

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

Dinamica retributiva e differenziali salariali

di Andrea Gavosto e Paolo Sestito



Numero 153 - Luglio 1991

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

Dinamica retributiva e differenziali salariali

di Andrea Gavosto e Paolo Sestito

Numero 153 - Luglio 1991

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

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

Sommario

La conclusione di numerosi contratti di lavoro ha riproposto all'attenzione il tema dei legami tra retribuzioni in diversi settori dell'economia, dei comportamenti imitativi tra gli stessi e dei rischi di una spirale salari-salari. In questa ricerca si esamina la questione delle relazioni che legano la dinamica retributiva nei principali comparti contrattuali privati italiani, per il periodo che va dal 1959 al 1987. Il lavoro è diviso in tre parti. Nella prima si studiano le proprietà statistiche delle serie, in particolare la loro non stazionarietà. Nella seconda, utilizzando le tecniche di cointegrazione, vengono individuati i legami di lungo periodo tra i diversi comparti. Infine, tenendo conto di tali legami, viene condotta un'analisi di causalità nel senso di Granger, al fine di esaminare eventuali relazioni di tipo gerarchico tra le retribuzioni dei vari settori. L'analisi evidenzia come vi sia un legame di lungo periodo tra le retribuzioni nei diversi comparti, senza che però emerga un ruolo univoco di leadership per uno di questi. Piuttosto, sembrano esservi importanti influenze reciproche tra i vari settori.

Indice

Introduzione.....	p. 5
1. Dinamica salariale e differenziali retributivi tra settori.....	" 8
2. La stazionarietà delle serie.....	" 16
3. Legami di lungo periodo: un'analisi di cointegrazione	" 22
4. I legami gerarchici fra settori e la causalità nel senso di Granger.....	" 32
5. Conclusioni.....	" 37
Appendice A - Retribuzioni contrattuali e di fatto: il ruolo della composizione per qualifica.....	" 38
Appendice B - Analisi di stazionarietà.....	" 43
Appendice C - Analisi di cointegrazione.....	" 49
Bibliografia.....	" 55

Introduzione (*)

Negli ultimi mesi, la conclusione di alcuni importanti contratti di lavoro, pubblici e privati, ha riproposto all'attenzione il tema dei legami fra retribuzioni in diversi settori dell'economia. Da molte parti è stato infatti espresso il timore che elargizioni troppo generose in alcuni comparti (in particolare a favore dei dipendenti pubblici) potessero indurre comportamenti imitativi negli altri settori interessati da rinnovi contrattuali, innescando per questa via una spirale salari/salari, in sovrapposizione a quella tradizionale prezzi/salari.

La questione non è naturalmente nuova. Una delle regolarità empiriche del mercato del lavoro è che nel lungo periodo i differenziali retributivi intersettoriali non riflettono quelli nella crescita delle rispettive produttività. Sembrerebbe quindi esistere un legame di lungo periodo fra le retribuzioni dei vari settori, che giustifica la relativa omogeneità dei tassi di crescita.

Il legame può discendere o meno da un rapporto gerarchico fra i salari nei vari settori. In particolare, per l'Italia, sin dalla fine degli anni sessanta è stata opinione diffusa che alcuni comparti, in primis quello metalmeccanico, caratterizzati da maggior forza contrattuale, esercitassero

(*) Ringraziamo Andrea Borsari e Anna Maria Stellati per la collaborazione prestata; Giorgio Bodo, Ignazio Visco per gli utili commenti; Giuseppe Parigi per il prezioso aiuto nella programmazione delle stime e i numerosi suggerimenti forniti. Il lavoro è stato svolto congiuntamente dagli autori in ogni sua fase.

una funzione di vero e proprio traino nei confronti del resto dell'economia. Il processo di propagazione degli aumenti salariali sarebbe stato favorito dalla relativa (almeno rispetto ad altri paesi) sincronia dei rinnovi contrattuali e dall'esistenza di sindacati che tendevano a rappresentare gli interessi di tutti i lavoratori, non solo di quelli appartenenti ad un settore. Negli ultimi anni è forse mutata la percezione del comparto dominante (non più il metalmeccanico bensì la Pubblica amministrazione), ma l'esistenza di meccanismi "dimostrativi" o imitativi nei processi di contrattazione salariale raramente è stata messa in dubbio.

Questa visione si è riflessa sugli studi empirici del mercato del lavoro italiano, che generalmente prevedono un meccanismo di wage leadership, in cui i salari dei diversi settori sono funzione di quello della trasformazione industriale. Di conseguenza, una crescita di quest'ultimo viene velocemente propagata all'intero sistema, indipendentemente dalle condizioni di domanda e offerta dei singoli segmenti del mercato. Tuttavia questa interpretazione del processo di formazione delle retribuzioni appare alquanto schematica: è infatti possibile che fra i vari settori esistano delle influenze reciproche, assai più variegata di quanto preveda il modello di wage leadership. In particolare, non è detto che il settore che abbia esercitato la funzione di leader in un determinato periodo rimanga tale successivamente. Un importante corollario, dal punto di vista sia della rincorsa salariale sia dell'equità distributiva, è dato dall'esistenza o meno di differenziali intersettoriali costanti, in termini relativi, almeno nel lungo periodo.

Obiettivo di questo lavoro non è di stabilire se nell'attuale tornata contrattuale le retribuzioni pubbliche stiano effettivamente giocando il ruolo di first mover né tantomeno di formulare giudizi sull'opportunità, micro e macroeconomica, che gli incrementi salariali ottenuti in un settore vengano trasferiti al resto dell'economia, indipendentemente dall'evoluzione della produttività. Piuttosto, utilizzando i recenti progressi della tecnica econometrica, intendiamo riesaminare gli ultimi trenta anni di storia delle retribuzioni, verificando in primo luogo se vi sia effettivamente stato un legame "organico" fra di esse e quindi se tale legame abbia avuto natura gerarchica, per cui le retribuzioni industriali hanno costantemente fornito l'impulso alla crescita degli altri salari.

La nostra analisi si è concentrata sulle retribuzioni contrattuali orarie per operaio, per il periodo dal 1959 al 1987. Si sono considerati due raggruppamenti:

- le retribuzioni dei settori del commercio, delle costruzioni, dei trasporti e dell'industria in senso stretto, che per semplicità denomineremo "economia totale", sebbene non ne rappresentino che un sottoinsieme;
- le retribuzioni metalmeccaniche, alimentari, tessili e chimiche, che definiremo "industria in senso stretto".

Le retribuzioni contrattuali, da noi utilizzate, non rispecchiano esattamente l'evoluzione delle paghe complessivamente percepite dai lavoratori. Oltre ad escludere alcuni elementi, come la contrattazione integrativa aziendale, i premi individuali e gli effetti dell'incidenza dello straordinario, esse riflettono solo con ritardo i mutamenti di composizione per qualifica all'interno di

ciascuna categoria. Di conseguenza i risultati ottenuti vanno interpretati con cautela. Molti degli elementi che determinano un diverso andamento di retribuzioni contrattuali e di fatto sono però comuni a tutti i settori dell'economia: di conseguenza la nostra analisi dei legami intrasettoriali non dovrebbe risultare inficiata. In mancanza di informazioni dettagliate, abbiamo comunque cercato di avere un feeling dell'importanza dei fenomeni di composizione, utilizzando i dati relativi all'unico settore per cui disponiamo della distribuzione per qualifica, il metalmeccanico. I risultati, riportati nell'Appendice A, evidenziano come i mutamenti di composizione abbiano effettivamente avuto un peso notevole nella dinamica retributiva, specialmente negli ultimi anni. Questo è evidentemente un caveat da tenere ben presente e che potrebbe limitare la validità della nostra analisi

Il piano del lavoro è il seguente. Il primo paragrafo delinea la rilevanza teorica e empirica del problema esaminato e presenta i dati utilizzati. I tre paragrafi successivi sono dedicati, nell'ordine, all'analisi delle proprietà di stazionarietà delle singole serie, dei legami di lungo periodo fra di esse e della natura gerarchica o meno della relazione. Le tecniche econometriche impiegate (analisi di stazionarietà e di cointegrazione) sono succintamente esposte in apposite Appendici.

1. Dinamica salariale e differenziali retributivi tra settori

Il nostro obiettivo è di sottoporre a verifica empirica l'ipotesi di wage leadership che, negli anni passati, è stata alla base di numerose interpretazioni dei

meccanismi di formazione delle retribuzioni¹, fra cui quella del Modello Trimestrale della Banca d'Italia². In estrema sintesi, l'ipotesi di wage leadership si fonda sull'esistenza di un ordine gerarchico fra i salari, per cui variazioni delle retribuzioni in un settore, solitamente quello della trasformazione industriale, vengono trasmesse pressoché integralmente agli altri comparti. In altre parole, le dinamiche salariali dei settori non industriali risultano determinate da quanto accade nella trasformazione industriale, senza che entrino in gioco fattori di domanda e offerta specifici di ciascun settore³.

L'esistenza di tale "effetto di trascinamento", sebbene abbia una certa plausibilità alla luce della storia del movimento sindacale italiano, non appare del tutto fondata da un punto di vista teorico: non è infatti chiaro perché, ad esempio, i salari dei trasporti non debbano risentire dei fattori specifici di quel settore, come la

1. Si veda ad esempio Zandano (1982). L'origine teorica di tale ipotesi risiede nel cosiddetto modello scandinavo di inflazione: si veda Aukrust (1970).

2. Si veda Banca d'Italia (1986).

3. In realtà il modello trimestrale della Banca d'Italia presenta dei correttivi a tale schema: la retribuzione nei servizi destinabili alla vendita è infatti funzione del tasso di disoccupazione, oltre che del salario industriale. Empiricamente, la somma dei due effetti negativi della disoccupazione, quello diretto e quello indiretto attraverso la retribuzione industriale, contribuisce a spiegare la riduzione, in termini relativi, dei salari nei servizi. Le retribuzioni nel settore agricolo e in quello energetico presentano poi un'elasticità, rispettivamente superiore e inferiore all'unità, rispetto alla retribuzione industriale, in modo da tener conto dei mutamenti avvenuti nei differenziali intersettoriali.

capacità di pressione del sindacato o le variazioni nella composizione degli occupati. Inoltre, risulta difficile spiegare per questa via il progressivo avvicinamento delle retribuzioni dei diversi comparti che, anche al di là dell'appiattimento dovuto al punto unico di contingenza, ha caratterizzato il sistema retributivo italiano.

Si può dunque pensare che l'insieme delle interrelazioni fra i vari salari sia in realtà più ricco di quanto l'assunzione di wage leadership non consenta di analizzare e che, se un legame esiste, esso operi in molteplici direzioni. La nostra idea è che, nel condurre le trattative, in ciascun settore le parti osservino l'andamento di tutti gli altri contratti, conclusi o meno, oltre a tener conto di fattori specifici al comparto. Questo atteggiamento può discendere o da meccanismi di contratti sovrapposti, quali quelli ipotizzati da Taylor, o dall'esistenza di un sindacato che è di fatto "unico" per tutta l'economia. In quest'ultimo caso, il restringimento dei differenziali tra settori potrebbe essere dovuto al peso che il sindacato attribuisce all'eguaglianza retributiva fra settori. In linea di principio, l'esame di questi ed altri aspetti del meccanismo di formazione delle retribuzioni richiederebbe informazioni a livello aziendale, così da poter distinguere fra le determinanti delle retribuzioni derivanti da condizioni generali di mercato e quelle peculiari all'impresa. Tuttavia dati così dettagliati non sono attualmente disponibili. Di conseguenza, abbiamo utilizzato per il nostro lavoro le serie storiche delle retribuzioni contrattuali orarie per operaio, che hanno il pregio di risalire all'inizio degli anni sessanta.

Le retribuzioni contrattuali includono l'indennità di contingenza e le risultanze dei contratti collettivi di lavoro di categoria; non considerano invece gli effetti della contrattazione integrativa aziendale né le componenti "individuali" delle retribuzioni, quali i premi di merito e le forme di profit-sharing. Le serie fanno riferimento ai comparti contrattuali e sono quindi diversi dai settori di attività della classificazione Nace. Attualmente gli indici hanno base uguale a 100 nel 1982, riflettendo la composizione per qualifica di quell'anno; nel periodo da noi considerato vi sono stati altri due cambiamenti di base, a cui hanno corrisposto altrettante rettifiche della composizione per qualifiche. Le serie sono disponibili a frequenza mensile; tuttavia ai fini dell'esame delle caratteristiche di lungo periodo, il contributo informativo delle frequenze più elevate delle serie è modesto. Per questa ragione si sono considerate medie trimestrali, prendendone poi il logaritmo in modo da analizzare l'andamento dei differenziali in termini relativi e non assoluti. Non si è invece proceduto alla destagionalizzazione, dato che l'uso di filtri avrebbe alterato i risultati dei test di stazionarietà; ove necessario, si è fatto uso di dummies stagionali. Oggetto dell'analisi sono stati due gruppi di serie retributive riguardanti:

- l'economia totale, distinguendo tra commercio, costruzioni, trasporti ed industria in senso stretto⁴;
- l'industria in senso stretto, suddividendo tra metalmeccanica, alimentare, tessile e chimica.

4. I settori del commercio e dei trasporti includono anche gli alberghi e i pubblici esercizi il primo, le comunicazioni il secondo.

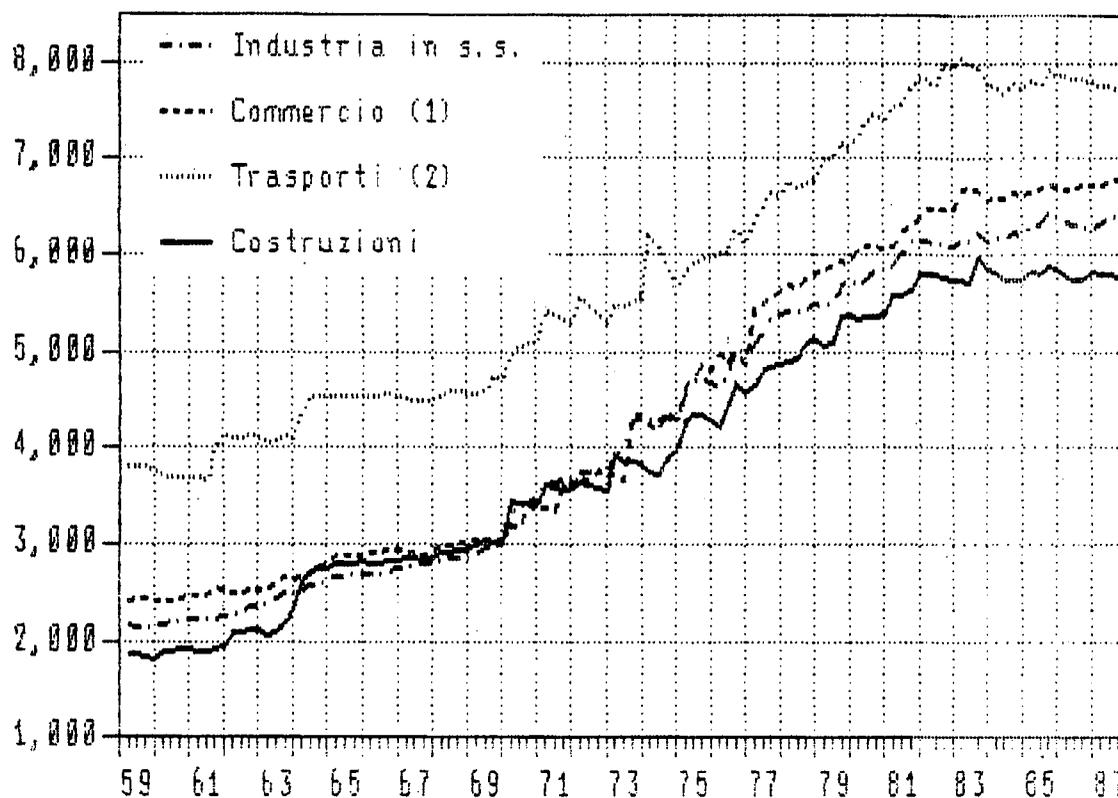
Nelle Figure 1.1 e 1.2 vengono presentati i dati utilizzati per i due raggruppamenti. Per il primo gruppo, assumendo l'indice delle retribuzioni dell'industria in senso stretto quale numeraire, si può notare come gli altri salari, ad eccezione delle costruzioni, se ne siano progressivamente discostati. Il fenomeno è particolarmente evidente fino al 1973-74, almeno per le retribuzioni del commercio; i salari contrattuali dei trasporti sembrano invece aver continuato la loro "deriva" sino ai giorni nostri. Tenuto conto dei livelli assoluti di partenza delle serie, si evidenzia un processo di riduzione dei differenziali tra settori. Un quadro sostanzialmente analogo emerge dalla Figura 1.2 dove i salari all'interno dell'industria in senso stretto sono rappresentati in termini dell'indice della retribuzione metalmeccanica. Anche qui gli scostamenti sono particolarmente forti negli anni sessanta e settanta, salvo attenuarsi nell'ultimo decennio.

L'appiattimento dei differenziali retributivi non può essere visto unicamente come una conseguenza del meccanismo di contingenza a punto unico, in opera dal 1977 al 1986. Così si trascurerebbe di considerare quanto successo negli anni precedenti, quando i sindacati esplicitamente perseguivano politiche di incrementi salariali in cifra fissa eguali per tutti⁵. Dall'analisi grafica è infatti evidente come l'appiattimento sia già presente negli anni sessanta e sia più marcato proprio in tutto il periodo sino alla fine degli

5. Per una esposizione dell'appiattimento retributivo avutosi già prima del periodo di punto unico di contingenza si rimanda a Filosa-Visco (1980) e alle opere ivi citate.

Fig. 1.1

RETRIBUZIONI ORARIE PER OPERAIO
INTERA ECONOMIA
(dati trimestrali - lire 1982)

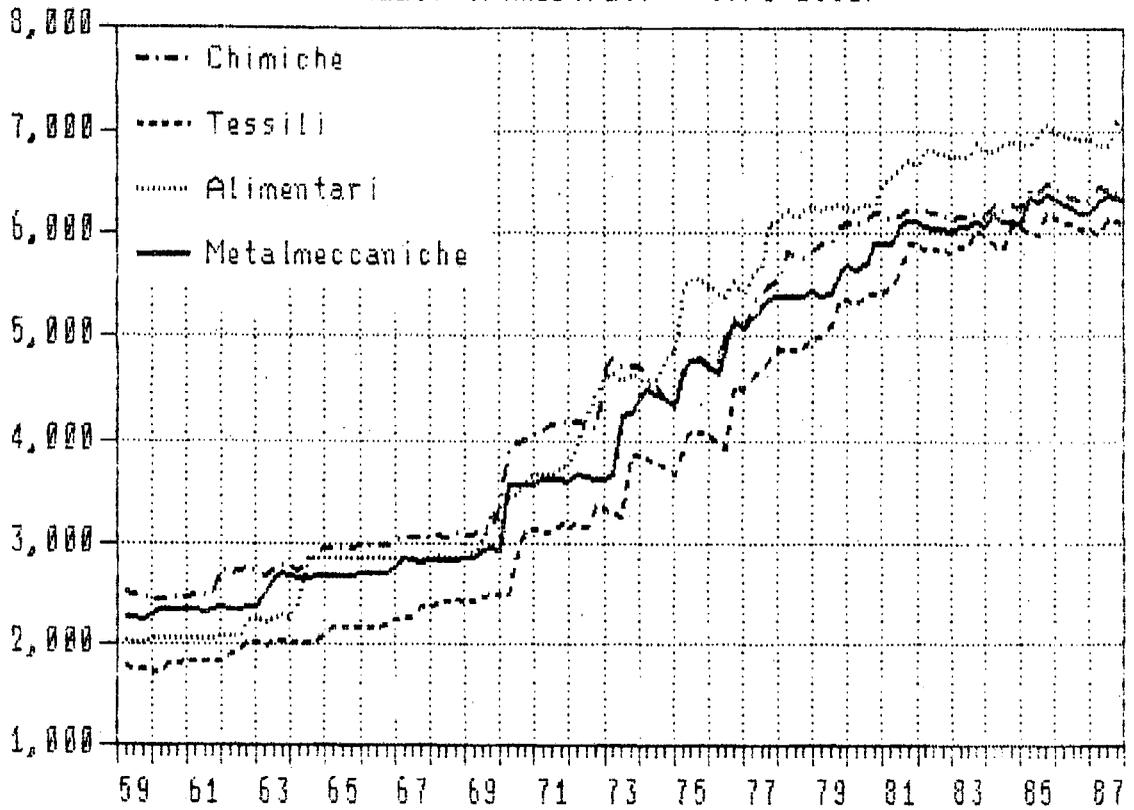


(1) Il settore commercio include pubblici esercizi e alberghi.

(2) Il settore trasporti include le comunicazioni.

Fig. 1.2

RETRIBUZIONI ORARIE PER OPERAIO
INDUSTRIA IN SENSO STRETTO
(dati trimestrali - lire 1982)



anni settanta.

Un'indagine sulle ragioni di tale riavvicinamento delle retribuzioni richiederebbe la formulazione di un vero e proprio modello economico, che esula dagli obiettivi di questo lavoro. Ai nostri fini è infatti sufficiente individuare una qualche relazione di lungo periodo tra i salari nei vari settori, qualunque ne siano state le determinanti, così da poter esaminare in maniera efficiente la questione della wage leadership⁶. Riteniamo tuttavia che, in prima approssimazione, la causa dell'appiattimento salariale possa essere ricercata nel notevole peso che il sindacato ha attribuito in questi anni all'obiettivo dell'uguaglianza salariale, sia all'interno di ciascun settore sia fra comparti diversi. In ultima analisi, infatti, anche l'operare del meccanismo di contingenza a punto unico va ricollegato alle scelte effettuate in proposito dal movimento sindacale. Rilevanti dovrebbero inoltre essere stati gli effetti legati alla modifica della composizione per qualifica dell'occupazione (in particolare la riduzione del peso dell'occupazione femminile nel tessile e nell'alimentare)⁷.

Per quanto concerne gli anni ottanta, la tendenza al riavvicinamento tra le retribuzioni dei diversi settori appare alquanto più ridotta, specie ove si consideri

6. Si rimanda in proposito alle sezioni successive, in cui vengono esposti i legami tra VAR e cointegrazione.

7. Gli indici delle retribuzioni contrattuali, essendo a pesi fissi, risentono comunque solo in ritardo di tali variazioni. Sul ruolo delle qualifiche si rimanda peraltro all'Appendice A.

l'industria in senso stretto. Anche l'analisi dei salari contrattuali sembra perciò confermare il giudizio secondo cui si sarebbe in ultimo assistito a una progressiva riapertura del ventaglio retributivo⁸. Per l'economia nel suo complesso, la prosecuzione del restringimento dei differenziali intersettoriali è apparentemente più marcata, essendo legata alla perdita di terreno dei trasporti negli ultimi anni⁹.

L'analisi è così strutturata: nel prossimo paragrafo le serie sono sottoposte a un esame statistico per accertarne la stazionarietà; nel terzo si è cercato di verificare l'esistenza di legami di lungo periodo fra determinati raggruppamenti di serie; infine (par. 4) si è provveduto ad esaminare, tenendo conto dei legami di lungo periodo esistenti, eventuali relazioni di causalità econometrica anche nel breve periodo. La ricerca è peraltro da ritenersi preliminare, in particolare per quanto concerne l'analisi relativa ai legami esistenti nel lungo periodo. In proposito le tecniche da noi utilizzate testimoniano il progressivo mutamento dei differenziali salariali tra settori senza però individuarne le determinanti:

2. La stazionarietà delle serie.

Tutte le serie sono state inizialmente sottoposte a un esame di stazionarietà, al fine di determinarne il

8. Si vedano in proposito i rapporti ASAP degli ultimi anni (1986, 1987 e 1988), Dell'Aringa e Presutto (1986) e il rapporto della Commissione Carniti (Ministero del lavoro (1988)).

9. Questo settore ha però recuperato terreno proprio nel corso del 1989, escluso dalla nostra analisi.

comportamento di lungo periodo. In pratica, si è tentato di discriminare fra due ipotesi alternative: che le serie possano essere descritte come fluttuazioni cicliche intorno a un trend deterministico oppure che, al contrario, siano generate da una successione di shock aleatori, senza alcuna tendenza a tornare verso un valor medio di lungo periodo.

E' risultato che non è possibile rigettare l'ipotesi che le serie siano non stazionarie. I test sono descritti nell'Appendice B. L'analisi di stazionarietà richiede una procedura abbastanza complessa e gravosa. Il problema risiede nel fatto che è estremamente difficile discriminare fra una serie caratterizzata da un processo autoregressivo con un coefficiente elevato (diciamo superiore a 0,95) anche se inferiore all'unità e una non stazionaria. Per questo motivo, occorre procedere con molta cautela, utilizzando diversi test (nel nostro caso, quelli di Sargan-Barghava, di Schmidt-Phillips e di Dickey-Fuller) e, soprattutto, individuando con chiarezza a ogni passo l'ipotesi alternativa che si vuole contrapporre a quella di non stazionarietà. Solo così è possibile garantire una certa affidabilità dei risultati, benché la potenza statistica dei test rimanga bassa. Dall'esame delle Tavole 2.1 e 2.2 emerge come per tutte le serie considerate la descrizione più plausibile sia quella di un random walk con drift.

Il risultato di non stazionarietà rispetto ad un trend deterministico, abbastanza prevedibile per i salari nominali, è particolarmente interessante avendo qui analizzato i salari reali, ottenuti usando come deflatore

Analisi di stazionarietà: procedure Sargan-Barghava
e Schmidt-Phillips
(retribuzioni reali - periodo: 1959 I - 1987 IV)

Comparti	Test di Sargan-Barghava				Test di Schmidt-Phillips
	R1	R2	N1	N2	Z
Metalmeccanica	0.006	0.073	0.002	0.061(*)	-1.42
Alimentare	0.004	0.043	0.001	0.027(*)	-1.44
Tessile	0.005	0.072	0.002	0.062(*)	-1.08
Chimica	0.006	0.065	0.002	0.051(*)	-1.52
Commercio	0.005	0.057	0.002	0.057(*)	-0.74
Costruzioni	0.005	0.097	0.001	0.040(*)	-1.60
Trasp. e comun.	0.008	0.108	0.002	0.077(*)	-1.50
Industria s.s.	0.003	0.032	0.001	0.024(*)	-0.97

(*) Indica significatività al 5%

Legenda: Le ipotesi nulle dei test di Sargan-Barghava sono le seguenti:

	H_0	H_1	
R1:	$\Delta y_t = \varepsilon_t$	$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$	$ \rho < 1$
R2:	$\Delta y_t = b + \varepsilon_t$	$y_t - b_t = \mu + \rho [y_{t-1} - b(t-1)]$	$ \rho < 1$
N1:	come R1	come R1	ρ non ristretto
N2:	come R2	come R2	ρ non ristretto

Per il test di Schmidt-Phillips si veda l'Appendice B.

Tav. 2.2a

Analisi di stazionarietà: procedura Dickey-Fuller
(retribuzioni reali - periodo: 1959 I - 1987 IV)

Comparti	τ_τ	τ_μ	τ	$\tau_{\beta t}$	ϕ_3	$\tau_{\alpha t}$	ϕ_2	Trend ₃	Cost ₃	Cost ₂	ϕ_1
Metalmeccanica	-1.45	-0.9	-3.45	1.30	1.25	-0.09	4.52	-0.63	2.22	3.32	5.89
Alimentare	-1.09	-1.30	-3.44	0.83	1.19	-0.36	4.18	-1.09	2.57	3.18	5.94
Tessile	-1.46	-0.83	-3.86	1.35	1.26	0.21	5.59	-0.61	2.44	3.77	7.42
Chimica	-1.48	-0.98	-3.08	1.30	1.33	-0.29	3.76	-0.69	2.06	2.92	4.76
Commercio	-0.90	-0.81	-3.02	0.77	0.62	0.23	3.22	-0.66	2.32	2.91	4.54
Costruzioni	-1.48	-1.55	-3.89	1.20	1.93	-0.63	5.64	-1.29	2.92	3.59	7.71
Trasp. e comun.	-1.00	-1.54	-3.39	0.80	1.51	-0.85	4.25	-1.42	2.86	3.11	6.08
Industria s.s.	-0.31	-1.22	-4.98	0.11	0.74	0.09	8.12	-1.18	3.54	4.80	12.27

Legenda: I tre modelli stimati e i relativi test sono presentati nell'Appendice B.

Tav. 2.2b

Analisi di stazionarietà: procedura Dickey-Fuller
(autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Comparti	Lag	Mod 3		Mod 2		Mod 1	
		MLM(1)	MLM(4)	MLM(1)	MLM(4)	MLM(1)	MLM(4)
Metalmeccanica	1	0.01	0.04	0.36	0.22	0.36	0.23
Alimentare	1	0.00	0.58	0.02	0.97	0.04	1.01
Tessile	1	0.47	1.11	1.79	0.45	1.74	0.48
Chimica	1	0.52	0.06	0.54	0.07	0.61	0.08
Commercio	6	0.82	1.93	0.67	1.61	0.72	1.75
Costruzioni	1	0.08	0.22	0.07	0.01	0.18	0.10
Trasp. e comun.	6	0.19	1.96	0.01	1.95	0.07	1.90
Industria s.s.	1	0.23	1.23	0.26	1.12	0.27	1.14

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tav. 2.2a. I test presentati sono Modified Lagrange Multiplier, distribuiti come una F.

l'indice sindacale¹⁰. Infatti l'implicazione è che ogni shock, positivo o negativo, non tende a esaurire il proprio effetto dopo un determinato lasso di tempo, ma viene recepito in permanenza nel livello della retribuzione reale, sicché il valore corrente della variabile rappresenta la nuova base di partenza della serie. Questo risulta vero, non solo in occasione di alcuni eventi particolari, quali l' "autunno caldo", che hanno modificato permanentemente il livello delle retribuzioni nel nostro paese¹¹, ma è più in generale una proprietà statistica delle serie esaminate, a fronte di ogni innovazione, sia essa causata da fattori tecnologici, di domanda o attinenti alle relazioni industriali.

Occorre tuttavia notare che la non stazionarietà delle retribuzioni non è necessariamente sinonimo di una loro rigidità: questo tipo di analisi univariata non consente infatti di determinare la risposta dei salari a variazioni dei prezzi o del tasso di disoccupazione. In particolare, non

10. L'indice sindacale, utilizzato per il computo dell'indennità di contingenza, è divenuto progressivamente meno rappresentativo della struttura dei consumi delle famiglie di operai e impiegati. Peraltro nel più lungo periodo non risultano esservi profonde discrepanze tra indice sindacale e altre misure dei prezzi al consumo; nel breve periodo poi la correlazione tra indice sindacale e retribuzioni contrattuali risulta particolarmente elevata dato l'operare del meccanismo di scala mobile.

11. A questo proposito abbiamo anche considerato nei nostri test la possibilità che le serie fossero stazionarie intorno a un trend, una volta tenuto conto di una frattura delle serie in uno dei trimestri del 1970. Questo è equivalente a considerare l'"autunno caldo" come un evento unico. Anche in questo caso, tuttavia, le serie sono risultate non stazionarie. Per uno studio sulla non stazionarietà in presenza di trend segmentati si veda Rappoport e Reichlin (1989).

permette di enucleare i fattori sottostanti la crescita del salario reale. Va perciò enfatizzato come questo risultato non sia di per sé incompatibile con la abituale specificazione della curva di Phillips: la sola implicazione è che una delle variabili sottostanti la dinamica del salario reale sia a sua volta non stazionaria¹².

3. Legami di lungo periodo: un'analisi di cointegrazione.

Una serie non stazionaria ha per definizione una varianza infinita; inoltre, infinito è il tempo atteso perchè la serie ritorni al valore di partenza. Si potrebbe pertanto pensare che serie non stazionarie, anche se legate da una certa relazione all'origine, tendano a divergere indefinitamente e che sia impossibile rintracciare un legame di lungo periodo fra di esse. E' stato tuttavia dimostrato (Granger 1981, Engle e Granger 1987) che, dato un insieme di serie non stazionarie, può esistere una loro combinazione lineare che è stazionaria. Se questo è il caso, le serie in questione vengono dette cointegrate. Da un punto di vista economico, tale combinazione lineare (detta relazione di cointegrazione) rappresenta la relazione di equilibrio fra le serie: infatti, essendo stazionaria, oscilla intorno a un valore costante. Ogni volta che una delle variabili sotto osservazione è soggetta ad un disturbo, e pertanto si discosta dal punto d'equilibrio con le altre variabili, le forze economiche sottostanti faranno sì che tale relazione venga ristabilita in tempi più o meno brevi. In altre parole, se l'andamento di una singola serie non stazionaria è per

12. Ad esempio la produttività del lavoro.

definizione aleatorio, è tuttavia possibile individuare la legge che governa il moto dell'intero sistema di variabili d'interesse, provvedendo a mantenere un determinato legame fra di esse nel lungo periodo. Questo è inoltre condizione sufficiente affinché vi siano dei nessi di causalità, nel senso di Granger, fra le serie, con una direzione peraltro non determinabile considerando soltanto i legami di lungo periodo.

L'esistenza di relazioni di cointegrazione è stata oggetto di numerosi studi negli ultimi anni. Tuttavia la maggior parte di questi lavori si è soffermata sull'esame della relazione (che, se esistente, si può dimostrare essere unica) fra due sole variabili. Il nostro caso è più complesso, in quanto vogliamo stabilire l'esistenza di legami di lungo periodo fra gruppi di serie non stazionarie, le retribuzioni di quattro comparti dell'industria in senso stretto, in un caso, e quelle di quattro settori nel complesso dell'economia, nell'altro. Per un numero di serie superiore a due, infatti, la relazione di cointegrazione non è necessariamente unica (nel caso di quattro variabili, possono esistere fino a tre relazioni). Le tecniche di analisi comunemente utilizzate (ad esempio Engle e Granger 1987 o Campbell 1987), basate sulla stima di singole equazioni, non consentono di individuare in modo efficiente molteplici relazioni di cointegrazione. Di conseguenza, abbiamo fatto ricorso, oltre ai consueti test di Engle a Granger, a una metodologia recentemente elaborata da Johansen e Juselius. La procedura, illustrata nell'Appendice C, si fonda sulla stima di massima verosimiglianza di un sistema dinamico concernente tutte le variabili considerate e comprendente termini in livello oltre che in differenze

prime. Trattandosi di una stima di sistema, essa risulta più efficiente di quelle uniequazionali utilizzate normalmente. Dalla decomposizione spettrale della matrice di varianza e covarianza, è possibile determinare, attraverso opportuni test, sia il numero di relazioni di cointegrazione esistenti sia i coefficienti di tali relazioni. E' inoltre possibile stabilire la presenza di costanti e trend deterministici e valutare l'esistenza di restrizioni sui parametri delle relazioni di cointegrazione.

I risultati ottenuti sono riportati nelle Tavv. 3.1 - 3.4. La prima presenta la metodologia à la Granger-Engle, opportunamente adattata al caso di più di due variabili, mentre le altre quella di Johansen-Jaseliyas. L'Appendice C descrive meglio la "chiave di lettura" delle tavole. Qui è sufficiente riassumere le risultanze empiriche dell'analisi: - per quel che riguarda i salari all'interno dell'industria in senso stretto¹³, sono state individuate due relazioni di cointegrazione¹⁴;

13.L'analisi, come per l'esame della stazionarietà, è stata condotta sulle retribuzioni reali. E'indifferente, nel caso da noi analizzato, parlare di salari nominali o reali, in quanto tutte le variabili sono state deflazionate con lo stesso indice, vale a dire l'indice sindacale. Tuttavia l'ordine di grandezza dei coefficienti della relazione di cointegrazione può essere leggermente diverso nei due casi, in quanto, nel caso dei salari reali, si sta implicitamente inserendo nelle stime un ulteriore regressore (l'indice sindacale), con un vincolo sul coefficiente.

14.La relazione di cointegrazione corrispondente all'autovalore massimo (si veda ancora l'Appendice C) è fortemente significativa in tutti i casi esaminati; la seconda relazione è viceversa al margine della significatività. Nel caso particolare di trend lineare ristretto a zero (caso b), equivalente ad avere una costante nella relazione di

**Analisi di cointegrazione: procedura di Granger-Engle
(retribuzioni reali: periodo 1959 I - 1987 IV)**

Variabile dipendente	Lag	MLM(1)	MLM(4)	CRDW	DF	ADF
Metalmeccanico	2	0.01	0.32	0.88	-5.65	-4.11
Alimentare	2	0.19	0.19	0.30	-3.14	-3.57
Tessile	2	2.72	1.99	1.01	-6.21	-4.14
Chimico	2	0.01	1.27	0.45	-3.81	-3.16

Equazione statica:

$$wm = -0.14 + 0.13 wal + 0.56 wt + 0.17 wch$$

Variabile dipendente	Lag	MLM(1)	MLM(4)	CRDW	DF	ADF
Commercio	4	0.08	2.47	0.51	-4.01	-2.46
Costruzioni	4	1.55	1.02	0.31	-3.22	-2.44
Trasporti	4	0.15	0.05	0.52	-4.10	-2.96
Industria s.s.	4	1.48	0.15	0.31	-3.03	-2.47

Equazione statica:

$$wiss = 0.60 + 0.61 wcm + 0.03 wtr + 0.39 wcs$$

Legenda:

wm = retribuzione reale metalmeccanica
 wal = " " alimentare
 wt = " " tessile
 wch = " " chimica
 wiss = " " industria s.s.
 wcm = " " commercio
 wtr = " " trasporti e comunicazioni
 wcs = " " costruzioni

Analisi di cointegrazione: procedura di Johansen
 (retribuzioni reali - periodo: 1959 I - 1987 IV)
 Caso a: Trend lineare non ristretto

λ	0.01	0.09	0.16	0.22
Comparti	Autovettori			
Metalmeccanica	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
Alimentare	-0.24	-0.47	0.94	0.32
Tessile	0.96	0.56	-0.61	1.17
Chimica	-1.41	0.96	0.66	-0.83

<u>Ipotesi</u>	<u>Test</u>	<u>Valore critico al 95%</u>
H_3	1.64	8.18
H_2	12.53	17.95
H_1	32.43	31.53
H_0	60.43	48.28

Ipotesi nulla

H_3 = al massimo 3 vettori di cointegrazione

H_2 = al massimo 2 vettori di cointegrazione

H_1 = al massimo 1 vettore di cointegrazione

H_0 = al massimo 0 vettori di cointegrazione

Ipotesi alternativa

H_3 = 4 vettori di cointegrazione

H_2 = 3 vettori di cointegrazione

H_1 = 2 vettori di cointegrazione

H_0 = 1 vettore di cointegrazione

Tav. 3.2b

Analisi di cointegrazione: procedura di Johansen
(retribuzioni reali - periodo: 1959 I - 1987 IV)
Caso b: Trend lineare ristretto a zero

λ	0.00	0.08	0.09	0.19	0.27
Comparti	Autovettori				
Metalmecchanica	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
Alimentare	0.56	0.98	-0.53	0.53	0.09
Tessile	-2.27	-3.61	0.71	0.53	1.89
Chimica	1.27	4.69	0.82	-0.29	-1.44
Costante	-2.76	1.04	0.02	-0.25	-0.55

<u>Ipotesi</u>	<u>Test</u>	<u>Valore critico al 95%</u>
H_3	9.86	9.24
H_2	20.78	19.96
H_1	44.73	34.91
H_0	80.61	53.12

Ipotesi nulla

H_3 = al massimo 3 vettori di cointegrazione

H_2 = al massimo 2 vettori di cointegrazione

H_1 = al massimo 1 vettore di cointegrazione

H_0 = al massimo 0 vettori di cointegrazione

Ipotesi alternativa

H_3 = 4 vettori di cointegrazione

H_2 = 3 vettori di cointegrazione

H_1 = 2 vettori di cointegrazione

H_0 = 1 vettore di cointegrazione

Tav. 3.3a

Analisi di cointegrazione: procedura di Johansen
(retribuzioni reali - periodo: 1959 I - 1987 IV)
Caso a: Trend lineare non ristretto

λ	0.00	0.02	0.06	0.18
Comparti	Autovettori			
Industria s.s.	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
Commercio	1.29	-4.37	-1.23	0.59
Trasp. e comun.	-1.89	11.32	0.81	0.45
Costruzioni	0.94	-3.64	1.73	0.15

<u>Ipotesi</u>	<u>Test</u>	<u>Valore critico al 95%</u>
H_3	0.005	8.18
H_2	1.94	17.95
H_1	8.97	31.53
H_0	31.51	48.28

Ipotesi nulla

H_3 = al massimo 3 vettori di cointegrazione

H_2 = al massimo 2 vettori di cointegrazione

H_1 = al massimo 1 vettore di cointegrazione

H_0 = al massimo 0 vettori di cointegrazione

Ipotesi alternativa

H_3 = 4 vettori di cointegrazione

H_2 = 3 vettori di cointegrazione

H_1 = 2 vettori di cointegrazione

H_0 = 1 vettore di cointegrazione

Tav. 3.3b

Analisi di cointegrazione: procedura di Johansen
(retribuzioni reali - periodo: 1959 I - 1987 IV)
Caso b: Trend lineare ristretto a zero

λ	0.00	0.009	0.06	0.12	0.33
Comparti	Autovettori				
Industria s.s.	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
Commercio	0.41	0.86	-1.38	-0.53	0.78
Trasp. e Comun.	0.40	-0.31	-0.24	1.03	-0.03
Costruzioni	0.18	0.41	2.61	0.67	0.29
Costante	-0.05	-0.02	-0.02	0.36	0.01

<u>Ipotesi</u>	<u>Test</u>	<u>Valore critico al 95%</u>
H_3	1.03	9.24
H_2	7.76	19.96
H_1	21.69	34.91
H_0	66.34	53.12

Ipotesi nulla

H_3 = al massimo 3 vettori di cointegrazione

H_2 = al massimo 2 vettori di cointegrazione

H_1 = al massimo 1 vettore di cointegrazione

H_0 = al massimo 0 vettori di cointegrazione

Ipotesi alternativa

H_3 = 4 vettori di cointegrazione

H_2 = 3 vettori di cointegrazione

H_1 = 2 vettori di cointegrazione

H_0 = 1 vettore di cointegrazione

Analisi di cointegrazione: procedura di Johansen
(autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Comparti	Lag	MLM (1)	MLM (4)
Metalmeccanico	2	0.02	0.60
Alimentare	2	2.01	1.36
Tessile	2	0.08	0.49
Chimico	2	0.04	0.03
Commercio	3	3.58	0.02
Costruzioni	3	0.22	1.17
Trasp. e Comun.	3	2.10	0.002
Industria s.s.	3	0.002	0.81

Legenda: Il riferimento è alle tavole 3.2 e 3.3.

- per i quattro comparti dell'economia totale la conclusione è meno netta. Nel caso di trend lineare non ristretto non esiste alcuna relazione di lungo periodo; se viceversa imponiamo che il coefficiente del trend sia eguale a zero, abbiamo una relazione di cointegrazione. Anche giudicando dai valori stimati dei coefficienti di lungo periodo, l'ambiguità sembrerebbe discendere dal comportamento dei salari dei trasporti, che, nel periodo in esame, mostrano una dinamica differenziata da quella degli altri settori.

- sia per le retribuzioni dell'industria in senso stretto sia per quelle dell'economia totale, viene rigettata l'ipotesi che le relazioni di cointegrazione individuate siano tali da avere differenziali salariali costanti¹⁵.

L'analisi econometrica suggerisce dunque che, all'interno di entrambi i raggruppamenti, esiste almeno una relazione di lungo periodo a cui le retribuzioni tendono a far ritorno dopo aver subito uno shock. Tenuto conto del

(Continuazione nota 14 dalla pagina precedente)
cointegrazione, è possibile individuare una terza relazione significativa.

15. Trattandosi di variabili di molto cresciute nel tempo, i differenziali di interesse sono quelli relativi. I differenziali relativi si riferiscono ai rapporti percentuali tra le retribuzioni dei diversi comparti. Nel caso di due settori A e B, si parlerà pertanto di costanza dei differenziali relativi qualora $W_A = KW_B$, dove K è una costante qualsiasi maggiore di zero. La costanza dei differenziali è stata verificata mediante un test proposto da Johansen, che consiste nel confrontare le stime di massima verosimiglianza ottenute pre-moltiplicando il vettore dei coefficienti per un'opportuna matrice di restrizioni con quelle risultanti dalla stima non vincolata. Il test, del tipo likelihood ratio, è distribuito come un χ^2 . Nei casi da noi esaminati, la restrizione è stata respinta.

livello delle retribuzioni nell'anno base e dei valori dei coefficienti ottenuti, si osserva però che tale relazione è caratterizzata da un progressivo appiattimento dei differenziali retributivi. In altre parole, se si cerca di esprimere ciascuna retribuzione come una media ponderata delle altre, la somma dei pesi non risulterà eguale a uno, ma per alcune eccederà l'unità mentre per altre sarà a essa inferiore. In particolare, nell'ambito dell'industria in senso stretto, alimentari e tessili, che sono i settori a "bassi" salari, mostrano una tendenza ad avvicinarsi alle retribuzioni dei metalmeccanici e dei chimici. Per l'economia totale, come detto, le conclusioni sono assai meno nette, a seguito del particolare andamento del comparto dei trasporti. Tuttavia, anche trascurando quest'ultimo, nell'unica relazione di cointegrazione identificata (quella comprendente la costante, ovvero con il coefficiente del trend del VAR posto uguale a zero) è individuabile una tendenza all'appiattimento delle retribuzioni. I risultati econometrici conferiscono quindi robustezza statistica a quanto era già possibile inferire da un confronto a gruppi di due delle serie in esame.

4. I legami gerarchici fra settori e la causalità nel senso di Granger.

L'analisi di cointegrazione consente dunque di stabilire l'esistenza di un legame di lungo periodo fra le serie esaminate. Questo tuttavia non permette ancora di dare una risposta al nostro quesito iniziale, ovvero se esista un ordine gerarchico nella determinazione dei salari. L'individuazione di una relazione d'equilibrio è infatti compatibile sia con un modello di wage leadership, in cui la

retribuzione industriale funga da punto di riferimento per i salari dell'intera economia, sia con un modello in cui le retribuzioni si influenzino vicendevolmente.

Un'analisi di causalità nel breve periodo consente però di discriminare tra queste due ipotesi. Il concetto di Granger-causalità, che qui verrà utilizzato, non è equivalente al concetto di causa-effetto, quale viene comunemente inteso nelle scienze fisiche. La Granger-causalità, infatti, ci dice unicamente se i valori presenti e passati di una serie x "aiutano" o meno a predire l'andamento futuro di una serie y ¹⁶. Tecnicamente, questo tipo di analisi può essere effettuata stimando un VAR (Vector Auto Regression) a cui abbiamo imposto l'eventuale legame di cointegrazione, e verificando successivamente le restrizioni di esclusione dei vari blocchi di variabili di interesse.

I risultati sono riportati nelle Tavole 4.1 e 4.2. Ci limitiamo a presentare i nessi di causalità à la Granger per le retribuzioni reali dell'intera economia, che forniscono un immediato riscontro empirico all'ipotesi di wage leadership. Poichè dalla precedente analisi di cointegrazione emergevano due casi, a seconda che si vincolasse o meno il termine di drift (il trend lineare) nel VAR, anche nell'analisi di causalità vengono considerate due ipotesi. Nella prima (Tavola 4.1) vengono inclusi i termini in livello (al terzo ritardo) e viene loro imposta la relazione di cointegrazione individuata nel caso di trend lineare vincolato. Infatti, nel

16. Si dice che y è causata nel senso di Granger da x se $f(y_t | v_{t-1}, \dots, y_{t-n})$ è diverso da $f(y_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-n}, x_{t-1}, \dots, x_{t-n})$ dove $f(.|.)$ è la funzione di densità condizionale.

Analisi di causalità alla Granger:
restrizioni di esclusione

Caso a: con vincolo di cointegrazione

<u>causata</u> che causa	Commercio	Costruzioni	Trasporti	Industria s.s.
Commercio	8.41 (*)	0.18	9.59 (*)	0.29
Costruzioni	9.90 (*)	2.03	0.74	0.63
Trasporti	3.15 (*)	0.56	4.36 (*)	0.91
Industria s.s.	3.10 (*)	2.67	0.95	0.42

Legenda: per riga si riporta il settore che "Granger-causa"; per colonna quello che è "Granger-causato".

Il test è distribuito come una $F(2,98)$.

(*) Indica significatività al 95%.

Analisi di causalità alla Granger:
restrizioni di esclusione

Caso b: senza vincolo di cointegrazione

<u>causata</u> che causa	Commercio	Costruzioni	Trasporti	Industria s.s.
Commercio	2.74 (*)	0.71	6.36 (*)	0.61
Costruzioni	4.17 (*)	2.25	1.38	0.90
Trasporti	0.82	0.76	2.25	1.12
Industria s.s.	2.95 (*)	1.83	1.30	0.61

Legenda: per riga si riporta il settore che "Granger-causa"; per colonna quello che è "Granger-causato".

Il test è distribuito come una $F(4,95)$.

(*) Indica significatività al 95%.

(**) Indica significatività al 99%

caso di serie non stazionarie cointegrate, un VAR sulle sole differenze sarebbe mal specificato poiché, omettendo i termini in livello, non terrebbe conto delle informazioni derivanti dalla presenza di un legame di lungo periodo fra i livelli delle serie. Per contro, un VAR sui livelli, a cui non vengano però imposte le restrizioni date dalle relazioni di cointegrazione, sarebbe asintoticamente corretto ma stimato inefficientemente: si veda in proposito Engle e Granger (1987)¹⁷. Nella seconda ipotesi (Tavola 4.2), la relazione di cointegrazione è stata omessa. Come si può notare, i risultati nei due casi sono molto simili. La retribuzione dell'industria in senso stretto non è effettivamente causata (nel senso di Granger) da nessun'altra (lo stesso accade per le costruzioni). A sua volta, tuttavia, essa ha potere esplicativo solo nei confronti del commercio. Quest'ultimo poi risponde in maniera significativa alle variazioni di tutte e tre le altre retribuzioni, influenzando a sua volta il comparto dei trasporti.

Il quadro risultante è dunque caratterizzato dalla esistenza di influenze reciproche tra i vari salari anche nel breve periodo, senza che però emerga la presenza netta di un settore leader, anche se l'industria in senso stretto sembra

17. Rimangono naturalmente validi i numerosi dubbi evidenziati dalla letteratura sull'utilizzo delle tecniche di tipo VAR (ci riferiamo in particolare al problema della scelta del numero dei ritardi -si vedano in tema Hsiao (1979) e Kang (1985, 1988)- e alla sensibilità dei risultati rispetto al numero di variabili considerate). Riteniamo tuttavia che la tecnica qui utilizzata, tenendo conto dei legami di lungo periodo esistenti tra le variabili, riesca a dare risposte sufficientemente corrette, evitando in particolare i problemi legati all'arbitrarietà delle tecniche di filtro solitamente adottate (si veda in argomento Feige e Pearce, 1979).

non risentire in maniera significativa degli andamenti degli altri comparti. Lo schema di leadership risulta pertanto a nostro avviso una semplificazione della realtà che, pur se alle volte giustificabile al fine di ottenere una specificazione econometrica sufficientemente parsimoniosa, non rispecchia pienamente la ricchezza di interrelazioni esistenti.

5. Conclusioni

Nonostante la natura preliminare e sperimentale del lavoro condotto, dallo stesso emergono alcune importanti risultanze empiriche che possono essere così riassunte:

a) I salari reali di tutti i settori considerati sono non stazionari: in altri termini, non risultano crescere seguendo un trend di tipo deterministico; ogni innovazione alla serie ha quindi effetti permanenti.

b) Lo schema di wage leadership non appare pienamente adeguato a cogliere le interrelazioni esistenti fra le diverse retribuzioni. Emerge infatti che i salari tendono a influenzarsi reciprocamente sia di contratto in contratto sia come andamenti di lungo periodo.

c) Nell'ambito dei due raggruppamenti considerati, i differenziali salariali intersettoriali non si sono mantenuti costanti, in termini relativi, neppure nel lungo periodo. I settori a basse retribuzioni hanno infatti progressivamente guadagnato terreno rispetto agli altri; questo fenomeno è iniziato prima dell'introduzione del punto unico di contingenza.

Appendice A - Retribuzioni contrattuali e di fatto: il ruolo
della composizione per qualifica

L'utilizzo delle retribuzioni contrattuali, sebbene obbligato ove si voglia considerare un arco temporale sufficientemente ampio da poter identificare le caratteristiche di lungo periodo delle variabili, potrebbe aver condizionato i risultati sui differenziali intersettoriali. In particolare, se lo slittamento salariale in senso lato fosse stato tale da compensare le variazioni registrate dai differenziali contrattuali, le retribuzioni effettive nei vari comparti potrebbero aver mantenuto un rapporto costante nel corso degli anni. Oppure, ipotizzando che i differenziali realmente rilevanti siano quelli tra le singole qualifiche, le variazioni registrate confrontando i vari settori potrebbero essere dovute unicamente alla diversa composizione dell'occupazione nei singoli settori.

In questa Appendice vengono esaminati il ruolo delle qualifiche e i differenziali esistenti tra le stesse. Per esigenze di brevità e per carenza di dati facilmente confrontabili, si è concentrata l'attenzione su un unico settore, il metalmeccanico, per il quale si dispone di un discreto numero di osservazioni grazie all'indagine annua condotta dalla Federmeccanica a partire dal 1976¹⁸.

18. L'indagine è stata avviata a seguito di un impegno contrattuale e include quesiti oltre che sulle retribuzioni, distinte per le diverse qualifiche contrattuali, anche sull'occupazione, la produzione, gli oneri finanziari e le previsioni aziendali per la gran parte di tali variabili. Le retribuzioni fanno riferimento alle somme effettivamente erogate in dicembre (ottobre per il 1976), al netto della

Evidentemente ciò non consente di verificare la robustezza dei risultati prima ottenuti per i confronti intersettoriali. Peraltro è possibile ottenere utili informazioni sia sulla dimensione del ventaglio salariale, sia sulla rilevanza della composizione per qualifica nell'evoluzione del salario medio.

Dai dati Federmeccanica emerge come la modifica della struttura per qualifica dell'occupazione abbia notevolmente contribuito a sostenere la dinamica delle retribuzioni; nel 1987 il rapporto tra la retribuzione media effettiva e quella calcolata mantenendo fissa la struttura occupazionale del 1977 risulta infatti pari a 1,10. Il divario tra retribuzione effettiva e a pesi fissi appare inoltre in netto ampliamento a partire dal 1980. Distinguendo tra categorie operaie e impiegatizie, la modifica della struttura per qualifica appare senz'altro più rilevante per le seconde (nel 1987 i rapporti sono rispettivamente 1,14 e 1,02¹⁹); un contributo al risultato complessivo proviene dall'aumento del peso relativo sul totale delle categorie impiegatizie.

(Continuazione nota 18 dalla pagina precedente)
tredicesima, e ai premi annui di produzione; il dato annuo è ottenuto sommando a questi ultimi la retribuzione di dicembre moltiplicata per 13. Il grado di copertura dell'indagine però, molto alto nelle prime annate, si è via via ridotto, rendendo così meno affidabili i risultati della stessa. L'indagine in questione è stata di recente utilizzata, con finalità analoghe ma in maniera del tutto indipendente, da Santarelli (1989).

19. Per gli impiegati vi è inoltre stato un brusco aumento del rapporto tra 1986 e 1987 (da 1,10 a 1,14), causato dalla introduzione della categoria dei quadri, per i quali il contratto nazionale entrato in vigore nel 1987 prevedeva una indennità di funzione di circa 100 mila lire mensili.

Le informazioni disponibili non consentono però di discriminare tra l'ipotesi secondo cui la variazione della composizione per categorie contrattuali dell'occupazione è un fenomeno reale, che discende pertanto da mutamenti effettivi delle tecniche produttive e dell'organizzazione d'impresa²⁰, e quella secondo cui il fenomeno altro non sarebbe che un meccanismo di slittamento salariale, grazie al quale, in particolare, le imprese sarebbero riuscite a ridurre gli effetti dell'appiattimento retributivo e a "premiare" i lavoratori più produttivi e meno conflittuali²¹. A parer nostro, entrambe le spiegazioni sono da ritenere plausibili.

Una misura sintetica del grado di dispersione intercategoriale può essere ottenuta considerando il coefficiente di variazione. La Tav. A.1 riporta l'indicatore, distinguendo tra operai, impiegati e occupati complessivi, per le retribuzioni effettive annue. E' evidente come a partire dal 1983 vi sia stata una brusca inversione della precedente tendenza all'appiattimento retributivo; il mutamento è particolarmente rilevante per le categorie impiegatizie, per le quali oggi la dispersione è superiore a quella della metà degli anni settanta, mentre risulta meno

20. Si noti, comunque, che in una situazione di riduzione dei livelli occupazionali complessivi, è prevedibile, anche a parità di tecniche produttive, un aumento della qualifica media degli occupati se la probabilità di separazione è, come plausibile, una funzione inversa del livello professionale e dell'anzianità aziendale.

21. L'upgrading esclusivamente nominalistico delle qualifiche potrebbe anche essere stato contrattato dalle organizzazioni sindacali, specie in talune specifiche situazioni aziendali.

**Coefficienti di variazione tra le retribuzioni per qualifica
settore metalmeccanico (*)**

Anno	Totale occupati		Impiegati		Operai	
	pesi fissi	pesi variabili	pesi fissi	pesi variabili	pesi fissi	pesi variabili
1976	23.0	22.5	24.1	24.0	7.5	7.7
1977	21.6	21.6	23.2	23.2	6.8	6.8
1978	21.3	21.1	21.4	22.1	7.1	7.4
1979	18.6	20.1	20.9	20.8	5.4	5.1
1980	17.5	19.6	19.8	19.9	4.9	4.7
1981	16.3	18.4	18.9	19.2	5.5	5.1
1982	16.0	18.5	18.9	19.3	5.3	4.8
1983	16.7	20.0	19.7	20.3	5.3	4.8
1984	17.7	21.9	21.7	22.5	5.4	4.9
1985	18.5	23.7	23.3	24.2	5.6	5.1
1986	19.0	24.9	24.1	25.2	5.7	5.3
1987	17.9	27.1	22.2	27.5	6.2	5.8

(*) Calcolati sulle retribuzioni annue riportate nelle indagini Federmeccanica; dati moltiplicati per 100.

mercato per le qualifiche operaie²². Il dato complessivo risente particolarmente dei mutamenti intervenuti per gli impiegati, il cui peso sul totale è inoltre cresciuto. La rilevanza delle modifiche nella composizione interna degli occupati sui differenziali per qualifica appare anche dal confronto tra il coefficiente di variazione a pesi fissi e variabili (Tav. A.1). Usando la composizione dell'occupazione del 1977, infatti, la più recente tendenza all'ampliamento della dispersione dei salari appare ridotta, per il totale generale e gli impiegati, e quasi inesistente per gli operai.

Le conclusioni che possono trarsi sono pertanto due:

a) a partire dal 1983 vi è stata una tendenza al riaprirsi del ventaglio salariale²³, con parte del fenomeno dovuto ai mutamenti della composizione per qualifica degli occupati;

b) quest'ultima, infatti, qualunque sia la sua origine, ha contribuito sia a innalzare la dinamica retributiva, sia a contrastare e poi invertire la tendenza all'appiattimento delle retribuzioni.

22. La dispersione è inoltre mediamente più bassa all'interno del gruppo degli operai.

23. Fenomeno del resto già ampiamente rilevato in letteratura: si vedano il Rapporto della Commissione Carniti (Ministero del Lavoro, 1988) e le opere ivi citate.

Appendice B - Analisi di stazionarietà

Tradizionalmente l'analisi econometrica è stata circoscritta alle serie storiche stazionarie. Un processo aleatorio $X(t)$ è detto stazionario in senso lato (o nelle covarianze) se:

$$i). E(|X(t)|^2) < \infty$$

$$ii) E(X(t)) = E(X(t+\tau)) = \mu_1$$

$$E(X(t)^2) = E(X(t+\tau)^2) = \mu_2$$

$$E(X(t_1)X(t_2)) = E(X(t_1+\tau)X(t_2+\tau))$$

dove $E(.)$ rappresenta il valore atteso e τ è un qualsiasi valore. Il processo deve quindi possedere media e varianza costanti e indipendenti dal tempo t ; inoltre l'autocovarianza dipende solo dall'intervallo $|t_2-t_1|$ e non dai valori di t_1 e t_2 . Solo per questa classe di serie sono infatti validi le inferenze ed i test comunemente applicati. Le variabili economiche tuttavia rispondono raramente a tale requisito, come documentato da Nelson e Plosser (1982). La prassi in questi casi è di sottrarre dalla serie un trend deterministico oppure di considerarne le differenze prime. In entrambi i casi non si tratta però di procedimenti "indolori": vengono infatti così eliminate le informazioni provenienti dalla componente di lungo periodo, che spesso sono di grande interesse per l'economista. In particolare, la sottrazione del trend richiederebbe l'eliminazione della frequenza zero, lasciando inalterate le altre: ora, non esiste alcun filtro lineare capace di far questo. Di conseguenza la

"detrrendizzazione" può generare ciclicità spuria. Per questa ragione, la teoria econometrica si è concentrata negli ultimi tempi sulle proprietà delle serie non stazionarie, in particolare dei processi integrati. Un processo viene definito integrato di ordine d se, per essere reso stazionario con rappresentazione ARMA stazionaria e invertibile, ha bisogno di essere differenziato d volte (Engle e Granger, 1987).

Dal punto di vista dell'analisi economica, le serie integrate presentano alcune caratteristiche d'interesse. Infatti, a differenza delle serie stazionarie, non tendono a ritornare a un valore medio (mean reversion): l'effetto di uno shock persiste indefinitamente, anziché attenuarsi con il passare del tempo. Di conseguenza, la miglior predizione della serie nel futuro è data dal suo valore presente. Inoltre, viene meno la tradizionale decomposizione delle serie economiche in un trend deterministico e una componente ciclica: in una serie non stazionaria, il trend ha anch'esso natura stocastica, e risente di shock aleatori, al pari della componente ciclica.

Un esempio di serie integrata di ordine 1 è dato dal random walk:

$$\Delta y_t = \varepsilon_t \quad y_0 = 0, \quad \text{dove } \varepsilon_t \text{ è distribuito } IN(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Se viceversa y fosse un processo autoregressivo tale che:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \alpha < 0 \quad y_0 \sim N(0, [1 - (1-\alpha)^2]^{-1} \sigma_\varepsilon^2)$$

dove $\alpha = \rho - 1$

allora y sarebbe stazionario o integrato di ordine 0.

Per poter esaminare le proprietà dei processi integrati occorre dunque stabilire in via preliminare se esista o meno una radice unitaria ($\rho=1$). Questa analisi richiede una grande cautela. Il problema nasce dalle proprietà asintotiche delle serie non stazionarie. Mentre nel caso stazionario sappiamo che la differenza fra il valore stimato con i minimi quadrati e il "vero" valore, $\rho_{1s}-\rho$, è asintoticamente distribuita secondo una normale $N(0,1)$, quando $\rho=1$, la differenza $\rho-1$ converge a un funzionale Browniano, ovvero a una variabile aleatoria. Di conseguenza, i test usuali (t e F) non presentano distribuzioni di tipo classico, ma i valori critici devono essere determinati in base ad esperimenti Monte Carlo. Le distribuzioni-limite differiscono in presenza di intercetta e/o trend (non stocastico). Inoltre è noto come i test stessi abbiano una potenza molto limitata nei confronti di processi autoregressivi stazionari ma con radici elevate (superiori a 0.95). Ne segue che in ogni fase dell'analisi sia l'ipotesi nulla sia quella alternativa devono essere chiaramente specificate.

Per stabilire la stazionarietà o meno delle serie abbiamo fatto uso dei test di Sargan-Bhargava, di Dickey-Fuller e di Schmidt-Phillips, (i risultati sono nelle tavole di testo del paragrafo 2).

I primi, proposti da Bhargava (1986), sono derivazioni del test di Von-Neumann e adottano l'ipotesi nulla che la serie storica segua un random walk (R1 e N1 nelle tavole) o un random walk con drift (R2 e N2) contro un'ipotesi alternativa di un processo AR(1) che comprende un valore del

termine autoregressivo (ρ) minore di 1 in valore assoluto (R1 e R2) o non vincolato (N1 e N2). I valori critici sono tabulati nell'articolo originale: l'ipotesi nulla è rifiutata solo nel caso N2 con ρ non vincolato. In generale, la non-stazionarietà delle serie non può essere quindi rigettata.

I test di Dickey-Fuller consistono in test t e F "adattati" per il caso di serie non stazionarie. I valori critici corrispondenti sono riportati in Fuller (1976) e Dickey e Fuller (1981). I test si basano sull'assunzione che la sequenza delle innovazioni sia distribuita indipendentemente ed identicamente nel tempo²⁴. Qualora la serie originaria y_t abbia una struttura degli errori di tipo MA, i test (cosiddetti augmented Dickey-Fuller) vengono applicati ad una polinomiale nell'operatore ritardo di Δy_t , dove il numero di termini autoregressivi è scelto in modo da rendere white noise i residui. La verifica è stata effettuata usando i test Modified Langrange Multiplier per autocorrelazione del primo e del quart'ordine. Data l'estrema sensibilità dei test di Dickey-Fuller alla specificazione dell'ipotesi alternativa di stazionarietà, abbiamo seguito la strategia proposta da Dolado e Jenkinson (1987), che in passi successivi prende in considerazione le ipotesi alternative di processi autoregressivi con e senza costante e trend. I modelli considerati sono:

24. Phillips e Perron (1988) propongono delle trasformazioni dei test che consentono l'inferenza sotto ipotesi più generali: tuttavia sulla base degli esperimenti condotti da Giannini e Mosconi (1989), non ci pare che in molti casi d'interesse il beneficio sia tale da giustificarne l'uso.

Modello 1	H_0 $\Delta y_t = \varepsilon_t$	H_A $\Delta y_t = (\rho_0 - 1) \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$
Modello 2	$\Delta y_t = \varepsilon_t$	$\Delta y_t = c_1 + (\rho - 1) \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$
Modello 3	$\Delta y_t = \mu + \varepsilon_t$	$\Delta y_t = c_2 + \beta \cdot \text{trend} + (\rho_2 - 1) \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$

La strategia consiste nel partire dal modello più generale (3), scendendo man mano, in caso di mancato rigetto dell'ipotesi nulla, al modello più ristretto. Nel modello 3, l'ipotesi di radice unitaria $\rho_2=1$ (ovvero ρ_2-1 diverso da zero) viene verificata con il test τ_τ ; la significatività del trend (β diverso da zero) con il test $\tau_{\beta t}$; l'ipotesi congiunta $H_0''' : (c_2, \beta, \rho_2) = (\mu, 0, 1)$ con il test ϕ_3 , l'ipotesi $H_0'' : (c_2, \beta, \rho_2) = (0, 0, 1)$ con il test ϕ_2 . È possibile che, se anche il test τ non consente di rigettare l'ipotesi nulla $\rho=1$, il test ϕ rifiuti l'ipotesi congiunta di non stazionarietà con costante e/o trend uguali a zero. In questo caso, è necessario procedere a un test diretto della significatività della costante e/o del trend, regredendo Δy su di essi e utilizzando le normali tavole del t di Student (nelle colonne Trend3 e Cost3 della tavola 2.2 sono riportati i valori del t relativo al coefficiente del trend e della costante ottenuti regredendo Δy su di essi; nella colonna Cost2 il valore del t della costante nella regressione di Δy su una costante). Si noti che, in caso di effettiva significatività di costante e/o trend, la distribuzione di τ_τ tende asintoticamente a una normale: il valore stimato deve essere quindi confrontato con i valori critici usuali anziché con quelli tabulati da Dickey-Fuller.

Esauriti questi passaggi, se l'ipotesi nulla di

non-stazionarietà non viene rifiutata, si procede alla stima del modello 2. In questo caso, i test rilevanti sono τ_μ sulla radice unitaria, $\tau_{\alpha\mu}$ per la costante e ϕ_1 per l'ipotesi $H_0':(c_1, \rho_1)=(0, 1)$. Se ancora la non-stazionarietà non può essere rifiutata, si procede ad esaminare il modello 1, il più semplice: il valore da considerare in questo caso è τ^{25} .

Dalla Tavola 2.2 emerge come per tutte e otto le variabili, il processo arrivi a non rifiutare l'ipotesi di random walk con drift, corrispondente al caso 2. Il modello 1 è invece rigettato dai dati. Gli stessi test condotti sulle differenze prime hanno dato piena conferma della loro stazionarietà. Per ragioni di spazio non si riportano questi ultimi test, disponibili a richiesta presso gli autori.

Un'ulteriore classe di test di non-stazionarietà, di natura non parametrica, è quella proposta da Phillips e coautori. L'idea sottostante consiste nel correggere il valore $T(\rho-1)$ per la differenza fra la densità spettrale di Δy all'origine (moltiplicata per 2π) e la sua varianza. Per un random walk, la densità spettrale è infatti uguale alla varianza divisa per 2π . I valori così ottenuti, riportati nell'ultima colonna della Tav. 2.1, sono da confrontarsi con i valori critici tabulati da Dickey e Fuller.

25. Per ulteriori dettagli si veda, oltre agli articoli originali, Bodo, Parigi e Urga (1990).

Appendice C - Analisi di cointegrazione

Consideriamo un vettore y_t di n variabili integrate di ordine d . Tale vettore viene definito cointegrato di ordine $d-b$ se esiste almeno un vettore α tale che $\alpha' y_t = z_t$, dove z_t è un processo integrato di ordine $d-b$. Nella nostra analisi siamo interessati al caso $d=b=1$.

Il trattamento tradizionale (2-steps estimators) della cointegrazione à la Granger e Engle considera il caso $d=b=1$ e $n=2$ per cui si ha un unico vettore di cointegrazione α . Tuttavia nella nostra analisi, n è uguale a 4 per cui possono esistere fino a 3 vettori di cointegrazione. Definendo A la matrice $n \times r$ che raccoglie gli r (indipendenti) vettori di cointegrazione abbiamo che:

$$\begin{array}{l} A' y_t = z_t \\ (r \times n)(n \times 1) \quad (r \times 1) \end{array}$$

dove y_t è un vettore di variabili $I(1)$ e z_t un vettore di componenti tutte $I(0)$. Si noti che il rango della matrice A , che assumiamo pieno (r) deve essere strettamente minore di n . Se così non fosse, A risulterebbe invertibile e questo porterebbe all'assurdo che combinazioni lineari di grandezze $I(0)$ generino grandezze $I(1)$. Si dovrebbe quindi inferire che le variabili sono stazionarie all'origine. Se $r=0$, non esiste cointegrazione.

Il nostro problema consiste nell'individuare i vettori di cointegrazione α_i inclusi nella matrice A e nell'utilizzare tali vettori all'atto della stima VAR, al fine di determinare efficientemente i nessi di causalità à la

Granger. Per quel che riguarda il primo punto ci siamo avvalsi sia della procedura à la Granger e Engle, opportunamente modificata, sia di quella proposta da Johansen. La prima è sufficientemente nota per il caso $n=2$. L'adattamento al caso $n>2$ consiste nell'effettuare $n+1$ regressioni multivariate, con normali stime OLS, portando a sinistra di volta in volta tutte le n variabili.

La procedura di Johansen necessita invece di una breve descrizione, che, per ragioni di spazio, non sarà però dettagliata, rimandandosi per maggiori informazioni agli articoli originali. Si consideri il seguente modello autoregressivo vettoriale:

$$\Pi(L)y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (C.1)$$

dove $\Pi(L) = I - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k$

μ è un vettore di intercette
 $\varepsilon_t \sim MN(0, \Sigma)$

Seguendo Johansen e Juselius (1988) e Hylleberg e Mizon (1989), il processo può essere riparametrizzato come:

$$\Gamma(L)\Delta y_t = \mu - \Gamma_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (C.2)$$

dove $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i$

$\Gamma_k = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k$

$\Gamma(L) = I - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_{k-1} L^{k-1}$

Tale formulazione corrisponde ad un VAR nelle differenze con in aggiunta il termine in livelli al tempo $t-k$ ($\Gamma_k y_{t-k}$). Si noti che se esistono r (>0) vettori di cointegrazione, per il teorema di rappresentazione di Granger,

$$\Gamma_k = \begin{matrix} B & A' \\ (nxn) & (nxr)(rxn) \end{matrix}$$

dove B e A sono matrici di rango pieno (A è la matrice della pagina precedente). In termini di meccanismo error-correction, A rappresenta le relazioni di lungo periodo fra le variabili (o di cointegrazione) e B le velocità di aggiustamento.

La procedura di massima verosimiglianza elaborata da Johansen e Juselius (1988) stima A a partire dalle correlazioni canoniche. La funzione di massima verosimiglianza, che viene massimizzata rispetto a A , B , Λ e Γ_i , è data dalla seguente espressione:

$$L(A, B, \Lambda) = |\Lambda|^{-T/2} \exp[-1/2 \Sigma (U_0 - BA'U_k) \Lambda^{-1} (U_0 - BA'U_k)']$$

dove

U_0 sono le matrici dei residui della regressione di Δy_t sulle differenze ritardate

U_k sono le matrici dei residui della regressione di y_{t-k} sulle differenze ritardate

S_{0k} , S_{00} , S_{kk} e S_{k0} sono le matrici di varianza e covarianza di U_k e U_0

$$B(A) = -S_{0k}A(A'S_{kk}A)^{-1}$$

e

$$\Lambda = S_{00} - S_{0k}A(A'S_{kk}A)^{-1}$$

Le soluzioni sono quindi date dalla minimizzazione di Λ rispetto a A' , ovvero dalla soluzione rispetto agli autovalori λ di A di

$$|\lambda S_{kk} - S_{0k}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0$$

dove i corrispondenti autovettori V sono ottenuti da

$$S_{kk}V = S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}V$$

Gli autovalori λ corrispondono alle correlazioni canoniche fra i livelli e le differenze al tempo t . Gli autovettori corrispondenti agli r (>0) autovalori massimi formano $V'y_{t-k}$, ovvero le combinazioni di y massimamente correlate alle differenze (stazionarie) Δy . In altri termini, la procedura di Johansen e Juselius ottiene una stima consistente di A come matrice degli autovettori corrispondenti agli autovalori significativamente diversi da zero della matrice delle devianze e codevianze di C.2.

La procedura offre due vantaggi: (i) consente di inferire gli autovalori significativi attraverso un semplice test distribuito secondo un χ^2 ; (ii) consente di verificare restrizioni lineari sulla matrice A attraverso una semplice pre-moltiplicazione delle stesse per un'opportuna matrice di

restrizioni.

L'intuizione fondamentale è comunque catturata concisamente da Giannini (1989). La matrice stimata Γ_k può essere riscritta come la somma di due matrici scomposte per valori singolari rispettivamente di rango r e rango $n-r$

$$\Gamma_k = \begin{matrix} U_r & \Lambda_r & V_r' \\ (n \times r) & (r \times r) & (r \times n) \end{matrix} + \begin{matrix} U_{n-r} & \Lambda_{n-r} & V_{n-r}' \\ [n \times (n-r)] & [(n-r) \times (n-r)] & [(n-r) \times n] \end{matrix}$$

dove

$$U_r' U_r = I_r \qquad V_r' V_r = I_r$$

$$U_{n-r}' U_{n-r} = I_{n-r} \qquad V_{n-r}' V_{n-r} = I_{n-r}$$

Poichè la matrice Γ_k converge in probabilità a BA' , esiste una partizione dei valori singolari e delle corrispondenti righe e colonne di V' e U tale che:

$$\text{plim } U_r \Lambda_r V_r' = BA'$$

$$\text{plim } U_{n-r} \Lambda_{n-r} V_{n-r}' = 0$$

Definendo Γ_k la matrice ricostituita ripulendo dalla presenza dei valori singolari da azzerare

$$\Gamma_k = U_r \Lambda_r V_r'$$

il sistema (C.2) può essere ristimato come

$$\Gamma(L)\Delta y_t = \mu - \Gamma_k y_{t-k} + \varepsilon_t$$

dove i vincoli di cointegrazione sono "automaticamente" soddisfatti.

Un'attenzione particolare deve essere dedicata al termine di intercetta. Esso infatti svolge un duplice ruolo: da un lato coglie la presenza di un drift, ovvero di un trend lineare, nel processo stocastico sottostante y_t ; dall'altro rappresenta l'eventuale termine costante della combinazione lineare di lungo periodo corrispondente al vettore di cointegrazione. Le distribuzioni asintotiche del test di Johansen differiscono a seconda del ruolo svolto da questo termine. Si hanno pertanto tre casi (e tre insiemi di valori critici) a seconda che: a) esista un trend lineare nei dati; b) esista un trend lineare ma il coefficiente stimato non sia significativamente diverso da zero; c) non esista un trend lineare. Nel nostro caso, si ottiene che per i quattro salari dei comparti industriali esiste un trend lineare, mentre per l'economia totale non vi è trend e di conseguenza l'intercetta rappresenta la costante della relazione di cointegrazione.

Bibliografia

- ASAP (1986, 1987, 1988): Rapporto sui salari; Milano, F. Angeli.
- AUKRUST O. (1970): A Model of the Price and Income Distribution Mechanism of an Open Economy; "Review of Income and Wealth", n. 1.
- BANCA D'ITALIA (1986): Modello trimestrale dell'economia italiana; Temi di discussione, Banca d'Italia, n. 80, dicembre.
- BHARGAVA A. (1986): On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series; "Review of Economic Studies", n. 53
- BODO G. - PARIGI G. - URGÀ G. (1990): Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione; Temi di discussione, Banca d'Italia, n. 139, luglio.
- CAMPBELL J.Y. (1987): Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis; "Econometrica", 55, pp. 1249 - 1274.
- DELL'ARINGA C. - PRESUTTO G. (1986): Lo slittamento salariale; "Economia e Lavoro", n. 2.
- DOLADO J.J. - JENKINSON T. (1987): Cointegration: A Survey of Recent Developments; Banco de España, Documento de Trabajo n. 8708.
- ENGLE R.F. - GRANGER C.J. (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing; "Econometrica", 55, pp. 251 - 276.
- FEIGE E.L. - PEARCE D.K. (1979): The Casual Relationship between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis; "Review of Economics and Statistics", 61, pp. 521-533.
- FILOSA R. - VISCO I. (1980): Costo del lavoro, indicizzazione e perequazione delle retribuzioni negli anni '70; in "I difficili anni '70"; a cura di G. Nardozzi; Milano Etas libri.
- GIANNINI C. (1989): Cointegrazione, analisi di rango e stima consistente dello spazio di cointegrazione partendo dalle stime di un VAR in livelli; Università di Ancona, Dipartimento di Economia, Quaderni di Ricerca, n. 13.

- MOSCONI R. (1989): Non stazionarietà, integrazione e cointegrazione: analisi di alcuni aspetti operativi della letteratura recente; Università di Ancona, Dipartimento di Economia, Quaderni di Ricerca, n. 14.
- GRANGER C.J. (1981): Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification; "Journal of Econometrics", 16, pp. 251 - 276.
- HSIAO C. (1979): Casuality Tests in Econometrics; "Journal of Economic Dynamics and Control"; 1, pp. 321-346.
- HYLLEBERG S. - MIZON G.E. (1989): Cointegration and Error Correction; "Economic Journal", 99, Supplement, pp. 113-125.
- KANG H. (1985): The Effects of Detrending in Granger Casuality Tests; "Journal of Business and Economic Statistics", 3, pp. 344-349.
- (1988): The Optimal Lag Selection and Transfer Function Analysis in Granger Casuality Tests; "Journal of Economic Dynamics and Control", 13, pp. 151-169.
- JOHANSEN S. - JUSELIUS K. (1988): Hypothesis Testing for Cointegration Vectors - with an Application to the Demand for Money in Denmark and Finland; Univ. of Copenhagen, disc. paper n. 5, April.
- MINISTERO DEL LAVORO (1988): Rapporto sul sistema retributivo e contrattuale, mimeo.
- NELSON C.R. - PLOSSER C.I.: Trends and Random Walks in Economic Time Series: Some Evidence and Implications; "Journal of Monetary Economics", 10, pp. 139-162.
- PHILLIPS P.C.B. - PERRON P. (1988): Testing for Unit Roots in Time Series Regression; "Biometrika", 75, pp. 335-346.
- RAPPOPORT P. - REICHLIN L. (1989): Segmented Trends and Non-stationary Time Series; "Economic Journal", 99, Supplement, pp. 168-177.
- SANTARELLI R. (1989): Le componenti della dinamica retributiva nel settore metalmeccanico: 1976-1987; "Rassegna di Statistiche del Lavoro", n. 2, pp. 20-29.
- ZANDANO G. (curatore) , (1982): Un modello econometrico a due settori per l'economia italiana; Torino, ASEA.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 127 — *Do intergenerational transfers offset capital market imperfections? Evidence from a cross-section of Italian households*, di L. GUIISO - T. JAPPELLI (settembre 1989).
- n. 128 — *La struttura dei rendimenti per scadenza secondo il modello di Cox, Ingersoll e Ross: una verifica empirica*, di E. BARONE - D. CUOCO - E. ZAUTZIK (ottobre 1989).
- n. 129 — *Il controllo delle variabili monetarie e creditizie: un'analisi con il modello monetario della Banca d'Italia*, di I. ANGELONI - A. CIVIDINI (novembre 1989).
- n. 130 — *L'attività in titoli delle aziende di credito: un'analisi di portafoglio*, di G. FERRI - C. MONTICELLI (dicembre 1989).
- n. 131 — *Are asymmetric exchange controls effective?* di F. PAPADIA - S. ROSSI (gennaio 1990).
- n. 132 — *Misurazione dell'offerta di lavoro e tasso di disoccupazione*, di P. SESTITO (marzo 1990).
- n. 133 — *Progressing towards European Monetary Unification. Selected Issues and Proposals*, di L. BINI SMAGHI (aprile 1990).
- n. 134 — *Il valore informativo delle variabili finanziarie: un'analisi con il modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia*, di I. ANGELONI e A. CIVIDINI (aprile 1990).
- n. 135 — *A Model for Contingent Claims Pricing on EMS Exchange Rates*, di A. ROMA (maggio 1990).
- n. 136 — *Le attività finanziarie delle famiglie italiane*, di L. CANNARI - G. D'ALESSIO - G. RAIMONDI - A. I. RINALDI (luglio 1990).
- n. 137 — *Sistema pensionistico e distribuzione dei redditi*, di L. CANNARI - D. FRANCO (luglio 1990).
- n. 138 — *Time Consistency and Subgame Perfection: the Difference between Promises and Threats*, di L. GUIISO - D. TERLIZZESE (luglio 1990).
- n. 139 — *Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione*, di G. BODO - G. PARIGI - G. URGÀ (luglio 1990).
- n. 140 — *The Experience with Economic Policy Coordination: the Tripolar and the European Dimensions*, di G. GOMEL - F. SACCOMANNI - S. VONA (luglio 1990).
- n. 141 — *The Short-Term Behavior of Interest Rates: Did the Founding of the Fed Really Matter?*, di P. ANGELINI (ottobre 1990).
- n. 142 — *Evoluzione e performance dei fondi comuni mobiliari italiani*, di F. PANETTA - E. ZAUTZIK (ottobre 1990).
- n. 143 — *L'imputazione dei dati mancanti nelle indagini campionarie: un'applicazione delle Tecniche di regressione*, di F. TRIMARCHI (dicembre 1990).
- n. 144 — *On the Measurement of Intra-Industry Trade: Some Further Thoughts*, di S. VONA † (dicembre 1990).
- n. 145 — *Exchange Rate Variability and Trade: Why is it so Difficult to Find Any Empirical Relationship?*, di L. BINI SMAGHI (dicembre 1990).
- n. 146 — *La scelta del meccanismo di collocamento dei titoli di Stato: analisi teorica e valutazione dell'esperienza italiana*, di L. BUTTIGLIONE - A. PRATI (gennaio 1991).
- n. 147 — *Diversification and Performance*, di M. BIANCO (gennaio 1991).
- n. 148 — *Exchange Rate and Pricing Strategies in a Model of International Duopoly*, di P. CASELLI (gennaio 1991).
- n. 149 — *Concorrenza e redditività nell'industria bancaria: un confronto internazionale*, di V. CONTI (febbraio 1991).
- n. 150 — *Economie di scala e di diversificazione nel sistema bancario italiano*, di C. CONIGLIANI - R. DE BONIS - G. MOTTA - G. PARIGI (febbraio 1991).
- n. 151 — *Politiche di offerta e riallocazione del credito bancario negli anni ottanta*, di C. GIANNINI - L. PAPI - A. PRATI (febbraio 1991).
- n. 152 — *Stime regionali con pochi dati: analisi e simulazioni di stimatori alternativi per investimenti, occupazione e fatturato delle imprese manifatturiere*, di R. CESARI - L. F. SIGNORINI (marzo 1991).

(*) I «Temi» possono essere richiesti a:

Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e Pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma.

