfr. P.Sylos Labini - Trade unions, inflation and productivity (1974) p.70.

quanto accennato precedentemente sui comportamenti non ottimizzanti dell'impresa uniti all'esistenza di X-inefficiency. Connessa a questi problemi è la presenza nelle funzioni stimate di rendimenti del lavoro largamente superiori all'unità. Si tratta di valori incompatibili con l'ipotesi di mercati in concorrenza perfetta che viene spesso usata per derivare la stessa funzione da stimare. Inoltre, rendimenti così elevati hanno come conseguenza che l'espansione del prodotto porta a un continuo aumento nella produttività, un risultato che non sembra potersi accettare.

#### 4. Lo sviluppo di relazioni più flessibili

La soluzione più frequentemente adottata al fine di superare i limiti esposti precedentemente, è stata quella di ipotizzare un processo di aggiustamento graduale in cui solo una parte del divario tra valori desiderati e valori effettivi del fattore lavoro viene colmata nell'arco di un periodo. Esprimendo tale processo nei logaritmi si ottiene:

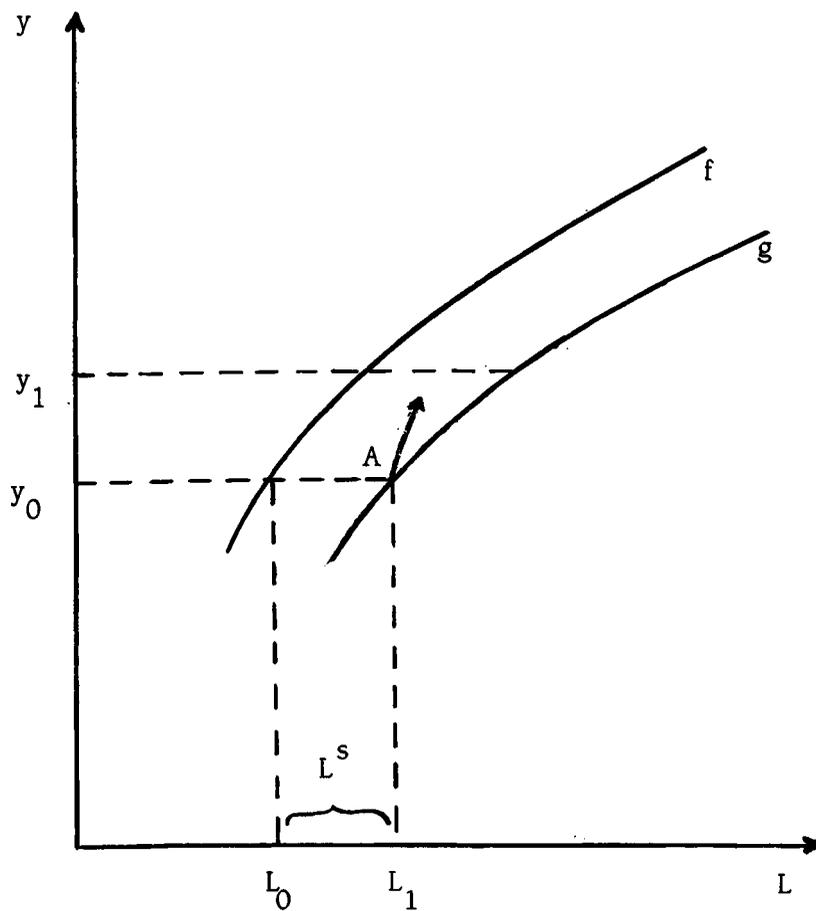
$$(4.1) \quad \ln L_t - \ln L_{t-1} = \lambda (\ln L_t^d - \ln L_{t-1})$$

dove  $d$  indica il valore desiderato e  $0 < \lambda < 1$ . Si ammette quindi che l'impresa possa trovarsi al di fuori della funzione di produzione ma si ritiene sufficiente introdurre un semplice processo di aggiustamento. Tuttavia, sull'efficacia di tale soluzione si possono nutrire seri dubbi; inoltre, i risultati empirici esistenti

mostrano chiaramente l'impossibilità di risolvere in tal modo i problemi presenti nelle consuete specificazioni.

Per valutare le difficoltà connesse alla stima di funzioni di domanda di lavoro è possibile ricorrere a una esemplificazione grafica. Nella figura 4.1 è rappresentato il prodotto (in ordinata) e il fattore lavoro (in ascissa),

Fig. 4.1



la curva  $f$  è la funzione di produzione. L'impresa, però, si troverà generalmente al di sotto di essa; cioè per ottenere un dato prodotto sarà impiegata una quantità di lavoro ( $L_1$ ) superiore a quella minima necessaria ( $L_0$ ). Se tale inefficienza nell'uso delle risorse fosse costante e non variasse nel tempo, si tratterebbe semplicemente di considerare una nuova funzione di produzione ( $g$ ) spostata verso il basso rispetto a quella originaria. In realtà non si può considerare costante il livello di inefficienza che, invece, tenderà a diminuire al crescere del prodotto e della capacità utilizzata, com'è ampiamente indicato dai rendimenti superiori all'unità risultanti nelle stime delle relazioni tradizionali. Quando il livello di produzione aumenta, supponiamo da  $y_0$  a  $y_1$ , l'impresa tenderà, infatti, a riassorbire l'eccesso di manodopera ( $L^s$ ) riportandosi verso la funzione di produzione. Le difficoltà di stima sono quindi evidenti: le osservazioni disponibili indicano punti che possono considerarsi molto vicini alla funzione di produzione e punti distribuiti variamente al di sotto di essa. L'identificazione della vera funzione è perciò estremamente difficile e, oltretutto, di limitata utilità per comprendere l'andamento della domanda di lavoro, dato che questa è largamente influenzata dalla quantità di lavoro in eccesso.

Un modo per tenere conto di tali problemi è di servirsi di forme funzionali più flessibili che si adattino meglio a questa situazione. In particolare, sembra opportuno considerare relazioni tecniche in cui i rendimenti varino al mutare del prodotto e, specialmente, siano una funzione decrescente di questo. Si

tratta quindi di tenere conto implicitamente dell'eccesso di lavoro che tenderebbe a diminuire all'espandersi della produzione. Zellner e Revankar hanno proposto una classe di funzioni di produzione (Generalized Production Functions) in cui i rendimenti variano per cambiamenti nel livello del prodotto <sup>(13)</sup>, <sup>(14)</sup>. Essi hanno dimostrato che, partendo da una funzione con le consuete proprietà, omogenea di grado  $\mu$  (dove  $\mu$  è costante), è possibile ottenere una funzione  $y=g(f)$  in cui i rendimenti variano al variare del prodotto secondo una certa relazione  $m(y)$ , precedentemente specificata. Tale nuova funzione si ottiene risolvendo la seguente equazione differenziale

$$(4.2) \quad dy/df = y/f \cdot m(y)/\mu$$

Due diverse relazioni per i rendimenti di scala sono state considerate; la prima, già proposta da Nerlove <sup>(15)</sup>, suppone che i rendimenti decrescano all'aumentare del prodotto secondo una funzione della forma

$$(4.3) \quad m(y) = \mu / (\beta_0 + 2\beta_1 \ln y) \quad \text{con } \beta_1 > 0$$

---

<sup>(13)</sup> A.Zellner - N.J. Revankar "Generalized production functions", Review of Economic Studies, 1969.

<sup>(14)</sup> Si sarebbero potute utilizzare altre funzioni di produzione flessibili quali, ad esempio, la "transcendental logarithmic" o la "translog". Tuttavia, al fine di derivare una curva di domanda di lavoro, il loro impiego pone problemi molto difficili per la stima.

<sup>(15)</sup> M.Nerlove, Estimation and identification of Cobb-Douglas production functions, cap.VI(1965).

Sostituendo nell'equazione 4.2 si ha:

$$(4.4) \quad dy/df = y/f \cdot (\beta_0 + 2\beta_1 \ln y)^{-1}, \text{ da cui:}$$

$$(4.5) \quad dy/y \cdot (\beta_0 + 2\beta_1 \ln y) = df/f$$

Si tratta di un'equazione differenziale a variabili separabili, la cui soluzione può essere ottenuta integrando direttamente, cioè:

$$(4.6) \quad \beta_0 \int 1/y \cdot dy + 2\beta_1 \int \ln y/y \cdot dy = \int 1/f \cdot df$$

da cui, trascurando per semplicità la costante di integrazione, si ottiene:

$$(4.7) \quad \beta_0 \ln y + \beta_1 (\ln y)^2 = \ln f$$

Assumendo poi che  $f$  sia una Cobb-Douglas si ha:

$$(4.8) \quad \beta_0 \ln y + \beta_1 (\ln y)^2 = \ln A + \beta \ln K + \alpha \ln L$$

La seconda relazione considerata è ancora più semplice della precedente, sempre nell'ipotesi che i rendimenti decrescano all'aumentare del prodotto. Si assume che:

$$(4.9) \quad m(y) = \mu / \alpha_0 y \quad , \text{ con } \alpha_0 > 0$$

da cui si determina:

$$(4.10) \quad \alpha_0 \int dy = \int 1/f \cdot df \quad e$$

$$(4.11) \quad \alpha_0 y = \ln f$$

Sostituendo ad  $f$  una funzione Cobb-Douglas si ha:

$$(4.12) \quad \alpha_0 y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K$$

In tal caso i valori della produttività marginale sono dati da:

$$(4.13) \quad \partial y / \partial L = \alpha / \alpha_0 \cdot L^{-1} \quad \text{con}$$

$$(4.14) \quad \partial^2 y / \partial L^2 = -\alpha / \alpha_0 \cdot L^{-2}$$

Se  $\alpha/\alpha_0 > 0$  la produttività marginale sarà positiva per la (4.13) e decrescente per la (4.14) <sup>(16)</sup>.

E' poi possibile derivare dalle funzioni generalizzate così ottenute le curve di domanda di lavoro che, in presenza di aggiustamento graduale, sono:

$$(4.15) \quad \ln L_t = -1/\alpha \cdot \ln A - \beta/\alpha \cdot \ln K_t + \lambda \beta_0/\alpha \cdot \ln y_t + \lambda \beta_1/\alpha \cdot (\ln y)^2$$

<sup>(16)</sup> Infatti, dalla funzione  $\exp(\alpha_0 y) = AL^\alpha K^\beta$ , applicando il teorema delle funzioni implicite si ha:

$$H = \exp(\alpha_0 y) - AL^\alpha K^\beta$$

$$\partial H / \partial y = \exp(\alpha_0 y) \cdot \alpha_0 \quad \text{e} \quad \partial H / \partial L = -\alpha \exp(\alpha_0 y) L^{-1}$$

quindi

$$(\partial H / \partial L) / (\partial H / \partial y) = \partial y / \partial L = \alpha / \alpha_0 \cdot L^{-1}$$

$$+(1-\lambda)\ln L_{t-1} \quad \text{G.P.F. derivata dalla (4.8)}$$

$$(4.16) \quad \ln L_t = -1/\alpha \cdot \ln A_t - \beta/\alpha \cdot \ln K_t + \lambda \alpha_o/\alpha \cdot y_t + (1-\lambda) \ln L_{t-1}$$

G.P.F. derivata dalla (4.12)

Naturalmente queste equazioni sono stimate nella forma non ristretta

$$(4.17) \quad \ln L_t = a_o + a_1 \ln K_t + a_2 \ln y_t + a_3 (\ln y_t)^2 + a_4 \ln L_{t-1}$$

$$(4.18) \quad \ln L_t = b_o + b_1 \ln K_t + b_2 \ln y_t + b_3 \ln L_{t-1}$$

In entrambi i casi il numero dei parametri della forma ristretta è maggiore del numero dei parametri della forma non ristretta; non è perciò possibile identificare il valore dei diversi parametri ad eccezione di  $\lambda$ , e specialmente non è possibile ottenere una stima di  $\alpha$ .

Un'alternativa all'impiego di funzioni di produzione generalizzate è data dall'esplicita inclusione dell'eccesso di lavoro nella curva di domanda. Naturalmente, non essendo questo direttamente osservabile, occorre formulare ipotesi sulla sua determinazione. A tale riguardo è stato proposto da Fair di considerare i picchi della produttività oraria come situazioni in cui non vi è surplus; il rapporto tra il prodotto e la produttività corrispondente ai picchi individua la quantità minima di lavoro <sup>(17)</sup>. Viene inoltre ipotizzato che la funzione di produzione sia a coefficienti tecnici fissi e a rendimenti di scala costanti. Le ultime

---

<sup>(17)</sup> R.C.Fair, The short run demand for workers and hours, (1969).

due ipotesi sono, però, fortemente restrittive; per questo motivo non si è impiegato tale approccio nella stima. Tuttavia, la determinazione di una quantità di lavoro in surplus è analoga alla determinazione di una quantità di prodotto non ottenuta. Infatti, la presenza di uno sfruttamento non efficiente dei fattori può determinarsi o da un ammontare di fattori impiegati superiore a quello minimo necessario, per un dato livello di prodotto, o, per un dato livello dei fattori, da una quantità di prodotto ottenuto inferiore a quella massima. Sembra quindi lecito considerare il surplus di lavoro in funzione della differenza tra prodotto massimo ottenibile e prodotto effettivo. A sua volta il prodotto massimo è derivabile dall'applicazione del metodo Wharton alle serie di produzione industriale <sup>(18)</sup>. Indicando con  $y^*$  il potenziale si ha così:

$$(4.19) \quad L^s = \phi (y/y^*) \quad ; \quad \phi_y < 0$$

in cui il surplus di lavoro è funzione decrescente dell'utilizzo della capacità produttiva. La funzione di produzione originaria  $y=f(L,K)$  vale così se  $L^s=0$ ; per  $L^s \neq 0$  essa dipenderà anche da  $L^s$  e una riduzione in questo, a parità di lavoro impiegato, porterà all'aumento della produzione. Perciò introducendo la (4.19) in una Cobb-Douglas si ha:

---

<sup>(18)</sup> Un altro motivo per preferire l'impiego di tale misura è che essa viene ottenuta partendo da un livello elevato di disgregazione.

$$(4.20) \quad \ln y = \ln A + \alpha \ln L + \beta \ln K + \phi(u) \quad ; \quad u \equiv y/y^*$$

dove non si è ancora voluto determinare la forma funzionale in cui viene espressa la capacità utilizzata. A priori, poichè  $u$  è inversamente collegata a  $L^S$ ,  $\phi'$  è attesa con un segno positivo. Se la capacità utilizzata viene introdotta in termini di logaritmi si ha:

$$(4.21) \quad \ln L = c_0 + c_1 \ln K + c_2 \ln y + c_3 \ln u$$

Per  $u$  che tende a uno, il suo logaritmo tende a zero e perciò si ricade nella funzione di produzione come è richiesto dalle ipotesi di base, se però  $u$  tende a zero, il suo logaritmo tende a meno infinito. E' quindi preferibile introdurre la capacità utilizzata in termini moltiplicativi e cioè:

$$(4.22) \quad \ln L = d_0 + d_1 \ln K + d_2 \ln y + d_3(1-u)$$

dove nel caso di pieno utilizzo si ricade sempre nella funzione di produzione ma per valori d'impiego che tendono a zero non si hanno più gli effetti sopra esposti. L'equazione corrisponde ad una funzione di produzione del tipo

$$(4.23) \quad y = A L^\alpha K^\beta \exp[\gamma(1-u)]$$

Il segno atteso di  $d_3$  è positivo, cioè opposto a quello di  $c_3$ .

## 5. Alcuni problemi di specificazione

Nell'analisi empirica sono state stimate equazioni per il monte ore degli occupati dipendenti dell'industria esclusa l'edilizia per il periodo che va dal primo trimestre del 1970 all'ultimo trimestre del 1979 <sup>(19)</sup>. Seguendo tale impostazione viene implicitamente assunto che ore lavorate e occupati diano luogo agli stessi rendimenti, e che presentino il medesimo meccanismo di aggiustamento. Di queste due ipotesi la seconda è senza dubbio la più discutibile avendo gli orari una velocità di aggiustamento molto maggiore. Tuttavia, nonostante le limitazioni presenti, si è preferito considerare l'insieme delle ore lavorate al netto delle ore concesse dalla Cassa Integrazione, rimandando a successive ricerche la scomposizione tra orari e occupati <sup>(20)</sup>.

In tutte le relazioni considerate, per l'impossibilità di disporre di dati trimestrali sul capitale, si è sostituito a quest'ultimo un trend temporale. Si è fatta poi l'ipotesi che tale trend venisse anche a rappresentare il progresso tecnico e

---

<sup>(19)</sup> Questo è, naturalmente, il periodo di stima senza considerare i ritardi temporali.

I dati usati nella stima sono stati destagionalizzati.

<sup>(20)</sup> Il tentativo più completo in questo senso è stato compiuto da Nadiri e Rosen, M.I.Nadiri - I.Rosen "Interrelated factor demand functions" American Economic Review, (1969), i quali hanno considerato il prodotto in funzione del capitale, degli orari, dell'occupazione e del grado di utilizzazione, derivando domande per i quattro fattori attraverso un processo vincolato di massimizzazione dei costi con aggiustamento interrelato.

che fosse di natura moltiplicativa. E' da notare che nel caso di equazioni derivanti da ipotesi di massimizzazione del profitto, mentre per una Cobb-Douglas l'introduzione del trend temporale lascia inalterata l'equazione da stimare, nel caso di una funzione di produzione ad elasticità costante vi è invece un termine addizionale; infatti se

$$(5.1) \quad y = AL^\alpha K^\beta \exp(\varepsilon T) ; \varepsilon \text{ è il saggio di progresso tecnico e } T \text{ il trend temporale}$$

$$(5.2) \quad \partial y / \partial L = \alpha y / L . \quad \text{Se invece:}$$

$$(5.3) \quad y = A \left[ \delta (L \exp(r_1 T))^{-\beta} + (1-\delta) (K \exp(r_2 T))^{-\beta} \right]^{-(h/\beta)}$$

$$(5.4) \quad \partial y / \partial L = A'' + (h+\beta)/h \cdot \ln y - (\beta+1) \ln L - r_1 \beta T$$

dove  $A''$  è una costante <sup>(21)</sup>. Si è considerata come variabile indicante il prodotto il valore aggiunto al costo dei fattori a prezzi costanti.

Infine sono state incluse le ore di sciopero tra le variabili esplicative di tutte le equazioni considerate, perchè si ritiene che le imprese non siano in grado di recuperare pienamente le ore perdute per tali cause. Anzichè assumere una

---

(<sup>21</sup>) Per semplicità si è ipotizzato che l'errore casuale ( $\eta_t$ ) avesse le consuete proprietà e fosse di natura moltiplicativa, cioè  $y_t = f(X_t) \exp(\eta_t)$

specificazione lineare si è tuttavia preferito ricorrere ad una specificazione del tipo  $L=g(\cdot)\exp[\delta_1 HS]$  (HS sono le ore perse per sciopero) e dove, a priori,  $\delta_1 < 0$ . Tale formulazione presenta la caratteristica che le ore perse hanno un effetto negativo crescente sul monte ore e che quest'ultimo, all'annullarsi dei conflitti di lavoro, è influenzato solamente dagli altri fattori. Viceversa, la formulazione alternativa  $L=g(\cdot)HS^{\delta_2}$  ha lo svantaggio che valori prossimi a zero per i conflitti di lavoro tendono a ridurre a zero anche il monte ore effettivo.

#### 6. Premessa all'indagine empirica

A causa della simultaneità esistente tra lavoro e prodotto, la stima in base al metodo dei minimi quadrati ordinari dà luogo a valori dei coefficienti distorti e inconsistenti. Per tale motivo si è deciso di utilizzare il metodo delle variabili strumentali che, pur dando origine a valori dei coefficienti distorti, assicura la consistenza delle stime <sup>(22)</sup>. Al fine di permettere un confronto con i lavori svolti precedentemente, basati sullo impiego dei minimi quadrati ordinari, si sono tuttavia riportati i risultati ottenuti secondo le due differenti tecniche.

---

<sup>(22)</sup> Questo ovviamente se le ipotesi su cui si fonda tale metodo sono rispettate; in particolare si è implicitamente assunto che per le relazioni considerate non vi siano problemi di identificazione.

Si è anche indagato sull'autocorrelazione dei residui ma, invece di utilizzare test validi solamente per processi di primo ordine o di passare da questi a ordini più elevati, si è preferito considerare immediatamente processi più complessi <sup>(23)</sup>; la numerosità del campione (40 osservazioni) e la frequenza trimestrale dei dati hanno suggerito di limitare l'analisi fino a schemi di quarto ordine. Per verificare l'indipendenza dei residui si è in primo luogo esaminato il loro correlogramma; ciò ha permesso di identificare un modello autoregressivo <sup>(24)</sup>. Individuato il presunto ordine seguito dagli errori, si è proceduto a stimare nuovamente l'equazione, tenendo conto dello schema specificato, servendosi di una generalizzazione del metodo proposto da Cochran e Orcutt (ALS) o del metodo delle variabili strumentali autoregressive (AIV) <sup>(25)</sup>. Si è quindi valutata la significatività

---

<sup>(23)</sup> Per le ragioni che portano a preferire tale procedimento si veda D.F.Hendry "Predictive failure and economic modelling in macroeconomics: the transactions demand for money" in P.Ormerod (ed.) Economic Modelling (1979), specialmente p.227-228.

<sup>(24)</sup> Naturalmente, per la relativa limitatezza del campione, l'esame del correlogramma ha solo un valore indicativo, inoltre si è ipotizzato a priori che gli errori fossero generati da un processo autoregressivo e non da un processo a medie mobili o misto. Tuttavia, l'ordine corretto del modello si autocorrelazione sembra più importante della loro forma cfr. G.E.Mizon - "Model selection procedures" in M.Artis e R. Nobay (eds.) Studies in modern economic analysis (1977), p.100.

<sup>(25)</sup> Nelle stime a variabili strumentali sarebbe stato necessario includere nel primo stadio anche la variabile dipendente sfasata di J periodi (dove J è l'ordine del processo di au-

dei coefficienti stimati di autocorrelazione, una procedura che ha sempre confermato la specificazione fatta in base all'esame del correlogramma dei residui originari. Infine, nel caso di equazioni stimate con variabili strumentali, i residui sono stati ancora sottoposti a verifica per mezzo di un test proposto da Breusch e Godfrey <sup>(26)</sup>.

Questo porta naturalmente alla conseguenza che il livello effettivo di significatività a cui viene condotto l'ultimo test aumenta. In altri termini la probabilità di commettere errori del primo tipo cresce mentre diminuisce la probabilità di commettere errori del secondo tipo, vale a dire che si riduce la probabilità di accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione nel caso in cui essa sia effettivamente presente. Inoltre, per valutare la correttezza della specificazione nelle equazioni in

---

tocorrelazione) e le variabili predeterminate, sempre sfasate di  $J$  periodi. Tuttavia, non essendosi riscontrata una differenza rilevante tra queste stime e quelle ottenute con i soli strumenti originari, si è preferito considerare le seconde per evitare di ridurre ulteriormente il numero delle osservazioni. Sui problemi di stima con variabili strumentali in presenza di errori autocorrelati vedi R.C.Fair - "The estimation of simultaneous equation models with lagged endogenous variables and first order serially correlated errors" Econometrica (1970) e "Efficient estimation of simultaneous equations with autoregressive errors by instrumental variables" Review of Economics and Statistics (1972).

(<sup>26</sup>) Sulle caratteristiche e sulla derivazione di questo test, che è asintotico, si veda L.G.Godfrey - T.S.Breusch - A review of recent work on testing for autocorrelation in dynamic economic models, AUTE Conference (1980). Nelle equazioni stimate con variabili strumentali non si è impiegato "l'h" test sia perché valido unicamente nei casi di autocorrelazio-

cui si sono impiegate le variabili strumentali, è stato applicato un test proposto da Sargan che consiste nel determinare l'indipendenza degli strumenti usati dai residui <sup>(27)</sup>. In tali equazioni, poi, la bontà dell'adattamento non è stata misurata con il tradizionale  $R^2$ , cui non può essere attribuito il significato usuale <sup>(28)</sup>, ma con indici quali la radice dell'errore quadratico medio e l'errore medio assoluto <sup>(29)</sup>. Infine, si è anche considerata la stabilità delle relazioni sotto esame con l'impiego di variabili dummies: il periodo prescelto in cui si è ipotizzato un

---

ne di primo ordine, sia perché non applicabile in queste circostanze; vedi L.G.Godfrey "A note on the use of Durbin's h test when the equation is estimated by instrumental variables" Econometrica (1978).

<sup>(27)</sup> Tale test si distribuisce asintoticamente come una  $\chi^2$  con R-K gradi di libertà, dove R è il numero delle variabili strumentali impiegate e K è il numero dei coefficienti stimati. Per la derivazione di tale test vedi J.D. Sargan - Testing for misspecification after estimating using instrumental variables - mimeo, London School of Economics (1976) e J.D.Sargan "The consumer price equation in the post-war british economy: an exercise in equation specification testing" - Review of Economic Studies (1980).

<sup>(28)</sup> Sui motivi che non consigliano l'utilizzazione dell' $R^2$  in equazioni stimate con variabili strumentali o con altri metodi di stima simultanei vedi R.A.L.Carter - A.L.Nagar "Coefficients of correlation for simultaneous equations system" - Journal of Econometrics (1977), dove vengono anche proposte alcune misure simili all' $R^2$  applicabili in certe condizioni.

<sup>(29)</sup> Per le formule usate si veda: G.S.Maddala - Econometrics - (1977) p.343-347.

cambiamento strutturale è stato il 1975, anno dal quale gli effetti derivanti dalla prima crisi petrolifera sono diventati più evidenti (30).

## 7. Stime

### 7.1 Relazioni tecniche tradizionali

Le relazioni tecniche derivanti da una funzione Cobb-Douglas implicano, come è stato esposto precedentemente, due specificazioni alternative a seconda della velocità di aggiustamento ipotizzata e cioè:

$$(7.1.1) \quad \ln L_t = a_0 + a_1 T + a_2 \ln y_t + a_3 HS_t$$

nel caso di aggiustamento istantaneo con, a priori,  $a_1 < 0$ ,  $a_2 > 0$ ,  $a_3 < 0$  e

$$(7.1.2) \quad \ln L_t = b_0 + b_1 T + b_2 \ln y_t + b_3 HS_t + b_4 \ln L_{t-1}$$

nel caso di aggiustamento graduale con, a priori,  $b_1 < 0$ ,  $b_2 > 0$ ,  $b_3 < 0$ ,  $b_4 > 0$ .

---

(30) Tutti i programmi utilizzati sono stati scritti in Speakeasy.

Il reciproco di  $a_2$ , per la 7.1.1 e  $(1-b_4)/b_2$  per la 7.1.2 sono generalmente considerati come i rendimenti del fattore lavoro che per brevità nel prosieguo saranno indicati da  $\hat{\alpha}$  <sup>(31)</sup>. Le stime della relazione statica sono riportate nelle equazioni /1/ e /1/' della tavola 1. I risultati non indicano un grado di accostamento particolarmente soddisfacente, pur essendo significativi tutti i coefficienti considerati. I valori dei rendimenti del lavoro sono estremamente elevati sia nella stima con i minimi quadrati ordinari ( $\hat{\alpha} = 2.85$ ), sia in quella a variabili strumentali ( $\hat{\alpha} = 3.60$ ). Inoltre il test asintotico per la verifica dell'indipendenza dei residui è largamente significativo con un valore campionario di 17.13 <sup>(32)</sup> mentre l'esame del correlogramma, riportato nella figura 7.1, mostra chiaramente come l'autocorrelazione tende a declinare molto lentamente dando l'idea di un processo non stazionario. Rimane da aggiungere che il test di specificazione è differente da zero, anch'esso in misura particolarmente rilevante. La scarsa plausibilità dei coefficienti ottenuti unita ai risultati dei vari test eseguiti, dà forte evidenza di una specificazione non corretta.

---

<sup>(31)</sup> Si ricordi, però, la discussione svolta nei paragrafi 3 e 4.

<sup>(32)</sup> Il valore teorico è  $\chi^2_{(4)} = 9.49$ . Tutti i test sono stati condotti al livello di significatività del 5 per cento.

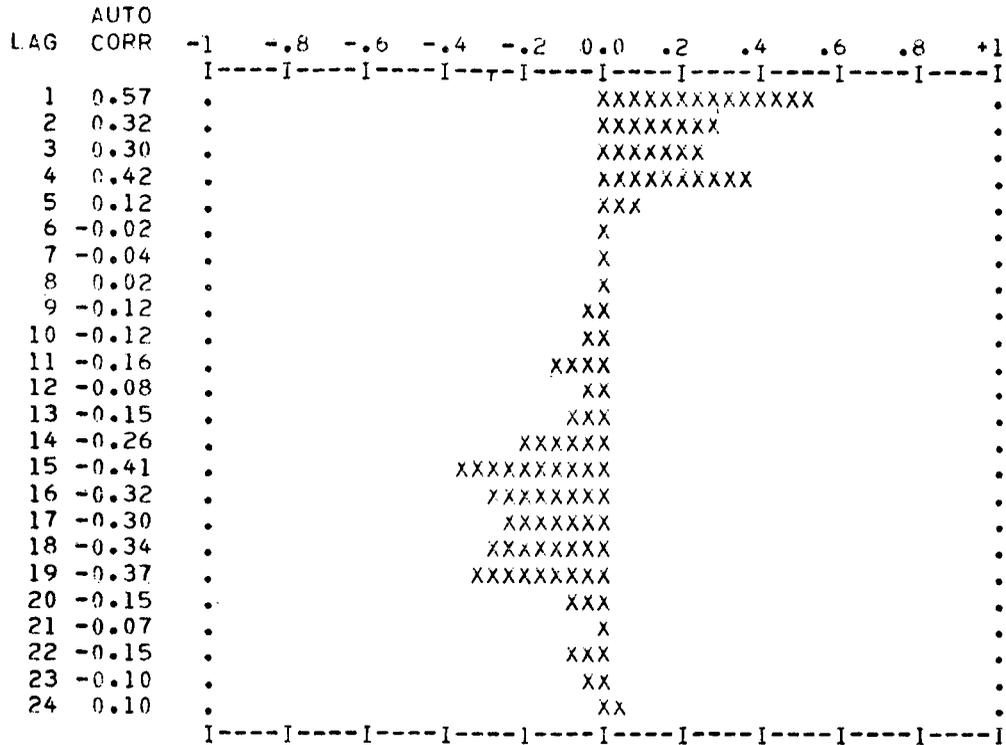
Tavola 1 - RELAZIONI TECNICHE DERIVANTI DA UNA COBB-DOUGLAS

Equazioni	Costante	T	HS <sub>t</sub>	lny <sub>t</sub>	lnL <sub>t-1</sub>	
/1/ - ALS	11.637 (14.955)	-5.285 E-3 (-5.886)	-8.957 E-7 (-2.972)	0.351 (3.788)		$\bar{R}^2 = 0.591, S_R = 0.028, n=40$ $\hat{\alpha} = 2.85$
/1/' - AIV	12.251 (13.357)	-4.524 E-3 (-4.360)	-9.430 E-7 (-3.095)	0.277 (2.541)		RMSE= 0.027, MAE= 0.024 n= 39 $\hat{\alpha} = 3.60$ $\chi^2_{(3)} = 23.47^*, W_{(4)} = 17.13^*$
/2/' - AIV	8.638 (8.820)	-2.479 E-3 (-2.932)	-1.069 E-6 (-6.681)	0.360 (6.938)	0.195 (2.517)	RMSE= 0.014, MAE= 0.012, n= 35 $\hat{\alpha} = 2.22, \hat{\lambda} = 0.80$ $\chi^2_{(2)} = 9.47^*, W_{(4)} = 1.74, \hat{\rho}_4 = 0.629$ (4.789)
/2/ - ALS	8.624 (8.835)	-2.419 E-3 (-2.976)	-1.071 E-6 (-6.704)	0.355 (7.851)	0.200 (2.657)	$\bar{R}^2 = 0.821, SR = 0.016, n= 35$ $\hat{\alpha} = 2.25, \hat{\lambda} = 0.80$ $\hat{\rho}_4 = 0.630$ (4.797)

LEGENDA:

- ln - logaritmo naturale
  - E - notazione esponenziale, ad esempio 1.055 E-3 è uguale a 0.001055
  - AIV - stima con variabili strumentali autoregressive
  - ALS - stima con minimi quadrati autoregressivi
  - RMSE - radice dell'errore quadratico medio
  - MAE - errore medio assoluto
  - n - numerosità del campione
  - $\hat{\rho}_j$  - coefficiente di autocorrelazione nei residui del j-esimo ordine
  - $\chi^2(\cdot)$  - valore del test di specificazione, con relativi gradi di libertà, un asterisco indica la sua significatività al livello del 5 per cento
  - $W(\cdot)$  - valore del test di autocorrelazione con relativi gradi di libertà, un asterisco indica la sua significatività al livello del 5 per cento
  - $\bar{R}^2$  - coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà
  - $S_R$  - errore standard della regressione
  - $T_e T_1$  - trend temporale
  - $T_2$  - secondo trend temporale dal 7501
  - HS - ore perse per conflitti di lavoro
  - y - valore aggiunto al costo dei fattori
  - L - ore effettivamente lavorate
  - w/p - salari reali
  - y\* - valore aggiunto potenziale
- Per  $\hat{\alpha}$  e  $\hat{\lambda}$  vedi testo

Fig. 7.1



AUTOCORRELAZIONE DEI RESIDUI DELL'EQUAZIONE / 1 /'

L'ovvia soluzione per migliorare la specificazione è di ristimare l'equazione di base tenendo conto di ritardi temporali. In questo caso è giustificata l'inclusione della variabile dipendente sfasata di un periodo per tenere conto di un fenomeno di adeguamento parziale. Le stime, equazioni /2/ e /2/' , sono più soddisfacenti in termini di adattamento, anche se il coefficiente stimato  $\hat{\alpha}$  è sempre superiore a due (2.22, stima AIV, 2.26, stima ALS). L'autocorrelazione è ora di un semplice processo di quarto ordine e viene eliminata dall'impiego dei metodi di stima autoregressivi con un valore del test asintotico seguito non diffe-

rente da zero al livello del 5 per cento <sup>(33)</sup>. L'adeguamento è molto rapido: l'80 per cento della frazione tra valori effettivi e valori desiderati viene colmata nell'arco di un trimestre e, dopo un anno, ben il 99.8 per cento del divario viene eliminato (tav.7.1) <sup>(34)</sup>.

Tav.7.1 - Frazione del divario tra valori desiderati ed effettivi per  $\hat{\lambda} = 0.80$

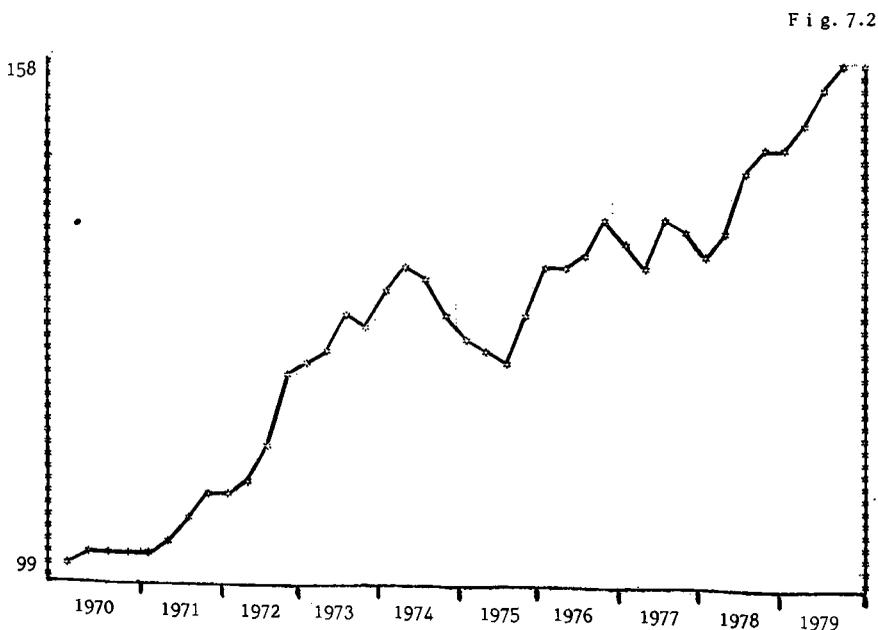
	Frazione colmata ogni trimestre	Frazione da colmare
I trim.	0.800	0.200
II "	0.160	0.040
III "	0.032	0.008
IV "	<u>0.006</u>	0.002
Totale	0.998	

<sup>(33)</sup> In tal caso l'esame del correlogramma dei residui non ha più dato evidenza, come invece accadeva nell'equazione precedente, di coefficienti di autocorrelazione elevati e solo lentamente declinanti all'aumentare dei ritardi temporali. Si è, invece, avuta indicazione di un processo autoregressivo di quarto ordine.

<sup>(34)</sup> E' un valore più elevato di quello riscontrato in ricerche negli Stati Uniti: ad esempio M.D.McCarthy trova un valore di  $\hat{\lambda}$  che varia, a seconda delle diverse equazioni, tra 0.30 e 0.75; vedi M.D.McCarthy "The theory of the firm equations in the Brookings and Wharton econometric models" in The Brookings model: perspectives and recent developments, G.Fromm, L.Klein (edts.) (1975).

Si tratta di valori per i rendimenti del lavoro e per la velocità di adeguamento molto superiori a quelli attesi. Inoltre il test di specificazione, pur se leggermente ridotto, mantiene la sua significatività. Tutto questo porta a rifiutare la validità della relazione sotto esame nella forma considerata.

Un motivo alla base dei problemi fin qui incontrati nella verifica empirica delle relazioni teoriche potrebbe essere imputato a cambiamenti strutturali avvenuti nelle stesse relazioni negli anni settanta. Le modifiche istituzionali realizzate nel mercato del lavoro e i forti aumenti nei prezzi dell'energia, sono fattori che possono avere determinato instabilità. In modo particolare sembra essersi ridotto sensibilmente il tasso di crescita della produttività oraria nella seconda metà degli anni settanta (fig.7.2).



ANDAMENTO DELLA PRODUTTIVITA' ORARIA, INDICE 1970 = 100

Per verificare la rilevanza di tale fenomeno è stata introdotta una variabile dummy pari a zero fino al 1974 e, dal primo trimestre del 1975, uguale al trend temporale. Le stime, equazioni /3/ e /3/' (tav.2), indicano che la variabile dummy è statisticamente diversa da zero, fatto che sta a confermare la riduzione intervenuta nel saggio di progresso tecnico e di accumulazione del capitale. Il tasso di crescita passa infatti dallo 0.6 per cento per trimestre, prima del 1975, allo 0.45 negli anni successivi. Inoltre vi è una netta riduzione nel valore di  $\hat{\alpha}$  che assume dimensioni più plausibili: 1.80 (stima ALS) e 1.69 (stima AIV). Nello stesso tempo anche la velocità di aggiustamento si riduce a 0.75 con un recupero del divario tra valori previsti ed effettivi pari al 93.75 per cento dopo due trimestri (tav.7.2).

Tav. 7.2 - Frazione del divario tra valori desiderati ed effettivi per  $\hat{\lambda} = 0.75$

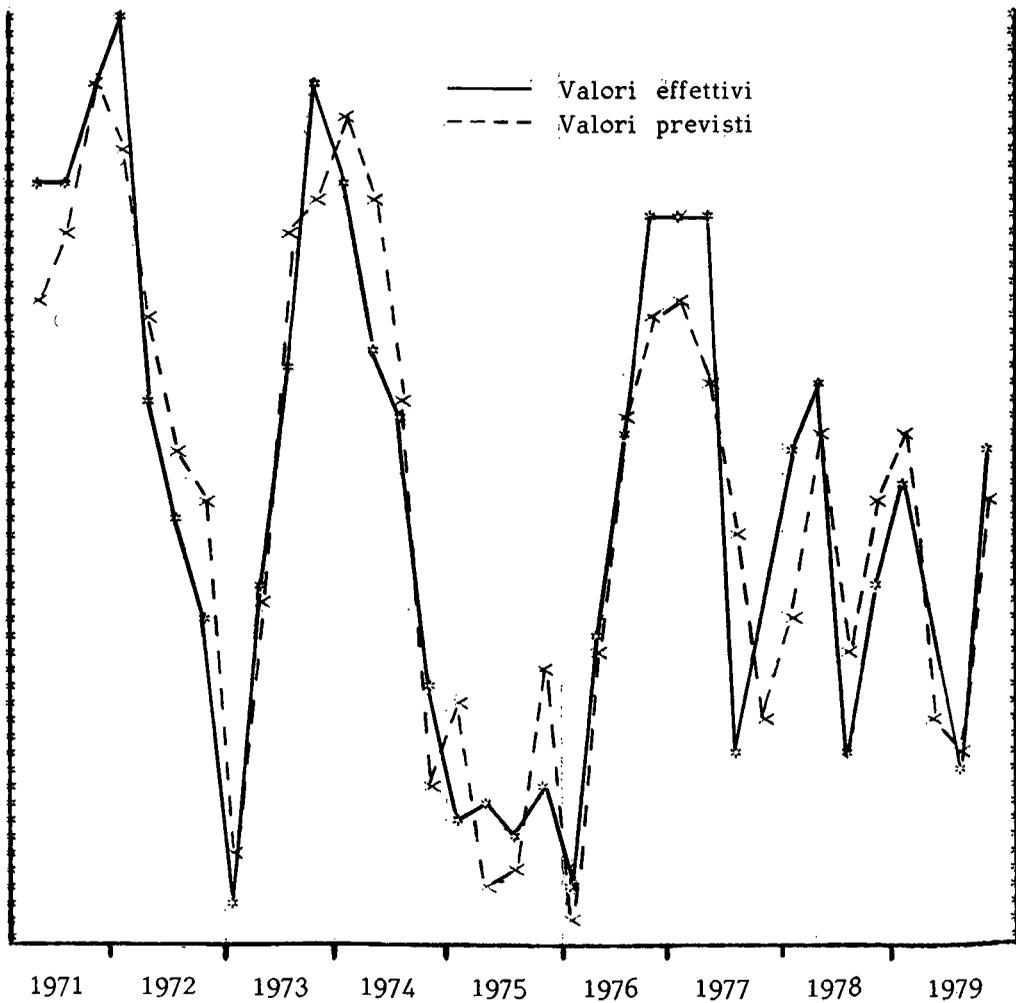
	Frazione colmata ogni trimestre	Frazione da colmare
I trim.	0.750	0.250
II "	0.188	0.053
III "	0.039	0.013
IV "	0.010	0.003
Anno	<hr/> 0.987	

Tavola 2 - RELAZIONI TECNICHE DERIVANTI DA UNA COBB-DOUGLAS

Equazioni	Costante	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	HS <sub>t</sub>	ln y <sub>t</sub>	ln L <sub>t-1</sub>	
/3/ - AIV	7.245 (6.324)	-6.129 E-3 (-3.173)	1.596 E-3 (2.093)	- 8.866 E-7 (-5.012)	0.448 (6.563)	0.243 (3.155)	RMSE=0.014, MAE=0.011, n=35 $\hat{\alpha} = 1.69, \hat{\lambda} = 0.76$ $\hat{\rho}_4 = 0.620, \chi^2_{(1)} = 2.50,$ (4.678) $W_{(4)} = 3.45$
/3/ - ALS	7.409 (6.631)	-5.412 E-3 (-3.213)	1.360 E-3 (1.975)	- 9.193 E-7 (-5.389)	0.418 (7.757)	0.249 (3.277)	$\bar{R}^2 = 0.836, SR=0.015, n=35$ $\hat{\alpha} = 1.80, \hat{\lambda} = 0.75$ $\hat{\rho}_4 = 0.626$ (4.750)

Infine il test di specificazione non è più significativo, confermando così che è possibile accettare la forma della relazione proposta; l'adattamento tra valori previsti e valori effettivi è riportato nella figura 7.3 ed è migliore rispetto a quanto ottenuto in base alle equazioni precedenti.

Fig. 7.3



CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E VALORI PREVISTI PER  
L'EQUAZIONE / 3 /'.

## 7.2 Relazioni derivanti dall'ipotesi di massimizzazione del profitto

Nel caso in cui si derivi la funzione di domanda di lavoro attraverso un semplice processo istantaneo di massimizzazione del profitto, si aggiunge ai regressori già esaminati precedentemente anche il salario reale. La relazione da stimare è così nella sua forma più generale:

$$(7.2.1) \quad \ln L_t = a_0 + a_1 T_1 + a_2 T_2 + a_3 HS_t + a_4 \ln y_t + a_5 \ln(W/P)_t + a_6 \ln L_{t-1}$$

(W/P) rappresenta i salari reali <sup>(35)</sup> e il secondo trend temporale è stato introdotto per le ragioni già esposte in precedenza. Se i coefficienti  $a_1$  e  $a_2$  sono uguali a zero e se  $a_4 = -a_5$  la funzione di produzione originaria può essere identificata come Cobb-Douglas; se invece trovasse conferma la specificazione ad elasticità di sostituzione costante si avrebbe  $a_5 = -\frac{\lambda}{(1+\beta)}$  e  $a_4 = \frac{\lambda(h+\beta)}{h(1+\beta)}$  con  $h$  indicante i rendimenti di scala e  $\beta$  parametro di sostituzione. I risultati ottenuti (tav.3, equazioni /4/ e /4/') non sono particolarmente confortanti in quanto nonostante l'adattamento tra i

---

<sup>(35)</sup> I salari sono dati dal reddito da lavoro dipendente per dipendente nell'industria in senso stretto, mentre i prezzi sono i deflatori del valore aggiunto sempre nell'industria in senso stretto. L'uso del reddito per ora lavorata non porta ad alterare le conclusioni qui raggiunte.

valori previsti e i valori osservati sia buono, il coefficiente della variabile indicante i salari reali risulta sempre non differente da zero. La velocità dell'aggiustamento è molto simile a quella delle altre stime ed i trend temporali sono significativamente diversi da zero <sup>(36)</sup>. E' interessante notare che, se le diversità tra i due metodi seguiti non sono estremamente rilevanti, il coefficiente dei salari reali è positivo nella stima con i minimi quadrati ordinari ma diventa negativo se si impiegano le variabili strumentali <sup>(37)</sup>, pur rimanendo sempre non differente da zero. L'autocorrelazione al quarto ordine permane, mentre vi è evidenza di una specificazione non corretta con un valore significativo del test adottato.

Un aspetto che certamente suscita perplessità nella relazione considerata è l'adeguamento istantaneo dell'impresa alle variazioni del salario reale <sup>(38)</sup>; sembrerebbe infatti più plausibile integrare il processo di aggiustamento già introdotto per il monte ore con un meccanismo simile per il salario reale. Si suppone cioè che le imprese agiscano sulla base di un salario reale atteso. Si sono considerati due possibili processi:

---

<sup>(36)</sup> Il secondo trend temporale risulta significativo al livello del 10 per cento.

<sup>(37)</sup> I salari reali sono stati infatti considerati come endogeni nella stima a variabili strumentali; per gli strumenti usati vedi l'Appendice.

<sup>(38)</sup> Tuttavia è da ricordare che in un processo di aggiustamento Koyck l'influenza delle variabili indipendenti si estende all'infinito, sia pure in modo declinante e con un ritardo per ipotesi uguale per tutti i regressori.

Tavola 3 - RELAZIONI DA IPOTESI DI MASSIMIZZAZIONE DEL PROFITTO

Equazioni	Costante	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	HS <sub>t</sub>	ln(W/P) <sub>t</sub>	ln(W/P) <sub>t-1</sub>	ln y <sub>t</sub>	ln L <sub>t-1</sub>	
/4/ - ALS	7.373 (6.559)	-5.370 E-3 (-3.159)	1.291 E-3 (1.853)	-8.781 E-7 (-4.874)	0.068 (0.782)		0.390 (6.006)	0.264 (3.345)	$\bar{R}^2 = 0.834, S_R = 0.015,$ $\hat{\lambda} = 0.74, n = 35$ $\hat{\rho}_4 = 0.629$ $(4.792)$
/4/' - AIV	7.284 (6.046)	-6.120 E-3 (-4.380)	-1.650 E-3 (1.953)	-9.314 E-7 (-4.380)	-0.073 (-0.379)		0.475 (4.054)	0.230 (2.453)	RMSE=0.014, MAE=0.012 $\hat{\lambda} = 0.77, n = 35$ $\hat{\rho}_4 = 0.607, \chi^2 = 4.17*$ $(4.524) (1)$
/5/' - AIV	7.136 (3.556)	-6.001 E-3 (-2.579)	1.668 E-3 (1.528)	-9.663 E-7 (-3.231)	-0.122 (-0.240)		0.499 (3.038)	0.230 (1.250)	RMSE=0.014, MAE=0.012 $\hat{\lambda} = 0.77, n = 35$ $\hat{\rho}_4 = 0.584, \chi^2 = 11.47*$ $(4.255) (2)$

$$a) \quad (X_t^e / X_{t-1})^{\lambda_1} = (X_t / X_{t-1})$$

e

$$b) \quad X_t^e = B X_t^{\mu_1} X_{t-1}^{\mu_2} \quad ; \quad X \equiv (W/P)$$

In a) il valore atteso deriva da un processo di aggiustamento parziale già descritto, in b) è invece dato da una semplice media ponderata degli ultimi due periodi<sup>39</sup>); le variabili incluse sono le stesse in entrambi i casi tuttavia, mentre un aggiustamento condotto in base al primo schema implica un coefficiente negativo per la variabile sfasata, un aggiustamento in base al secondo schema implica un coefficiente positivo. I risultati, riportati nell'equazione /5/, non portano a mutare quanto già era stato esposto precedentemente con coefficienti per i salari reali sempre statisticamente non differenti da zero. Non vi sono differenze sostanziali per quanto concerne le altre variabili e non vi è neanche un miglioramento nella bontà complessiva dell'adattamento come è indicato dagli indici considerati. Il test di specificazione porta ancora a rigettare l'inclusione dei salari reali nella relazione.

Da questa sezione non si può quindi trovare alcun elemento per suffragare l'influenza del salario reale sulla domanda di lavoro nel breve periodo ma, naturalmente, non è

---

<sup>39</sup>) Vedi P.Dhrymes "A model of short run labour adjustment" in The Brookings model: some further results (eds.) J.S.Dusenberry - G.Fromm - L.R.Klein - E.Kuh (1969).

possibile estrapolare semplicemente tale conclusione al medio e lungo periodo. E' inoltre appena necessario ricordare l'estrema semplicità con cui il salario reale è stato introdotto nelle relazioni di base.

Rimane infine da notare la continua presenza di autocorrelazione del quarto ordine. Questo porta a ritenere che essa sia dovuta non a problemi di specificazione, ma al processo di destagionalizzazione o all'esistenza di un simile schema negli errori originari. A questo proposito è interessante rilevare che se si fosse impiegato il tradizionale test di Durbin-Watson non si sarebbe respinta l'ipotesi di indipendenza dei residui in tutte le equazioni stimate, ad eccezione di quella statica.

### 7.3 Funzioni di produzione generalizzate e inclusione del "labour hoarding".

Dopo aver esaminato le soluzioni tradizionali, si è passati a verificare relazioni alternative, in primo luogo le funzioni di produzione generalizzate. La prima specificazione considerata è quella proposta da Nerlove in cui, come già visto, tra i regressori è incluso anche il quadrato del logaritmo del prodotto. Le stime hanno tuttavia presentato notevoli problemi e con l'applicazione del metodo delle variabili strumentali si sono ottenuti valori estremamente elevati per gli errori standard; si è quindi deciso di non riportare tali risultati. L'impiego dei minimi

quadrati ordinari ha invece dato luogo a valori per i coefficienti molto simili a quelli delle precedenti specificazioni sia per la velocità di aggiustamento delle ore lavorate, sia per gli effetti derivanti dal progresso tecnico e dall'accumulazione del capitale (equazione /6/, tav.4). E' invece da rilevare la non significatività delle due variabili di prodotto come della costante che pure presenta un coefficiente estremamente elevato. All'origine dei problemi incontrati nella stima è la fortissima collinearità presente tra il logaritmo del valore aggiunto ed il suo quadrato, il coefficiente di correlazione tra i due è infatti pari a .99; questo purtroppo preclude la possibilità di ottenere una determinazione quantitativa dei parametri su cui fare affidamento.

Viceversa, la seconda, e più semplice, specificazione considerata ha dato dei risultati molto più soddisfacenti. Tutte le variabili sono significativamente diverse da zero <sup>(40)</sup>, mentre l'adattamento è decisamente buono con valori dell'errore quadratico medio e dell'errore medio assoluto particolarmente bassi, pari, rispettivamente, a 0.013 e 0.011, equazioni /7/ e /7'/. La velocità di aggiustamento è pari a .77, uguale a quanto trovato nella tradizionale relazione tecnica derivante da una funzione Cobb-Douglas e molto simili sono anche i valori per le altre variabili incluse in entrambe le equazioni ad eccezione della costante. Il coefficiente del prodotto è maggiore di zero, come a priori si aspettava; ciò implica una produttività margina-

---

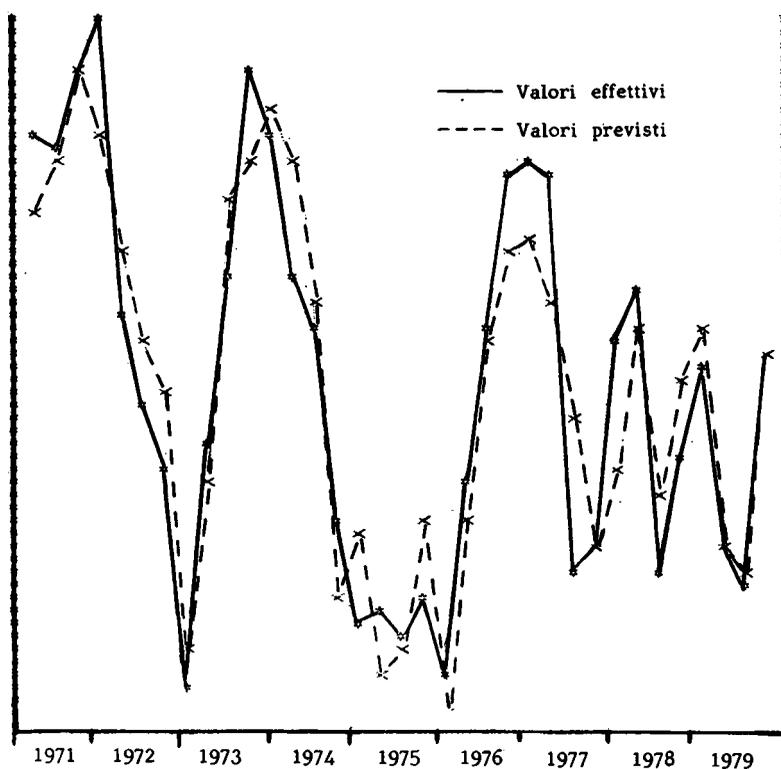
<sup>(40)</sup> Il secondo trend temporale lo è al livello del 10 per cento.

Tavola 4 - FUNZIONI GENERALIZZATE DI PRODUZIONE E INCLUSIONE DEL "LABOUR HOARDING"

Equazioni	Costante	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	HS <sub>t</sub>	ln y <sub>t</sub>	(ln y <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	ln L <sub>t-1</sub>	
/6/ - ALS	30.067 (1.284)	-5.575E-3 (-3.311)	1.250E-3 (1.779)	-9.407E-7 (-5.432)	-4.784 (-0.891)	0.303 (0.969)	0.227 (2.825)	$\bar{R}^2 = 0.836, S_R = 0.015$ $n=35, \hat{\rho}_4 = 0.616$ (4.632) $\hat{\lambda} = 0.77$
/7/ - AIV	Costante	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	HS <sub>t</sub>	y <sub>t</sub>		ln L <sub>t-1</sub>	$RMSE = 0.013, MAE = 0.011$ $n=35, \hat{\rho}_4 = 0.618$ (4.653) $\hat{\lambda} = 0.77$ $\chi^2 = 3.38, W_{(4)} = 2.60$ $\bar{R}^2 = 0.841, S_R = 0.015,$ $n=35, \hat{\rho}_4 = 0.618$ (4.655) $\hat{\lambda} = 0.76$
/7/ - ALS	10.798 (9.968)	-5.564E-3 (-3.353)	1.295 (1.920)	-9.332E-7 (-5.561)	7.822E-5 (7.895)		0.234 (3.104)	
/8/ - ALS	Costante	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	HS <sub>t</sub>	ln y <sub>t</sub>	(1-y <sub>t</sub> /y <sub>t</sub> <sup>*</sup> )	ln L <sub>t-1</sub>	$\bar{R}^2 = 0.846, S_R = 0.014,$ $RMSE = 0.013, MAE = 0.011$ $n=35, \hat{\rho}_4 = 0.632$ (4.819) $\hat{\lambda} = 0.74, \hat{\alpha} = 0.99$
	4.462 (2.187)	-8.457E-3 (-3.472)	1.718E-3 (2.461)	-8.983E-7 (-5.429)	0.748 (3.736)	0.391 (1.709)	0.258 (3.499)	

le decrescente al crescere del prodotto<sup>(41)</sup>. Rimane da notare che il test di specificazione non porta a respingere la forma funzionale proposta<sup>(42)</sup> (fig.7.4).

Fig. 7.4



CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E VALORI PREVISTI PER  
L'EQUAZIONE / 7 /'

---

<sup>(41)</sup> Il valore di  $\hat{\alpha}$  in questo caso non è riportato perché i parametri dell'equazione, ad eccezione di  $\hat{\lambda}$ , non sono identificati, vedi paragrafo 4.

<sup>(42)</sup> Anche questa equazione è stata stimata tenendo conto di un processo di autocorrelazione del quarto ordine.

Infine, per verificare se fosse possibile tenere conto direttamente dell'eccesso di lavoro è stata inclusa la capacità produttiva utilizzata tra le variabili che determinano la domanda di lavoro. Sfortunatamente l'applicazione delle variabili strumentali non ha condotto a risultati soddisfacenti con una mancanza di significatività sia per il prodotto sia per la capacità <sup>(43)</sup>. Si è quindi deciso di impiegare i minimi quadrati ordinari, pur nella consapevolezza dei limiti da ciò derivanti; le stime così ottenute sono riportate nell'equazione /8/. Anche in questo caso la velocità di aggiustamento non varia rispetto alle altre equazioni, mentre l'adattamento è molto buono e tutte le variabili sono statisticamente diverse da zero con i segni attesi <sup>(44)</sup>, <sup>(45)</sup>. L'aspetto, però, più interessante è dato dal fatto che il coefficiente stimato  $\hat{\alpha}$  presenta un valore di .99, indicante rendimenti approssimativamente costanti, un risultato in forte contrasto con quanto era stato ottenuto in base alle specificazioni tradizionali (fig.7.5).

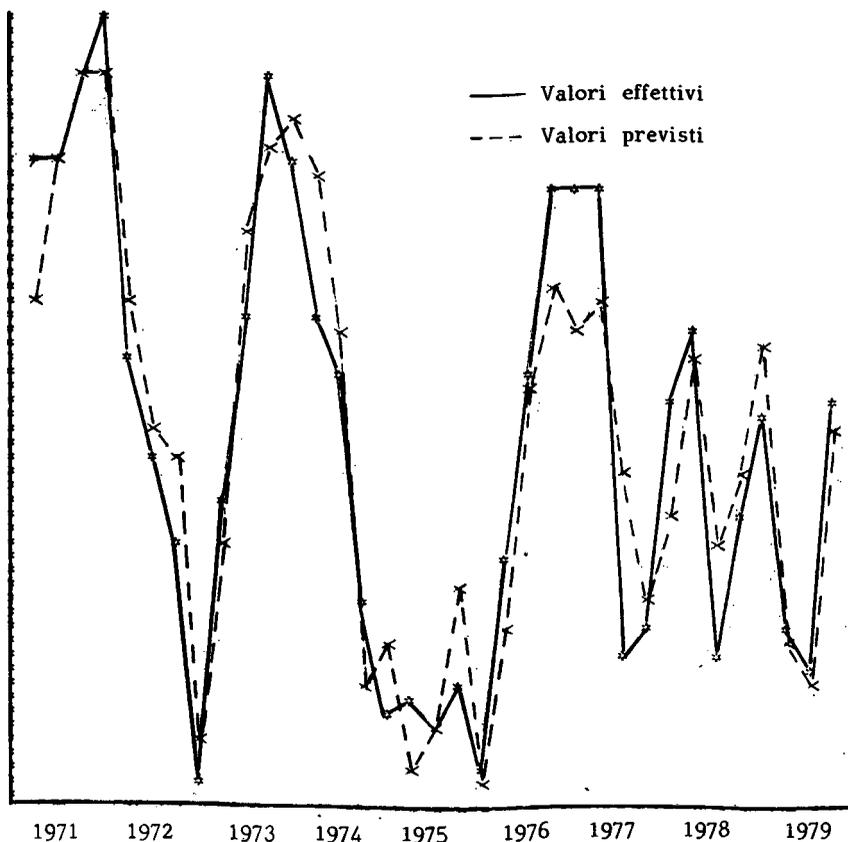
---

<sup>(43)</sup> In tal caso anche la capacità utilizzata è stata considerata come endogena; ai valori effettivi sono cioè stati sostituiti i valori derivanti dalla regressione della capacità utilizzata sugli strumenti. E' da ricordare che la capacità è ottenuta da serie di produzione e non di valore aggiunto.

<sup>(44)</sup> L'indice della capacità utilizzata è significativamente diverso da zero al livello del 10 per cento.

<sup>(45)</sup> Per l'autocorrelazione vale quanto già riportato nella nota <sup>(42)</sup>.

Fig. 7.5



CONFRONTO TRA VALORI EFFETTIVI E VALORI PREVISTI PER  
L'EQUAZIONE / 8 /

### 8. Le soluzioni di medio periodo

Dall'indagine empirica è stato possibile individuare tre relazioni che possono considerarsi soddisfacenti in base all'adattamento ai dati osservati, alle grandezze assunte dai coefficienti, ai segni attesi a priori e ai valori dei vari test seguiti. Le caratteristiche di queste relazioni sono già state considerate teoricamente ma è interessante esaminare in maggior dettaglio le implicazioni che derivano dall'accettazione di ognuna

di queste diverse formulazioni, in particolare per la funzione generalizzata di produzione, per la quale è più difficile l'interpretazione dei coefficienti. A tal fine sono state calcolate le soluzioni di medio periodo per le tre equazioni (tav.8.1).

Tav. 8.1 - Soluzioni di medio periodo

1/ - Relazione tecnica derivante da una Cobb-Douglas

$$\ln L = 9.575 - 8.101 E-3 T_1 + 2.110 E-3 T_2 - 1.172 E-6 HS + 0.593 \ln y$$

2/ - Funzione generalizzata di produzione

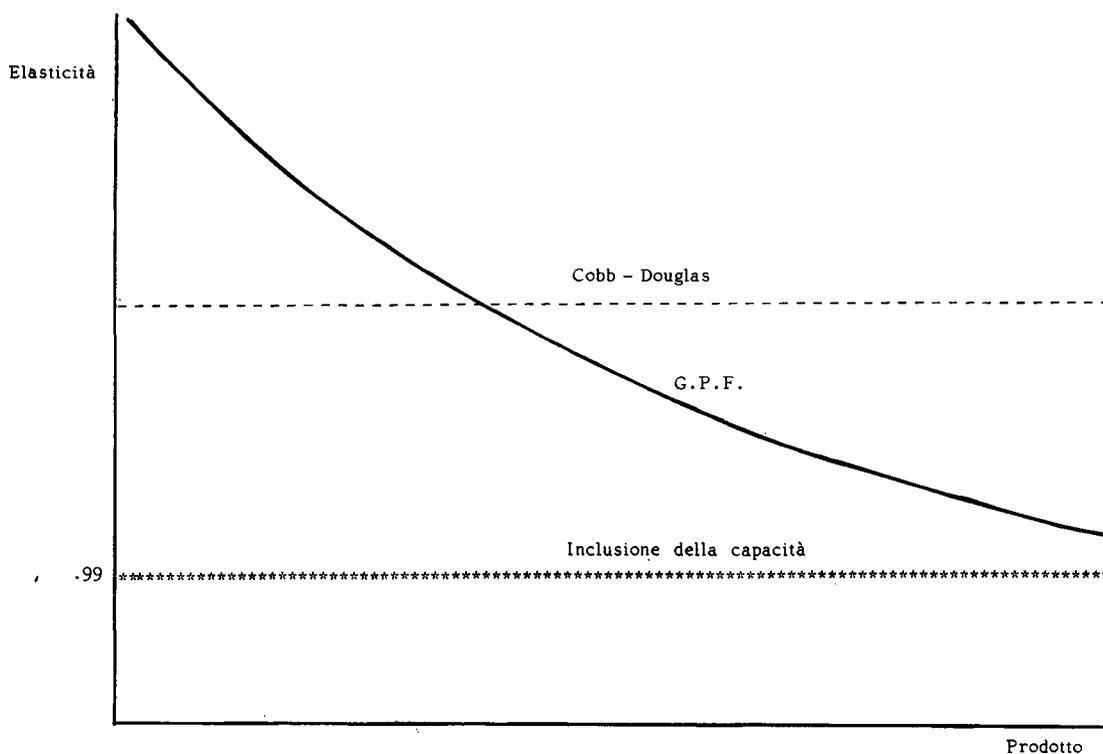
$$\ln L = 14.101 - 7.350 E-3 T_1 + 1.718 E-3 T_2 - 1.214 E-6 HS + 1.028 E-4 y$$

3/ - Inclusione della capacità utilizzata

$$\ln L = 6.012 - 1.140 E-2 T_1 + 2.315 E-3 T_2 - 1.210 E-6 HS + 1.008 \ln y + 0.527 (1-y/y^*)$$

Dopo aver ottenuto tali soluzioni si è proceduto ad una semplice simulazione in cui si è fatto variare il prodotto, ottenendo così una curva di domanda di lavoro. Le altre variabili esplicative sono invece state mantenute costanti al valore medio da esse assunto nel periodo che va dal primo trimestre del 1977 al quarto del 1979. Infine, per rendere maggiormente evidenti la differenza tra le varie specificazioni, si è calcolata l'elasticità del prodotto al variare del monte ore <sup>(46)</sup> (fig.8.1).

Fig. 8.1



ELASTICITA' DEL PRODOTTO RISPETTO ALLE ORE LAVORATE NELLE DIVERSE EQUAZIONI STIMATE

---

<sup>(46)</sup> L'elasticità è data dal rapporto tra la variazione percentuale del prodotto e la variazione percentuale delle ore lavorate.

Come appare in modo evidente dal grafico, la funzione Cobb-Douglas presenta un'elasticità superiore all'unità, cioè con incrementi nel prodotto costantemente superiori a quelli delle ore lavorate. Questo implica un andamento della produttività sempre crescente di fronte a variazioni positive nel prodotto, a qualunque livello esso si trovi; un risultato che sembra molto difficile da accettare. Nel caso della funzione generalizzata, invece, l'elasticità è continuamente decrescente all'aumentare del prodotto e, per valori elevati di questo, tende asintoticamente alla relazione che include anche la capacità utilizzata. E' un andamento che deriva da una produttività marginale del lavoro positiva ma decrescente. Nella curva più bassa è rappresentata l'ultima delle funzioni considerate che include il grado di utilizzo degli impianti: l'elasticità è, come nel primo caso, costante ma con valori di poco inferiori all'unità.

E' quindi interessante notare come queste tre equazioni che, nel periodo di stima, si adattano ai dati esistenti in modo pressoché analogo e soddisfano i test statistici impiegati, hanno invece implicazioni molto diverse. Si tratta di una conferma della difficoltà di discriminare tra diverse teorie sulla base dei dati esistenti.

## 9. Conclusioni

L'analisi condotta ha mostrato come l'applicazione di schemi e modelli tradizionali alla determinazione della do-

manda di lavoro non dia luogo a risultati soddisfacenti. L'ipotesi di influenza dei salari reali non trova, infatti, alcun sostegno nei risultati, in contrasto con quanto previsto da un processo di massimizzazione del profitto. Occorre tuttavia considerare con cautela tale conclusione, sia per la semplicità dei vari processi considerati, sia per evitare di compiere estrapolazioni non giustificate a orizzonti temporali più estesi. Le relazioni tecniche basate sull'impiego di una funzione Cobb-Douglas, invece, pur non venendo respinte in base ai criteri statistici, presentano delle implicazioni sulla cui plausibilità vi sono quanto meno seri dubbi. In particolare, l'esistenza di rendimenti superiori all'unità, seppure ampiamente giustificata dalle rigidità caratterizzanti il mercato del lavoro e dal particolare andamento ciclico dell'economia italiana negli anni settanta, non può essere accettata come una caratteristica permanente, indipendente dal livello del prodotto e dalla capacità utilizzata, come invece deriva dall'impostazione tradizionale. E' da notare che l'impiego di metodi appropriati secondo la teoria econometrica non porta a modificare nella sostanza i risultati prima esposti, anche se la stima con i minimi quadrati ordinari fornisce, in genere, valori per i rendimenti superiori a quelli ottenuti con il metodo delle variabili strumentali <sup>(47)</sup>.

---

<sup>(47)</sup> Confronta questo risultato con quanto ottenuto da M.Draghi per gli Stati Uniti, vedi M.Draghi Produttività del lavoro, salari reali e inflazione, (1979).

E' quindi evidente la necessità di trovare delle soluzioni alternative che superino i limiti delle precedenti impostazioni, tenendo conto dei fenomeni del labour hoarding e più in generale delle rigidità esistenti nel mercato del lavoro. Una soluzione è il ricorso a forme più flessibili di funzioni di produzione che meglio riescano ad adattarsi a tale situazione. L'impiego delle funzioni di produzione generalizzate permette di introdurre rendimenti che variano al variare del prodotto. Nell'analisi empirica si sono però incontrate difficoltà per una delle funzioni proposte mentre, per la più semplice tra le specificazioni considerate, non vi è stata alcuna evidenza statistica contraria. In tale relazione i rendimenti del fattore lavoro sono molto elevati per bassi livelli del prodotto ma diminuiscono al crescere dell'attività produttiva. In altri termini ciò implica che, a differenza delle consuete relazioni tecniche, la produttività marginale è positiva ma decrescente.

In alternativa a tale soluzione si è inserita in una tradizionale Cobb-Douglas la capacità produttiva utilizzata quale variabile inversamente collegata all'eccesso di lavoro presente nelle imprese; in tal modo si vorrebbero cogliere i differenti effetti determinati sulla domanda di lavoro dal variare del prodotto a livelli diversi della capacità utilizzata e quindi della quantità di manodopera non pienamente impiegata. La verifica empirica non respinge l'ipotesi con valori per i rendimenti di poco inferiori all'unità e coefficienti significativi per tutte le variabili incluse.

E' evidente come la scelta di una qualsiasi di

queste tre funzioni abbia delle conseguenze molto diverse sulla dinamica delle grandezze in esame e sugli effetti delle politiche economiche. Ad esempio, una politica espansiva tenderà a far aumentare la produttività indefinitamente nel caso in cui si utilizzi la tradizionale funzione Cobb-Douglas, mentre nel caso della funzione generalizzata di produzione prescelta, ad un forte aumento di produttività iniziale, faranno seguito aumenti via via più contenuti che tenderanno infine ad esaurirsi. E' tuttavia interessante notare come specificazioni funzionali con implicazioni così differenti presentino un adattamento pressoché analogo alle osservazioni disponibili e come in base ai test statistici non sia possibile discriminare a favore di una delle formulazioni proposte. Inoltre, in queste, come nelle altre equazioni stimate, è stato riscontrato un semplice processo di autocorrelazione di quarto ordine nei residui che può essere attribuito alle consuete procedure di destagionalizzazione basate su un impiego assai esteso di medie mobili o alla presenza di un simile processo negli errori originari. E' bene rilevare che se si fosse impiegato il tradizionale test di Durbin-Watson, l'ipotesi di indipendenza nei residui non sarebbe stata respinta.

Un altro elemento importante dell'analisi empirica è dato dalla velocità con la quale l'ammontare effettivo di ore lavorate viene adeguato alla quantità desiderata. Dato che in Italia vi è, da un lato una notevole flessibilità nell'aggiustamento degli orari, grazie al meccanismo della Cassa integrazione, e dall'altro una forte rigidità per quanto concerne gli occupati,

non vi sono motivi a priori che consentano di formulare ipotesi precise. I risultati indicano un periodo di adeguamento abbastanza rapido, dato che a seconda delle equazioni stimate, dall'85 al 95 per cento circa del divario tra valori effettivi e valori desiderati viene colmato in due trimestri. E' tuttavia respinta l'ipotesi che la flessibilità degli orari porti ad un adeguamento istantaneo: da ciò la conferma che anche l'andamento della produttività oraria risulta influenzato dalle rigidità del mercato.

Infine, tutte le stime indicano un effetto rilevante e significativo del progresso tecnico e dell'accumulazione del capitale sull'insieme delle ore lavorate, anche se tale effetto si è fortemente ridotto a partire dal 1975.



A P P E N D I C E

Dati e variabili

- HS - Ore perse per sciopero in migliaia di unità nell'industria in senso stretto: Fonte ISTAT. E' da notare che fino al 1974 sono compresi solamente i conflitti originati dal rapporto di lavoro mentre dal 1975 è considerato l'insieme dei conflitti qualunque ne sia la causa.
- L - Ore lavorate nell'industria in senso stretto: sono ottenute dal prodotto di hm e E.
- hm - Orario medio trimestrale per operaio nell'industria in senso stretto per le imprese al di sopra di 50 addetti (dati destagionalizzati). Fonte: Elaborazione su dati Ministero del lavoro.
- E - Occupazione dipendente nell'industria in senso stretto in migliaia di addetti (dati destagionalizzati). Fonte: Elaborazione su dati ISTAT.
- Pm - Prezzo internazionale all'importazione dei manufatti; indici 1970=100 (dati destagionalizzati). Fonte: Elaborazioni su dati ONU.
- y - Valore aggiunto al costo dei fattori a prezzi 1970 nell'industria in senso stretto in miliardi di lire (dati destagionalizzati). Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT.
- W - Costo del lavoro per occupato dipendente nell'industria in senso stretto; migliaia di lire correnti (dati destagionalizzati). Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT.
- P - Deflatore del valore aggiunto al costo dei fattori nell'industria in senso stretto (dati destagionalizzati). Fonte: Elaborazioni su dati ISTAT.

Legenda

- ln : logaritmo naturale
- 1 : ritardo di un periodo nella variabile considerata
- c : costante
- T<sub>1</sub> : trend temporale; 1 nel primo trimestre del 1970, cresce di una unità per trimestre
- T<sub>2</sub> : secondo trend temporale; 0 fino al quarto trimestre del 1974, uguale a T<sub>1</sub> dal primo trimestre del 1975
- HS : ore perse per sciopero
- y : valore aggiunto a prezzi costanti
- L : ore effettivamente lavorate
- Pm : prezzo internazionale all'importazione dei manufatti
- W : costo del lavoro per dipendente
- P : deflatore del valore aggiunto
- d75 : dummy; uguale a 1 nel 1975, zero per tutti gli altri periodi

Strumenti usati nelle equazioni

<u>Equazioni</u>	<u>Strumenti</u>
/1/'	C, T <sub>1</sub> , T <sub>2</sub> , HS, ln y <sub>-1</sub> , ln L <sub>-1</sub> , ln Pm
/2/'	C, T <sub>1</sub> , T <sub>2</sub> , HS, ln y <sub>-1</sub> , ln L <sub>-1</sub> , ln Pm
/3/'	C, T <sub>1</sub> , T <sub>2</sub> , HS, ln y <sub>-1</sub> , ln L <sub>-1</sub> , ln Pm
/4/'	C, T <sub>1</sub> , T <sub>2</sub> , HS, ln y <sub>-1</sub> , ln L <sub>-1</sub> , ln Pm, ln(W/P) <sub>-1</sub>
/5/'	C, T <sub>1</sub> , T <sub>2</sub> , HS, ln y <sub>-1</sub> , ln L <sub>-1</sub> , ln Pm, ln(W/P) <sub>-1</sub> , d75, ln P <sub>-1</sub>
/7/'	C, T <sub>-1</sub> , T <sub>-2</sub> , HS, y <sub>-1</sub> , ln L <sub>-1</sub> , ln Pm

Bibliografia

BALL R.J. - ST CYR E.B.A., "Short term employment functions in british manufacturing industry", Review of Economic Studies (1966)

BANCA D'ITALIA, Modello econometrico dell'economia italiana. Settore reale e fiscale (1979)

BERGSTRÖM V. - MELANDER H., "Production functions and factor demand functions in postwar swedish industry", Scandinavian Journal of Economics (1979)

BLACK S.W. - KELEJAN H.H., "A macro model of the U.S. labour market", Econometrica (1970)

BOWERS J. - DEATON D., "Employment functions and the measurement of labour hoarding", Manchester School (1980)

BRECHLING F.P.R., "The relationship between output and employment in british manufacturing industries", Review of Economic Studies (1965)

BRISCOE G. - IRELAND N.J. - SMYTH D.J., "Specification bias and short run returns to labour: some evidence for the U.K.", Review of Economics and Statistics (1973)

BRISCOE G. - PEEL D.A., "The specification of the short run employment function", Oxford Bulletin of Economics and Statistics (1975)

CARTER B.A.L. - NAGAR A.L., "Coefficients of correlation for simultaneous equations system", Journal of Econometrics (1977)

CARTER H.O. - HALTER A.N. - HOCKING J.G., "A note on the transcendental production function", Journal of Farm Economics (1957)

CROCE E. - VONA S., "Fabbisogni settoriali di lavoro e crescita dell'economia", L'Industria (1980)

DRAGHI M., Produttività del lavoro, salari reali e inflazione (1979)

DHRYMES P.J., "A model of short run labour adjustment", The Brookings model: some further results, (edts.) Duesenberry J.S.-Fromm G.-Klein L.R.-Kuh E. (1969)

FAIR R.C., The short run demand for workers and hours (1969)

FAIR R.C., "Efficient estimation of simultaneous equations with autoregressive errors by instrumental variables", Review of Economic Studies (1972)

FAIR R.C., "The estimation of simultaneous equation models with lagged endogenous variables and first order serially correlated errors", Econometrica (1970)

FRISH H., "Inflation theory 1963-1975: a second generation survey", Journal of Economic Literature (1977)

GODFREY L.G., "A note on the use of Durbin's h test when the equation is estimated by instrumental variables", Econometrica (1978)

GODFREY L.G. - BREUSCH T.S., A review of recent work on testing for autocorrelation in dynamic economic models, AUTE Conference, Durham (1980)

HAZLEDINE T., "New specification for employment and hours functions", Economica (1978)

HAZLEDINE T., "Employment and output functions for New Zealand manufacturing industries", Journal of Industrial Economics (1974)

HAZLEDINE T. - WATT J., "Short term production functions and economic measures of capacity for U.K. manufacturing industries", Oxford Bulletin of Economics and Statistics (1977)

HENDRY D.F., "Predictive failure and econometric modelling in

macroeconomics: the transactions demand for money", Economic modelling, (ed.) Ormerod P. (1979)

HOLDEN K. - WYNN R.F., An introduction to applied econometric analysis (1974)

INTRILLIGATOR M.D., Econometric models, techniques and applications (1978)

JORGENSON D.W., "Capital theory and investment behaviour", American Economic Review, Papers and Proceeding (1963)

KLEIN L.R. - SU V., "Direct estimates of unemployment rate and capacity utilization in macroeconomic models", International Economic Review (1979)

KMENTA J., Elements of econometrics (1971)

LAYARD P.R.G. - WALTERS A.A., Microeconomic theory (1978)

LESLIE D. - WISE J., "The productivity of hours in U.K. manufacturing and production industries", Economic Journal (1980)

MADDALA G.J., Econometrics (1977)

MCCARTHY M.D., "The theory of the firm equations in the Brookings and Wharton econometric models", The Brookings model: perspectives and recent developments, (eds.) Fromm G.-Klein L.R. (1975)

MIZON G.E., "Model selection procedures", Studies in modern economic analysis, (eds.) Artis M.-Nobay R. (1977)

NADIRI I.M., "The effects of relative prices and capacity on the demand for labour in the U.S. manufacturing sector", Review of Economic Studies (1968)

NADIRI I.M. - ROSEN S., "Interrelated factor demand functions", American Economic Review (1969)

NERLOVE M., Estimation and identification of Cobb-Douglas production functions (1965)

PALAZZI P. - PIACENTINI P., Domanda di lavoro e produttività nell'industria italiana (1980)

PEEL D.A. - WALKER I., "Short run employment functions, excess supply and the speed of adjustment: a note", Economica (1978)

REVANKAR N.S. - ZELLNER A., "Generalized production functions", Review of Economic Studies (1969)

RINGSTAD V., "Econometric analysis based on a production function with neutral variable scale elasticity", The Swedish Journal of Economics (1967)

ROBERTS C.J., "The demand for manpower: employment functions", Problems in manpower forecasting, (ed.) Wabe J.S. (1974)

SARGAN J.D., Testing for misspecification after estimating using instrumental variables, mimeo, London School of Economics (1976)

SARGAN J.D., "The consumer price equation in the postwar british economy: an exercise in equation specification testing", Review of Economic Studies (1980)

SYLOS LABINI P., Trade union, inflation and productivity (1974)

TATOM J.A., "The problem of procyclical real wages and productivity", Journal of Political Economy (1980)

WILDSMITH J.R., Managerial theories of the firm (1973)

WILSON R.A., "Comparative forecasting performance of disaggregated employment models", Applied Economics (1980)



