

Differenziali salariali tra settori in una economia aperta: L'esperienza italiana nel secondo dopoguerra⁺.

Giorgio Brunello *

e

Daniele Checchi **

Questa versione: Aprile 2000

JEL Classification number: J31 (wage level and structure)

Parole chiave: contrattazione salariale; differenziali retributivi; effetti disciplinanti della disoccupazione

* Facoltà di Economia, Università di Padova, IZA Bonn e CESifo Munich.

** Dipartimento di Economia Politica, Università di Milano Bicocca

Corresponding author:

Daniele Checchi

Facoltà di Scienze Statistiche

Università degli Studi di Milano Bicocca

Piazza dell'Ateneo Nuovo 1

20126 MILANO - Italy

tel. +39-02-6448-6590 fax +39-02-6448-6585

email checchi@mailserver.unimi.it

⁺ Ringraziamo i partecipanti ai seminari tenuti in Milano (IGIER) e in Blankenberge (EALE), oltre che Nunzio Cappuccio, Rocco Mosconi, Giovanni Urga e specialmente Carlo Favero per le critiche e i consigli forniti. Una versione preliminare e molto differente dalla presente è circolata col titolo "Does Imitation Help? Forty Years of Wage determination in the Italian Private Sector", Dipartimento di Economia, Università di Milano Working Paper 95-11. Si ringrazia il sostegno finanziario offerto dal CNR (contributi CT96.01.1408 e CT10.115.22730). Ogni altro errore che permanga è ovviamente di nostra esclusiva responsabilità.

1. Introduzione

I mercati del lavoro nazionali sono in realtà composti da mercati settoriali o da mercati del lavoro locali. I differenziali retributivi intersettoriali sono significativi e tendono a permanere nel tempo.¹ Una limitata mobilità del fattore lavoro viene normalmente invocata come ragione per la persistenza di differenze significative tra mercati del lavoro locali. Tuttavia la maggioranza dei modelli tende ad ignorare questa eterogeneità e si concentra su equilibri simmetrici che discendono da curve di domanda e di offerta aggregate.² Tuttavia, è possibile che differenze persistenti nella determinazione dei salari a livello settoriale e/o a livello locale si rivelino importanti nella dinamica salariale aggregata.

Per illustrare questo aspetto, ci concentriamo inizialmente sulla relazione tra il salario reale ed il tasso di disoccupazione. In presenza di un cambiamento continuo della struttura industriale, la natura di questa relazione si modifica ogniqualvolta ci si trovi in presenza di differenze persistenti nella determinazione settoriale dei salari. L'eterogeneità dei mercati del lavoro settoriali e/o locali ha dimensioni molteplici, e qui ci limitiamo a menzionarne due: il grado di sindacalizzazione e il grado di esposizione alla concorrenza internazionale. In mercati del lavoro sindacalizzati, si ritiene che i salari vengano di norma determinati attraverso una contrattazione bilaterale, mentre in mercati concorrenziali si ritiene che vengano individuati dall'interazione tra fattori di domanda e fattori di offerta. Allo stesso modo, i salari in settori fortemente esposti alla concorrenza internazionale sono più sensibili alle variazioni del tasso di cambio reale di quanto non lo siano i salari determinati in settori che producono beni destinati esclusivamente al settore interno.

Per illustrare questo in riferimento al caso italiano, si consideri la retribuzione media lorda in due settori aggregati, l'industria privata (d'ora in poi indicato come **settore 1**) e i servizi privati a cui si aggiunge il settore delle costruzioni (d'ora in poi indicato come **settore 2**).³ Il primo settore è maggiormente sindacalizzato e contemporaneamente maggiormente esposto al commercio internazionale. Il salario relativo, misurato come rapporto tra la retribuzione nel primo settore e quella del secondo settore, è mostrato nella figura 1 per il periodo 1951-98. Esso è diminuito dal 1951 al 1966 per risalire a 1.18 nel 1998.⁴ Come appare dalla figura 2, una parte di questa variazione è imputabile alla dinamica della produttività del lavoro (misurata dal valore aggiunto per addetto): infatti il salario relativo è diminuito in presenza di una diminuzione della produttività relativa, e viceversa quando la produttività è aumentata. Tuttavia la relazione tra le due dinamiche non è

¹ Krueger e Summers (1988), Dickens e Lang (1985) e Nickell e Kong (1992) sono alcuni tra i contributi che si concentrano sul problema della eterogeneità dei mercati del lavoro locali.

² Si veda per esempio Layard, Nickell e Jackman (1991).

³ In quanto segue escludiamo sempre l'agricoltura ed il settore pubblico.

⁴ È evidente che una parte di questa dinamica è imputabile ad effetti di composizione.

strettissima. Come appare dalla figura 3, le quote dei redditi da lavoro sui valori aggiunti settoriali si sono evolute in modo abbastanza diverso nel corso degli anni. Per esempio, mentre la quota dei salari nel settore industriale è diminuita costantemente dal 1975 al 1998, la stessa quota nel secondo settore è rimasta più o meno invariata fino agli inizi degli anni '90, dopo di che ha cominciato anch'essa a declinare. Infine la figura 4 mostra la dinamica del tasso di cambio. L'impressione visiva suggerisce che esista una qualche associazione tra la dinamica di quest'ultima variabile e quella della quota dei salari sul valore aggiunto nel settore industriale.

Ragioni possibili per la diversa dinamica delle quote settoriali risiedono sia in una diversa evoluzione della tecnologia che negli effetti asimmetrici del grado di tensione sul mercato del lavoro (misurato dal tasso di disoccupazione) e del grado di concorrenza internazionale (rappresentato dal tasso di cambio reale). In un contesto di contrattazione, entrambi i fattori influenzano i salari settoriali, condizionatamente alle produttività settoriali, in quanto influenzano o l'esito in assenza di accordo (*fallback position*) o il margine di ricarico dei costi da parte dell'impresa (*mark-up*) e l'elasticità della domanda di lavoro.⁵

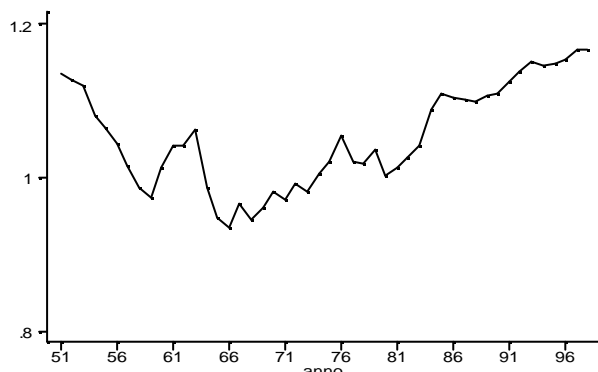


Fig.1 - Salario relativo

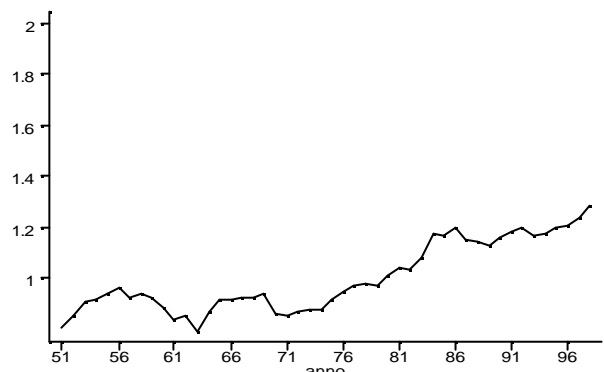


Fig.2 - Produttività relativa del lavoro

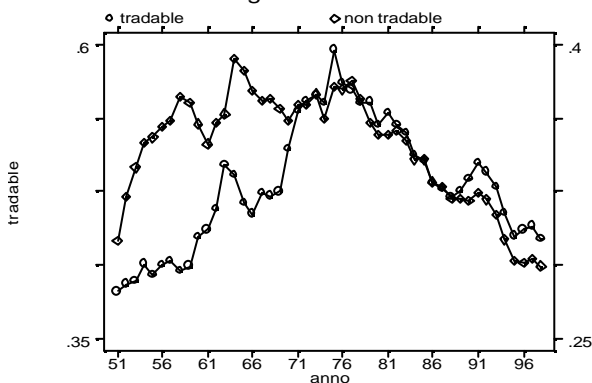


Fig.3 - Quote dei salari sui valori aggiunti settoriali

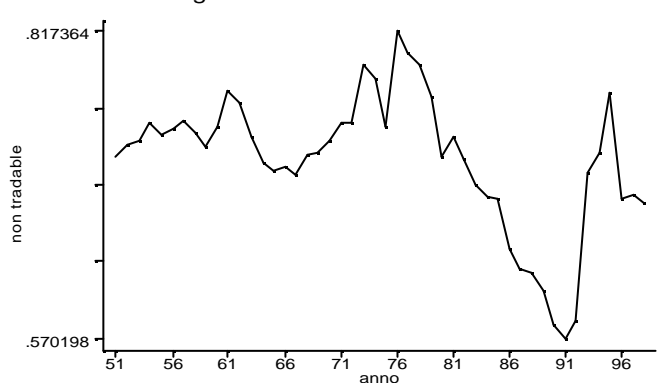


Fig.4 - Tasso di cambio effettivo reale - Lire italiane

⁵ Si vedano Blanchflower, Oswald e Sanfey (1996) e Wes (1996) per modelli di contrattazione in contesti di economia aperta e/o chiusa. Si vedano anche Freeman e Katz (1988) e Revenga (1992) per modelli di determinazione concorrenziale dei salari che mettono in relazione i salari al grado di concorrenza internazionale.

Seguendo l'approccio proposto da Nickell e Wadhvani (1990), l'importanza della disoccupazione nella determinazione salariale dipende dall'influenza delle alternative esterne (*outside option*). D'altro lato, variazioni nel grado di concorrenza, dovute a variazioni del tasso di cambio, influenzano i salari attraverso diversi canali possibili: innanzitutto, contribuiscono a separare la dinamica dei prezzi al consumo da quelli alla produzione;⁶ secondo, modificano l'elasticità della domanda di prodotto percepita dall'impresa, e di conseguenza la politica di ricarico dell'impresa nella determinazione dei prezzi, che a sua volta influenza l'elasticità della domanda di lavoro;⁷ terzo, ne resta influenzato anche il potere di contrattazione dei sindacati, in quanto l'aumentata concorrenza internazionale influenza la probabilità di sospensione temporanea dall'occupazione, oppure perché spinge i sindacati a perseguire strategie ultimative;⁸ da ultimo, il tasso di cambio influenza la domanda aggregata ed il tasso di disoccupazione.⁹

Le variazioni del tasso di disoccupazione e/o della competitività internazionale possono modificare il salario relativo intersettoriale se il loro impatto sui salari dei diversi settori non è simmetrico. D'altro canto, questa asimmetria può essere attenuata se i salari settoriali sono correlati, o a seguito di determinazione centralizzata degli stessi o per la presenza di fenomeni di wage leadership. La presenza di queste interazioni può avere conseguenze importanti per la performance aggregata del mercato del lavoro. Si consideri per esempio l'esperienza della partecipazione italiana al Sistema Monetario Europeo, durata dal 1979 al 1992. Durante questo intervallo di tempo, il differenziale positivo di inflazione rispetto agli altri paesi europei condusse ad un progressivo apprezzamento del tasso di cambio reale, solo parzialmente compensato dai riallineamenti verificatisi nello stesso intervallo di tempo. Un apprezzamento del cambio reale tende ad esercitare un effetto di contenimento sulla dinamica salariale più forte nel settore che produce beni esportabili (principalmente l'industria) di quanto non faccia nel settore che produce beni e servizi destinati al mercato interno (principalmente il settore dei servizi e della pubblica amministrazione), proprio per il diverso grado di esposizione alla concorrenza internazionale. A parità di altre condizioni, ci aspettiamo che questi effetti di contenimento siano più intensi se sono i sindacati industriali che hanno la leadership salariale, rispetto al caso opposto in cui tale leadership è detenuta dai sindacati che operano nel settore dei servizi.¹⁰

⁶ Si veda Layard, Nickell e Jackman (1991) per una discussione anche delle altre determinanti del cuneo fiscale (*tax wedge*).

⁷ Una discussione dettagliata di questo effetto è in Wes (1996).

⁸ Per il primo effetto si vedano Grossman (1994) e Freeman e Katz (1992); per il secondo effetto (*'end-game' strategies*) si veda Lawrence e Lawrence (1985).

⁹ Si veda l'analisi ormai classica di Dornbusch (1980).

¹⁰ Giavazzi e Spaventa (1989) sostengono la tesi che il sistema di determinazione salariale si è adattato alle condizioni imposte dalla partecipazione italiana allo SME, in quanto i sindacati avrebbero internalizzato il vincolo esterno (si veda anche Baici e Dell'Aringa 1994). D'altro lato, Barca e Visco (1992) sottolineano che il settore dei servizi si è avvantaggiato del diverso grado di esposizione alla concorrenza estera per allargare la propria quota in termini di valore aggiunto e di occupazione.

L'obiettivo di questo lavoro è quello di analizzare empiricamente la determinazione delle retribuzioni settoriali nel settore privato in Italia a partire dal secondo dopoguerra, concentrandoci su due macrosettori, quello che produce beni esportabili (essenzialmente l'industria in senso stretto) e quello che produce beni per il mercato interno (principalmente i servizi privati ed il settore delle costruzioni). Non vi è bisogno di richiamare che questa partizione non è che una approssimazione, che però ha il vantaggio di fornire un contesto facilmente interpretabile per analizzare le interazioni esistenti nella determinazione salariale, nonché di permettere l'analisi dell'impatto sulla spinta salariale di fenomeni quali l'apprezzamento reale del cambio o l'aumento del tasso di disoccupazione. L'ipotesi da cui partiamo in questo lavoro è che la dinamica salariale di lungo periodo possa essere analizzata come risultato di un processo di contrattazione. Da questo punto di vista, l'Italia è un ottimo esempio di una struttura di determinazione salariale di tipo misto, in quanto ad accordi nazionali si affianca la contrattazione di settore e, in molti casi, anche quella a livello di azienda. Anche se l'importanza relativa di questi tre livelli è variata nel tempo, la presenza di interazioni tra settori e l'estensione intersettoriale di procedure (*pattern bargaining*) possono essere considerati come fenomeni permanenti nell'intero periodo considerato.¹¹

In questa analisi otteniamo tre risultati principali. Innanzitutto, utilizzando l'approccio di Johansen nell'analisi di cointegrazione, individuiamo le relazioni di lungo periodo che legano i salari alla produttività del lavoro in ciascun settore. Interpretiamo queste relazioni come evidenza dell'esistenza di condivisione delle rendite (*rent sharing*) tra sindacati di settori e imprese. Secondo, mentre la determinazione dei salari nel settore non esposto risente del valore aggiunto per addetto, del tasso di disoccupazione (riferito alle regioni centro settentrionali del paese) e della determinazione salariale nel settore esposto, nel caso dell'altro settore è assente un effetto imitativo di lungo periodo, in quanto le retribuzioni reali del settore industriale sono positivamente correlate alla produttività settoriale, al tasso di sindacalizzazione, al tasso di cambio reale e negativamente al tasso di disoccupazione. Terzo, e come conseguenza, gli shock permanenti al tasso di cambio reale influenzano direttamente la quota del lavoro sul valore aggiunto nel settore industriale, ma solo indirettamente l'analoga quota nel settore dei servizi. Interpretiamo questi risultati a sostegno della tesi che la disciplina esterna in Italia ha operato principalmente attraverso la determinazione dei salari industriali.

¹¹ Nonostante la rilevanza di questi aspetti, il lavoro empirico sulle interazioni esistenti nella determinazione salariale nel caso italiano è alquanto scarso. Gavosto e Sestito (1991) analizzano il settore privato e usano i test di causalità alla Granger e tecniche di cointegrazione per mettere in discussione la tesi di una leadership salariale del settore metalmeccanico. Brunello (1996) analizza la relazione tra retribuzioni nel settore privato ed in quello pubblico durante il periodo 1960-1990 e trova evidenza di imitazione salariale *solo* da parte del settore pubblico. Da una prospettiva leggermente differente, Ordine (1994a) e (1994b) studia l'interrelazione tra il salario contrattuale (*tariff wage*), definito a livello nazionale, e salario di fatto (*local wage*), trovando evidenza di una interazione reciproca tra i due livelli. Tuttavia il periodo analizzato è solo 1983-87, un periodo di relativa stabilità nella struttura di determinazione salariale, e i risultati potrebbero rivelarsi non più validi quando si estenda il confronto tra anni '70 e anni '80.

Il lavoro è organizzato come segue. Nel prossimo paragrafo introduciamo un semplice modello di determinazione dei salari a livello settoriale. Nel terzo paragrafo vi è un breve rassegna delle caratteristiche principali del sistema di determinazione salariale vigente in Italia. Il quarto paragrafo presenta i dati, le tecniche di stima ed i risultati ottenuti. L'ultimo paragrafo contiene le conclusioni.

2. Un semplice modello di contrattazione salariale

Si consideri una economia composta da due settori eterogenei (per esempio, industria e servizi), che producono rispettivamente beni esportabili e non esportabili. Ciascun settore è composto da un numero definito di imprese, ciascuna delle quali produce una varietà diversa di un bene differenziato orizzontalmente impiegando la medesima tecnologia e fronteggiando quindi la stessa funzione di costo. Data la concorrenza monopolistica, le imprese fissano i prezzi e l'occupazione. I salari in ciascun settore sono determinati da un processo di contrattazione tra un sindacato di settore e le imprese che operano nello stesso. Entrambi i settori sono sindacalizzati e si ipotizza che questi sindacati abbiano come obiettivo la massimizzazione delle rendite per i propri iscritti.¹² Pertanto l'obiettivo del sindacato nel settore i è dato da

$$(1) \quad U_i = N_i(W_i - W_a)$$

dove U_i è la funzione obiettivo nel settore i , N_i è l'occupazione settoriale, W_i è il salario reale nel settore i (deflazionato con l'indice dei prezzi al consumo) e W_a è il salario reale alternativo che ci si attende prevalga altrove. Se la possibilità di reimpiego nel medesimo settore è esclusa, il salario alternativo è dato da

$$(2) \quad W_a = UN \cdot B + (1 - UN) \cdot W_j, \quad j \neq i$$

dove UN è il tasso di disoccupazione e B è il sussidio (reale) in caso di disoccupazione.¹³

Dal momento che i salari sono determinati dalla contrattazione tra imprese (identiche tra loro) e il sindacato di settore, il salario che prevale si ottiene dalla risoluzione del seguente problema

¹² Si vedano Layard, Nickell e Jackman (1991) e Wes (1996) per analoghe formalizzazioni. Booth (1995) costituisce una rassegna recente dei modelli di comportamento dei sindacati.

¹³ L'interazione tra i salari nella funzione obiettivo del sindacato può alternativamente essere introdotta assumendo che ciascun sindacato di settore si preoccupa del proprio salario in rapporto a quello che prevale negli altri settori: si veda al riguardo Oswald (1979). Persino abbandonando il contesto di contrattazione, quando lo sforzo individuale è correlato ad un salario ritenuto "equo", e l'equità dello stesso è definita in riferimento ai salari che prevalgono in altri settori, allora il salario efficiente (*efficiency wage*) prevalente in un settore diviene correlato ai salari pagati altrove: si veda Akerlof (1984).

$$(3) \quad \max_{W_i} U_i^{\beta_i} \Pi_i^{1-\beta_i}$$

dove $\Pi_i = P_i Y_i - W_i N_i$ sono i profitti reali delle imprese nel settore i , P_i è il prezzo relativo del bene prodotto nel settore i rispetto all'indice dei prezzi al consumo e β_i è il potere relativo di contrattazione del sindacato settoriale. Si noti che in questo modo assumiamo implicitamente che i livelli di non accordo (*fallback positions*) dei profitti e dell'utilità del sindacato siano entrambi pari a zero. Se assumiamo che sindacati e le imprese contrattino sul salario prendendo come dati il salario dell'altro settore e il livello dei prezzi al consumo, le condizioni del primo ordine associate al problema (3) sono date da

$$(4) \quad \frac{\beta_i}{(W_i - W_a) N_i} \left[N_i + \frac{\partial N_i}{\partial W_i} (W_i - W_a) \right] = \frac{1 - \beta_i}{\Pi_i} N_i$$

Ovviamente una condizione del tutto equivalente vale per la contrattazione nel settore j . Usando l'equazione (2) ed il fatto che il prezzo settoriale è determinato come ricarico sui costi marginali nel medesimo settore, possiamo scrivere il salario ottimale in ciascun settore come una funzione di reazione che dipende dal livello salariale prevalente nell'altro settore. La coppia seguente di equazioni descrive l'equilibrio a la Bertand in presenza di input lavorativi differenziati a livello di settore

$$(5a) \quad W_1 = W_1 \left(W_2, UN, B, \frac{Y_1}{N_1}, |\rho_1|, \mu_1, \beta_1 \right)$$

$$(5b) \quad W_2 = W_2 \left(W_1, UN, B, \frac{Y_2}{N_2}, |\rho_2|, \mu_2, \beta_2 \right)$$

dove $\rho_i = \frac{dN_i}{dW_i} \cdot \frac{W_i}{N_i}$ è l'elasticità dell'occupazione al salario e μ_i è il margine di ricarico sui costi marginali del settore i .

La discussione precedente è basata sull'ipotesi che la contrattazione in entrambi i settori avvenga simultaneamente. Una caratterizzazione alternativa è quella secondo cui sindacato ed imprese di un settore agiscano come Stackelberg leader e contrattino il salario settoriale tenendo esplicitamente conto della regola decisionale del settore che agisce come follower. Come ha dimostrato Pencavel (1991), tuttavia, il modello di Bertrand e quello di Stackelberg non impongono restrizioni sufficienti che permettono di discriminare tra le due alternative.

L'equazione (5) descrive un meccanismo di ripartizione della rendita, dal momento che il salario reale settoriale è positivamente correlato con la produttività del lavoro settoriale (Y_i/L_i), con il salario dell'altro settore, con il margine di mark-up sui costi (μ_i), con il sussidio di disoccupazione B e con il potere relativo di contrattazione del sindacato (β_i), mentre è correlato negativamente con il tasso di disoccupazione e con l'elasticità (in valore assoluto) della domanda di lavoro dell'impresa. Si noti che una misura della competitività internazionale, data dal tasso di cambio reale Q , influenza diverse variabili che contribuiscono a determinare il salario settoriale: per esempio, un basso valore di Q (ovvero un apprezzamento in termini reali), poiché sposta una parte della domanda interna verso i beni esteri e accresce l'elasticità della domanda di prodotto fronteggiata dalle imprese nazionali, aumenta l'elasticità della domanda di lavoro. Contemporaneamente l'aumentata concorrenza riduce il margine di mark-up. L'effetto finale che ci si attende è una riduzione del salario reale contrattato.¹⁴ Inoltre, un apprezzamento del cambio reale può influenzare il potere contrattuale dei sindacati per via dell'aumentata concorrenza dei beni esteri. Se l'accresciuta concorrenza internazionale è percepita come una minaccia per i livelli occupazionali interni (in quanto riduce i margini di profitto per le imprese nazionali), i sindacati potrebbero essere indotti alla moderazione salariale per salvare posti di lavoro. Infine, se associamo un tradizionale modello IS-LM di determinazione della domanda aggregata con la legge di Okun, possiamo ottenere una correlazione negativa tra il tasso di cambio reale Q ed il tasso di disoccupazione UN , rafforzando ulteriormente gli effetti depressivi sul salario.¹⁵

Alcuni di questi effetti dell'apprezzamento del tasso di cambio reale sono chiaramente asimmetrici. Prima di tutto, il settore che produce beni destinati al mercato interno è per definizione meno esposto alla concorrenza internazionale, e quindi sia il margine di ricarico che l'elasticità della domanda di lavoro sono meno sensibili alle variazioni del cambio. Analogamente, sono i posti di lavoro nel settore dei beni esportabili che sono maggiormente minacciati da un peggioramento della competitività internazionale; come conseguenza, è solo il potere contrattuale dei sindacati che operano nei settori esposti a essere condizionato da variazioni del tasso di cambio reale.¹⁶ I salari nel settore protetto possono esserne comunque influenzati in via indiretta, attraverso le variazioni del tasso di disoccupazione, o alternativamente perché la variazione del prezzo relativo dei beni esportabili modifica le ragioni di scambio intersettoriali.¹⁷ Complessivamente, è ragionevole attendersi che, condizionatamente al tasso di cambio e alla produttività settoriale, il tasso di cambio reale abbia

¹⁴ Si veda Wes (1996).

¹⁵ Si vedano Dornbusch (1980) e Layard, Nickell e Jackman (1991).

¹⁶ Questi effetti sono chiaramente ristretti alla dinamica occupazionale: per esempio Borjas e Ramey (1995) mostrano che la dispersione retributiva è positivamente correlata col grado di esposizione alla concorrenza internazionale.

¹⁷ Si vedano Corden (1985) e Sandemann (1992).

un impatto molto ridotto sui salari contrattati dai sindacati nel settore protetto, mentre tale effetto sia più pronunciato sui salari negoziati dai sindacati nel settore esposto.

Le equazioni (5a) e (5b) mostrano anche la relazione tra salario contrattato e reddito in caso di disoccupazione. Nel contesto italiano, quest'ultimo reddito è proporzionale ai guadagni ottenuti nell'ultima occupazione, ed il fattore di proporzionalità varia sia con la causa della cessazione del rapporto di lavoro che con il settore in cui essa ha luogo. Inoltre, la misura del potere contrattuale relativo dei sindacati, β , oltre che col tasso di cambio reale, può anche variare col grado di tensione sul mercato del lavoro (approssimato dal tasso di disoccupazione UN) e con il contesto legislativo di sostegno o meno all'iniziativa sindacale. Infine, sia il margine di mark-up che l'elasticità della domanda di lavoro possono risentire della variazione nel livello assoluto della domanda, oltre che nel livello delle domande settoriali. Questi fattori possono essere riassunti nel riformulare le equazioni (5a) e (5b) nella forma seguente

$$(6a) \quad W_1 = W_1 \left(W_2, UN, \frac{Y_1}{N_1}, Q, Z_1 \right)$$

$$(6b) \quad W_2 = W_2 \left(W_1, UN, \frac{Y_2}{N_2}, Q, Z_2 \right)$$

dove Z_i sono vettori di variabili esogene.

Seguendo Layard, Nickell e Jackman (1991) e la maggior parte della letteratura che ha preso origine da loro, noi assumiamo l'assenza di resistenza salariale (*wage resistance*) reale nel lungo periodo. Questo implica che un aumento del cuneo fiscale non ha un effetto significativo sui salari lordi reali contrattati, in quanto sono i salari netti che si aggiustano nella direzione opposta. Se le equazioni precedenti possono essere considerate come caratterizzanti delle determinanti di lungo periodo dei salari reali contrattati, l'assenza di resistenza salariale si traduce con l'esclusione del cuneo fiscale (inclusivo della variazione dei prezzi relativi) dalla lista delle determinanti stesse, e con il considerare le retribuzioni lorde come la variabile da determinare. Non vi è bisogno di richiamare che due sole equazioni non rappresentano l'equilibrio generale di una economia a due settori. A questo scopo occorrerebbe per lo meno specificare la determinazione delle produttività del lavoro settoriali, del tasso di disoccupazione e di quello di cambio. Queste equazioni sono tuttavia utili perché ci permettono di restringere l'analisi ad un sottoinsieme di variabili che influenzano la dinamica di lungo periodo delle retribuzioni.

3. Sindacati e contrattazione salariale in Italia: una breve rassegna.

I sindacati in Italia hanno un ruolo centrale nella determinazione salariale. Il tasso di sindacalizzazione era superiore al 50% nei primi anni cinquanta, ma cadde a circa il 30% nel corso degli anni sessanta. Il disagio e le agitazioni sociali sul finire della stessa decade riportarono lo stesso tasso al 45% a metà degli anni settanta. Dopo di che, la sindacalizzazione ridiscese all'attuale 30% degli occupati dipendenti (vedi figura 7 seguente). Anche se questi tassi non sono eccezionali, specialmente se confrontati con quelli di altri paesi europei, i sindacati italiani ottengono un significativo riconoscimento nelle negoziazioni salariali. Una delle ragioni di questo risiede nel fatto che i contratti sottoscritti a livello nazionale vengono di fatto estesi "erga omnes" a tutti i lavoratori del medesimo settore.

La struttura della contrattazione è classificabile come caso intermedio tra i due estremi di una contrattazione totalmente centralizzata o totalmente decentralizzata. Ma nonostante l'Italia sia stata tradizionalmente classificata come paese a grado intermedio di centralizzazione, una descrizione più appropriata dovrebbe essere quella di un sistema a tre livelli, con alcune sovrapposizioni di competenze tra livelli. Al livello nazionale generale (*interconfederale*) vengono discusse clausole di indicizzazione, sussidiatura dei disoccupati, sistemi pensionistici, diritti delle rappresentanze sindacali in azienda e più in generale le linee guida della politica economica. A livello nazionale settoriale (*categoriale*) vengono contrattati gli incrementi retributivi da corrispondere a tutti i lavoratori, indipendentemente dallo status di iscritto o meno. Infine, spesso a livello di impresa (*aziendale*) la rappresentanza sindacale aziendale contratta la ripartizione di eventuali incrementi di produttività.¹⁸ L'importanza relativa di ciascun livello contrattuale è cambiata significativamente negli ultimi cinquant'anni, senza che sia possibile individuare una linea evolutiva univoca. Si sono registrati periodi in cui la contrattazione nazionale era il livello prevalente, ed altri in cui la contrattazione settoriale e persino quella di settore risultava prevalente.¹⁹ Gli anni '50 sono stati caratterizzati da debolezza sindacale e forte centralizzazione della contrattazione. Il boom economico sulla fine degli anni '50 e all'inizio degli anni '60 provocò un aumento progressivo del potere sindacale, che si riflesse in un aumento degli scioperi ed in significativi aumenti retributivi. Se la pressione ad un aumento

¹⁸ La composizione di una retribuzione tipica è all'incirca questa: la quota legata all'indicizzazione (*contingenza*), ove non sia stata riassorbita oscilla tra il 50% delle retribuzioni operaie al 28% per quelle dei quadri aziendali (Eriksson e Ichino 1995, Table 4). La paga base definita dal contratto nazionale di categoria varia con il livello di inquadramento (anch'esso specificato dal contratto nazionale) e copre un ulteriore 30% della retribuzione. La contrattazione aziendale aggiunge un ulteriore 3-4%. La parte residua viene determinata unilateralmente dalle aziende e può raggiungere anche il 30-40% per i livelli di inquadramento più elevati (superminimi individuali).

¹⁹ Una rassegna dell'evoluzione della struttura contrattuale nell'Italia del dopoguerra è in Ferner e Hyman (1992). Si vadano anche Regini (1979), Cella e Treu (1989), Reichlin e Salvati (1990), Accornero (1992), Brunello (1993a), Sestito (1994) e Checchi (1995).

delle retribuzioni fu temporaneamente allentata dalla recessione a metà degli anni '60, fu con l'autunno caldo al termine della decade che si registra un periodo di forza sindacale senza precedenti. In questa fase la contrattazione aziendale divenne la forma più utilizzata di determinazione dei livelli retributivi, anche se la dinamica complessiva restava dominata dalle clausole di indicizzazione a causa della elevata inflazione. Gli effetti complessivi di questa pressione salariale al di là degli incrementi di produttività sono registrabili dalla dinamica delle quote distributive (vedi figura 3 in precedenza). Gli anni '80 furono invece caratterizzati da un esteso processo di ristrutturazione industriale e da significative riduzioni occupazionali, in special modo nei grossi complessi industriali del nord Italia. La contrattazione aziendale perse impulso e fu sostituita da accordi centralizzati (famosi quelli sulla scala mobile nel 1982-83) e più tardi da quella di settore. Il ridimensionato potere sindacale, in combinazione con la ridotta inflazione, permisero un riaprirsi dei differenziali retributivi.²⁰ Solo più recentemente, l'accordo interconfederale tra le parti siglato nel luglio 1993 (e ribadito nel dicembre 1998) ha definitivamente rimosso lo schema di indicizzazione preesistente (la *scala mobile*, che ormai assicurava dal 1984 un grado di copertura inferiore al 1984) e ha introdotto una chiara gerarchia nella struttura contrattuale italiana. Mentre infatti i contratti nazionali di settore, da rinnovarsi biennialmente, discuteranno di incrementi salariali connessi all'inflazione pregressa e attesa, i contratti aziendali, anch'essi con cadenza biennale ma sfasata rispetto a quelli nazionali, potranno occuparsi di ripartizione degli incrementi di produttività.

L'alternarsi di periodi di dominanza dei livelli nazionali, settoriali e aziendali nella contrattazione rende difficile definire a priori quale sia stata la modalità di coordinamento contrattuale prevalsa in Italia. Certo non si può negare che qualche grado di centralizzazione sia formalmente rimasto nel corso dell'intero periodo. Tuttavia la rilevanza assunta nei diversi momenti dalla contrattazione di settore e aziendale impedisce di poter definire l'Italia come un paese centralizzato a livello salariale. Piuttosto, è divenuto luogo comune nelle discussioni relative alla politica economica (ed anche nel disegno dei modelli macroeconomici) caratterizzare il processo di determinazione salariale in Italia secondo gli schemi di wage leadership. Tale ruolo veniva normalmente attribuito al settore metalmeccanico, specialmente durante gli anni di elevata inflazione, in quanto ai lavoratori sindacalizzati di quel settore si attribuiva la capacità di aver modificato gli equilibri redistributivi dell'immediato secondo dopoguerra.²¹ Più recentemente, alcuni autori sostengono che a partire dalla fine degli anni '80 e dall'inizio degli anni '90 si è modificato lo schema

²⁰ L'importanza relativa dell'inflazione e del potere contrattuale del sindacato nella dinamica dei differenziali retributivi è discussa in Brunello (1993b).

²¹ Si vedano Reichlin e Salvati (1990) e Accornero (1992). Entrambi attribuiscono alla forte omogeneità della base sindacale in quel settore (il cosiddetto *operaio massa*) il punto di forza di quella spinta salariale.

imitativo, trasferendosi il ruolo di leadership al settore pubblico. Tuttavia, almeno finora, l'evidenza empirica non è abbondante.²²

4. L'analisi empirica.

Sulla base della discussione precedente, noi ci concentriamo sul settore privato dell'economia italiana. Dopo aver escluso il settore agricolo, abbiamo scelto di organizzare i dati in due macrosettori, sulla base del grado di esposizione alla competizione internazionale:²³ il settore che produce beni esportabili (**settore 1**) è definito dall'industria in senso stretto (escludendo quindi il settore delle costruzioni), mentre il settore che produce beni e servizi per il mercato interno (**settore 2**) include i servizi primari, la distribuzione commerciale e le costruzioni. Entrambi i settori sono parzialmente sindacalizzati, mentre il grado di copertura (*coverage*) raggiunge quasi il 100% in entrambi i macrosettori.

I nostri dati provengono principalmente dalla Contabilità Nazionale e coprono il periodo che va dal 1951 al 1998.²⁴ Questi dati hanno vantaggi e limiti. Tra i vantaggi vi è sicuramente la lunghezza del periodo coperto, la sufficientemente ampia disaggregazione fino a 18 settori (incluso il settore pubblico) e una definizione delle retribuzioni che include sia il livello nazionale che quello aziendale della contrattazione. Il limite principale è che nelle retribuzioni sono altresì incluse le erogazioni unilaterali delle imprese, sulle quali non vi è alcuna contrattazione da parte dei sindacati.²⁵ Il nostro data-set include inoltre le corrispondenti informazioni relative all'occupazione (misurata in unità di lavoro standard) e ai valori aggiunti settoriali, sia a prezzi correnti che a prezzi costanti (1985). Come misura aggregata del grado di tensione sul mercato del lavoro, abbiamo preferito utilizzare il tasso di disoccupazione nelle regioni centro-settentrionali del paese.²⁶ Vi sono due ragioni a sostegno di questa scelta. Da un lato il grosso della forza lavoro italiana risiede nelle stesse regioni.

²² Si vedano Bordogna (1988) e le empiriche proposte da Gavosto e Sestito (1991) e Brunello (1996). La leadership salariale è stata spesso analizzata non in riferimento al contenimento delle spinte salariali, quanto come base per la spirale salari-prezzi: si veda Barca e Visco (1992).

²³ Se misuriamo il grado di esposizione alla concorrenza internazionale con il rapporto tra importazioni e valore aggiunto a livello settoriale, tutti i settori dell'industria, compreso il settore energetico, registrano dei valori superiori al 30%, mentre tutti gli altri settori registrano valori inferiori.

²⁴ Golinelli e Monterastelli (1990) hanno fornito la connessione tra vecchia e nuova Contabilità.

²⁵ Una possibile alternativa a questa serie è data dalle retribuzioni determinate a livello settoriale (*retribuzioni contrattuali*), utilizzate per esempio da Gavosto e Sestito (1991), che esclude i pagamenti unilaterali (ma anche la contrattazione aziendale).

²⁶ Secondo Soskice (1990) il tasso di disoccupazione misurato in Italia è "...the most misleading of all unemployment figures, and have become more so as the 1980s have progressed..." (ivi, p.47).

Dall'altro, l'aumento della disoccupazione registratosi negli anni ottanta e novanta è principalmente un fenomeno ristretto alle regioni meridionali.²⁷

Le medie e le deviazioni standard delle variabili utilizzate nel lavoro sono riportate in tabella 1, mentre i grafici delle stesse sono presentate nelle figure 1-2-4-7-8. Ulteriori dettagli sulle fonti utilizzate sono riportati nell'Appendice 1.

Tabella 1 – Medie e deviazioni standard delle variabili - Italia 1951-98

<i>Variabile</i>	<i>nome della variabile</i>	<i>media</i>	<i>deviazione stand.</i>
Settore 1 (beni esportabili):			
retribuzioni annuali lorde a prezzi 1985 (milioni di lire)	RW1	19.203	8.522
valore aggiunto per addetto a prezzi 1985 (milioni di lire)	YL1	33.489	14.143
Settore 2 (beni interni):			
retribuzioni annuali lorde a prezzi 1985 (milioni di lire)	RW2	18.081	7.431
valore aggiunto per addetto a prezzi 1985 (milioni di lire)	YL2	31.766	14.491
Disoccupazione nelle regioni centro-settentrionali (%)	UNE	0.069	0.018
Tasso di cambio effettivo reale	EXC	1.409	0.119
Tasso di sindacalizzazione (%)	MEM	0.355	0.068
Cuneo fiscale (%)	WE	0.387	0.080

Il modello empirico che utilizziamo è il seguente vettore autoregressivo

$$(7) \quad \Delta \mathbf{X}_t = \mathbf{v} + \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \Pi \mathbf{X}_{t-1} + E_1 SME_t + G_1 STA_t + Z_1 D_t + \varepsilon_t,$$

dove \mathbf{X} è un vettore che include $(RW_1, RW_2, YL_1, YL_2, UNE, EXC, MEM, WED, trend)$, MEM è il tasso di sindacalizzazione, WED è il cuneo fiscale, $trend$ è un trend lineare, \mathbf{v} è una costante, STA e SME sono variabili dummies che assumono valore unitario rispettivamente dopo il 1971 e tra il 1979 e il 1992, che corrisponde al periodo di partecipazione italiana nel Sistema Monetario Europeo, D_t è un insieme di dummies annuali e $\varepsilon \approx N(0, \Sigma)$. Si tenga presente che, con l'eccezione di UNE , MEM e $trend$, utilizziamo i logaritmi delle variabili che sono incluse nel vettore \mathbf{X} . Osserviamo che la matrice Π incorpora tutte le informazioni rilevanti sulle relazioni di lungo periodo tra le variabili appartenenti a \mathbf{X} . Se il rango r di questa matrice è compreso tra 0 e n , dove n è il numero delle variabili comprese

²⁷ Come dimostrato da Brunello, Lupi e Ordine (2000), è la disoccupazione centro-settentrionale, piuttosto che quello aggregato, ad esercitare un ruolo di disciplina sul mercato del lavoro. Si veda anche Sestito (1994) e i riferimenti bibliografici ivi riportati.

nel vettore \mathbf{X} , vi saranno r vettori cointegranti e i dati possono essere rappresentati nella forma di un modello *error correction*.²⁸

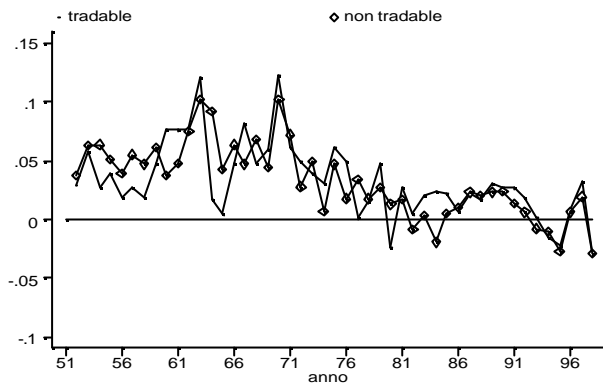


Fig.5 - Var.% salari settoriali (consumer wages)

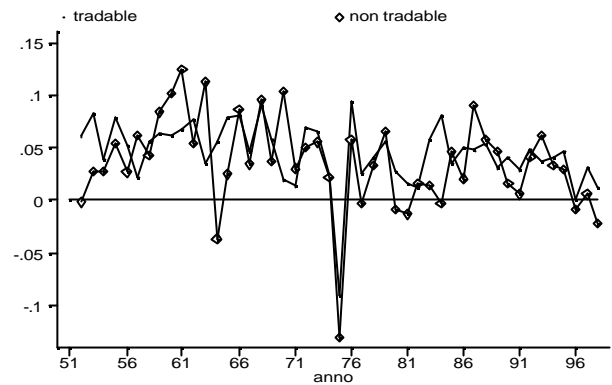


Fig.6 - Var.% produttività lavoro (producer wages)

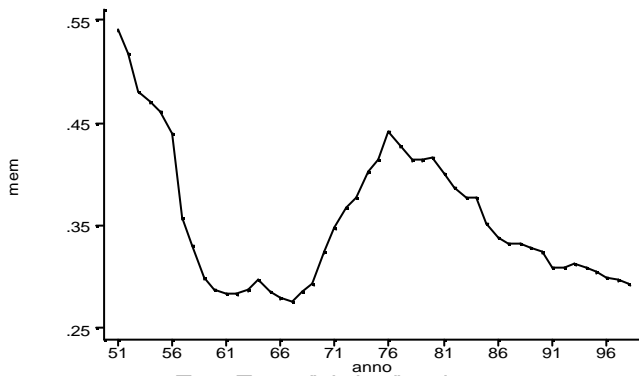


Fig.7 - Tasso di sindacalizzazione

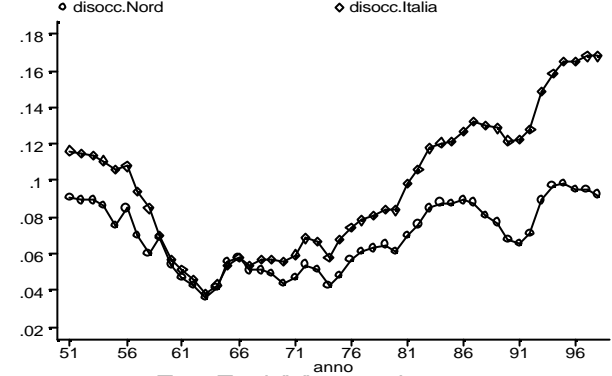


Fig.8 - Tassi di disoccupazione

Siamo partiti da una specificazione con 4 ritardi in ciascuna variabile e attraverso semplificazioni progressive abbiamo ridotto il numero di ritardi a 1.²⁹ Dal momento che non possiamo mai respingere l'ipotesi nulla di resistenza salariale (cioè che il cuneo fiscale non influenzi il salario reale nel lungo periodo), abbiamo deciso di escludere la variabile WED dal vettore \mathbf{X} . L'esistenza di relazioni di cointegrazione tra le variabili incluse nel vettore \mathbf{X} è verificata utilizzando il test di traccia proposto da Johansen e dato da

$$(8) \quad \eta_r = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i)$$

²⁸ Si veda Campbell e Perron (1992).

²⁹ Il test VAR per la riduzione da 2 a 1 ritardo ha un p-value pari 0.39. Un test F che confronta il modello con 1 ritardo a quello con 4 ritardi non può rigettare la versione più parsimoniosa con un intervallo di confidenza al 5%.

dove r è il numero dei vettori cointegranti, T è il numero delle osservazioni, e λ_i sono gli autovalori (stimati) della matrice Π , ordinati in modo decrescente.³⁰ I risultati del test sono riportati in Tabella 2 e mostrano che non possiamo rigettare l'ipotesi di esistenza di almeno 2 vettori cointegranti nei dati.

Tabella 2 – Analisi di cointegrazione: 1952-1998

Autovalore λ_i	(Log)verosimiglianza	rango	Ho: rango=p	η_r	95%
	1256.12	0	$p = 0$	195.4**	146.8
0.8322	1298.07	1	$p \leq 1$	124*	114.9
0.6923	1325.77	2	$p \leq 2$	76.8	87.3
0.4944	1341.80	3	$p \leq 3$	49.5	63.0
0.4413	1355.48	4	$p \leq 4$	26.3	42.4
0.1950	1368.50	5	$p \leq 5$	12.7	25.3
0.0974	1370.91	6	$p \leq 6$	4.1	12.2

Se interpretiamo i vettori di cointegrazione come relazioni di lungo periodo tra le variabili che stiamo analizzando, la non unicità degli stessi crea qualche problema, dal momento che anche combinazioni lineari di vettori cointegranti sono a loro volta combinazioni cointegranti. Quando il rango della matrice Π è maggiore di uno, è sempre possibile decomporre la stessa matrice come $\Pi = \alpha\beta'$, dove α è la matrice dei fattori di carico (*loading factors*) e β' è la matrice degli autovettori. Utilizziamo il modello di contrattazione discusso nel secondo paragrafo per imporre delle restrizioni sui coefficienti sia di α che di β , e per verificarne la validità statistica. La Tabella 3 riporta le matrici dei fattori di carico e degli autovettori contenenti le restrizioni. Il test di massima verosimiglianza contro il modello non ristretto ha un p-value pari a 0.228. Quindi le restrizioni imposte non possono essere rigettate dai dati. Nella seconda parte della Tabella 3 riportiamo anche la matrice di lungo periodo Π contenente le restrizioni. Questa matrice indica che il valore aggiunto per addetto nel settore 2, il tasso di cambio reale ed il tasso di disoccupazione sono debolmente esogeni per la determinazione dei parametri di lungo periodo nelle equazioni rimanenti.

³⁰ Si vedano Johansen e Juselius (1990), Banerjee e alt. (1993) e Favero (1996) per un'analisi più dettagliata di questa procedura.

Tabella 3 – Vettori cointegranti

	fattori di carico		autovettori	
	α_1	α_2	β_1	β_2
UNE	0.00	0.00	14.51 (4.38)	2.39 (0.93)
RW1	0.02 (.004)	-0.14 (0.029)	1.00	-0.83 (0.10)
RW2	0.04 (0.003)	-0.15 (0.019)	0.00	1.00
YL1	0.01 (0.004)	0.00	-1.00	0.00
YL2	0.00	0.00	0.00	1.00
EXC	0.00	0.00	-2.47 (0.68)	0.00
MEM	0.00	-0.12 (0.014)	-2.79 (0.98)	0.00
Trend	--	--	-0.06 (0.005)	0.03 (0.004)

LR-test, rango=2; p-value: 0.228
standard errors in parentesi

matrice di lungo periodo contenente le restrizioni $\Pi = \alpha\beta'$, rango 2

	UNE	RW1	RW2	YL1	YL2	MEM	EXC	Trend
UNE	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
RW1	0.004	0.14	-0.14	-0.02	0.14	-0.06	-0.06	-0.005
RW2	0.18	0.17	-0.16	-0.04	0.16	-0.11	-0.09	-0.007
YL1	0.18	0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.03	-0.03	-0.00
YL2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
EXC	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
MEM	-0.30	0.10	-0.12	0.00	0.12	0.00	0.00	-0.003

Consideriamo ora i due vettori cointegranti che abbiamo ottenuto. Il primo vettore è dato da

$$RW_1 - YL_1 + 14.51 \cdot UNE - 2.43 \cdot EXC - 2.79 \cdot MEM - 0.06 \cdot Trend = z_1$$

Interpretiamo questa relazione come riferita alla determinazione del salario reale nel settore che produce beni esportabili. Secondo questa interpretazione, la pressione salariale in questo settore è strettamente connessa nel lungo periodo al valore aggiunto per addetto, al tasso di disoccupazione nel Centro-Nord, al tasso di sindacalizzazione e al tasso di cambio reale. Dal momento che sia il tasso di disoccupazione che il tasso di cambio sono entrambi debolmente esogeni, riteniamo che questo vettore suggerisca che i salari nel settore *tradable* siano direttamente condizionati sia dalla disciplina interna (via disoccupazione) che da quella esterna (via tasso di cambio). Inoltre, si osservi che il salario dell'altro settore non gioca alcun ruolo significativo.

Il secondo vettore è dato da

$$RW_2 - YL_2 - 0.84 \cdot RW_1 + 1.87 \cdot UNE + 0.030 \cdot Trend = z_2$$

Interpretiamo questa relazione come la pressione salariale che si origina nel settore che produce beni destinati al mercato interno. Si noti innanzitutto che il tasso di sindacalizzazione ed il tasso di cambio reale non entrano in questa equazione. Tuttavia esiste una relazione stretta con il salario reale che si determina nell'altro settore che produce beni destinati all'esportazione. Se la nostra lettura è corretta, il salario reale del secondo settore, protetto dalla competitività internazionale, è indirettamente

influenzato dal tasso di cambio attraverso l'impatto che esso esercita sul settore esposto e attraverso l'effetto imitativo tra i due settori. Possiamo quindi affermare che la disciplina interna e quella esterna sono comunque operanti anche nel settore protetto, grazie agli effetti di spill-over che la contrattazione salariale nel primo settore esercita sul secondo.

Una interpretazione alternativa di questi stessi vettori suggerisce che essi indichino la determinazione nel lungo periodo delle quote distributive. In questo senso questo lavoro offre sostegno alla tesi che, almeno nel nostro paese, la determinazione delle quote distributive sia imputabile più a fattori di spinta salariale (*wage push*) che non a fattori di tipo tecnologico.³¹

Con queste restrizioni sui vettori cointegranti, abbiamo stimato l'intero modello utilizzando una formalizzazione di tipo *error correction*, per tener conto della dinamica di breve periodo. Condizioniamo la stima alle variabili debolmente esogene (tasso di cambio reale *EXC*, tasso di disoccupazione *UNE*, valore aggiunto per addetto nel settore protetto *YL2*), alle dummies *SME* (partecipazione dell'Italia al Sistema Monetario Europeo) e *STA* (introduzione dello Statuto dei Lavoratori) e ad alcune dummies annuali per tener conto di alcuni specifici rinnovi contrattuali. Il modello stimato con il metodo della massima verosimiglianza è riportato nell'Appendice 2, mentre la sua capacità predittiva è rappresentata in Figura 9.³²

5. Conclusioni

Il modello empirico presentato e discusso nei paragrafi precedenti suggerisce la presenza di rilevanti asimmetria nella determinazione dei salari settoriali. Innanzitutto i salari reali nel settore esposto non dipendono solo dalla produttività del lavoro ma anche da una misura della disciplina interna imposta dalle condizioni del mercato del lavoro (per come registrato dal tasso di disoccupazione del Centro-Nord) e della disciplina imposta dalla concorrenza internazionale (per come registrata dal tasso di cambio reale). Invece, nel settore protetto le retribuzioni reali risentono solo della produttività del lavoro settoriale, del tasso di disoccupazione e del salario contrattato nel settore esposto; inoltre, l'impatto diretto della disciplina interna nel settore protetto è inferiore che in quello esposto. La disciplina esterna vi opera solo per via indiretta, attraverso le modificazioni che induce nelle retribuzioni del settore esposto. Interpretiamo questi risultati come conferma del fatto che il settore protetto è sottoposto ad una disciplina limitata, ed è solo grazie al coordinamento contrattuale dei sindacati e/o alla possibile presenza di fenomeni imitativi verso i settori esposti che la moderazione salariale si è imposta anche in questo settore.

³¹ Blanchard (1998) definisce questo come *supply shocks*: "... an increase in the wage required by workers at a given rate of unemployment and a given level of labor productivity".

³² Le stime sono ottenute attraverso semplificazione sequenziale basata sulla significatività statistica dei coefficienti residui e sui test diagnostici di sistema.

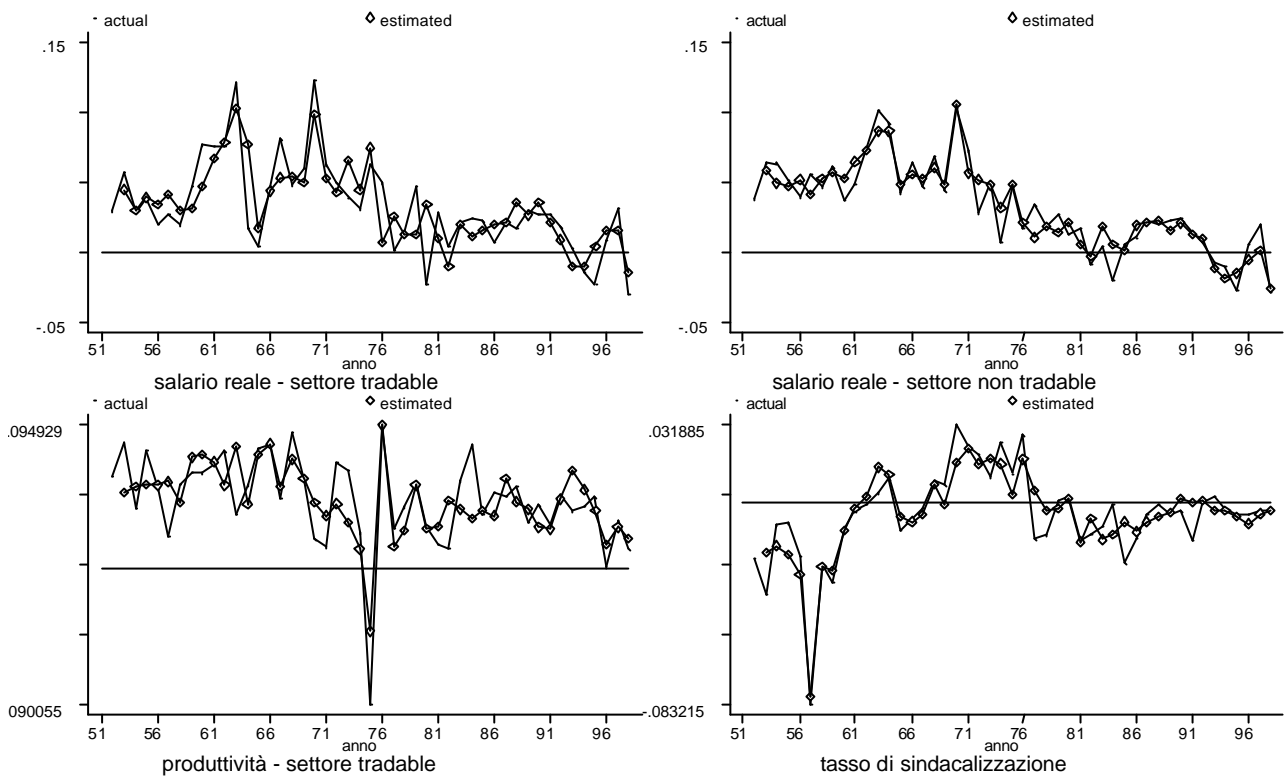


Fig.9 - Bontà predittiva - variazione % - stime FIML

Riferimenti bibliografici

- Accornero A. (1992), *La parabola del sindacato*, Il Mulino, Bologna.
- Akerlof G. (1984), Gift exchange and efficiency-wage theory: four views, *American Economic Review* 74, 2: 79-83.
- Baici E. e Dell'Aringa C. (1994), L'ingresso dell'Italia nel Sistema Monetario Europeo ed i suoi effetti sul meccanismo di determinazione dei salari, in C.Dell'Aringa (1994) (ed), *Caratteri strutturali dell'inflazione italiana*, Il Mulino, Bologna.
- Banerjee A., Dolado J., Galbraith K. e Hendry D. (1993), *Cointegration, error correction and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press.
- Barca F. e Magnani M. (1990), *L'industria tra capitale e lavoro - Piccole e grandi industrie dall'autunno caldo alla ristrutturazione*, il Mulino.
- Barca F. e Visco I. (1992), L'economia italiana nella prospettiva europea: terziario protetto e dinamica dei redditi nominali, *Temi di discussione Banca d'Italia* n.175, July.
- Blanchard O. (1998), The medium run, in *Brooking Papers on Economic Activity*.
- Blanchflower D., Oswald A. e P.Sanfey (1996), Wages, Profits and rent-Sharing, *The Quarterly Journal of Economics*: 227-251.
- Booth A. (1995), *The Economics of the Trade Union*, Oxford, Blackwell.
- Bordogna L. (1988), Differenziali retributivi, sindacalizzazione e rincorse salariali, in AAVV (1988), *Il sistema retributivo verso gli anni '90*, Jovine.
- Borjas G. e Ramey V. (1995), Foreign competition, market power and wage inequality, *Quarterly Journal of Economics*: 1075-1110.
- Brunello G. (1993a), Markups in the labour and product markets and the relative performance of industry and services: Italy 1951-90, *CEPR Working Paper* #811.
- Brunello G. (1993b), Differenziali salariali interni e produttività; alcune note sul caso italiano, in *Politica Economica*, 9, 1: 129-150.
- Brunello G. (1996), L'interazione tra salari pubblici e privati nell'economia italiana del dopoguerra, in *Politica Economica*, 11, 1, 85-115.
- Brunello, G., Lupi, C. e Ordine, P., (2000), Regional Disparities and the Italian NAIRU, *Oxford Economic Papers*, 52, 146-177.
- Bruno M. e Sachs J. (1985), *The economics of worldwide stagflation*, MIT Press.
- Campbell, J. e Perron P. (1992), Pitfalls and opportunities: What Macroeconomists should know about Unit Roots, in Blanchard O. e Fischer S, (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press.
- Cella G.P. e Treu T. (1989), *Relazioni industriali*, Il Mulino, Bologna.

- Checchi D. (1995), La moderazione salariale negli anni 80 in Italia. Alcune ipotesi interpretative basate sul comportamento dei sindacati, *Lavoro e Relazioni Industriali* 2: 57-94.
- Corden M. 1985, *Inflation, Exchange Rates and the World Economy*, Clarendon, Oxford.
- Dickens T. e Katz L., Inter-industry wage differentials and industry characteristics, in Lang, K. e Leonard, J., (1985), *Unemployment and the Structure of the Labor Market*, Blackwell.
- DiNicola P. (1989), *Quarant'anni di tesseramento CGIL 1949-1988*, Ediesse
- Dornbusch R. (1980), *Open Economies Macroeconomics*, Basic Books, New York.
- Erickson C. e Ichino, A. (1995), Wage differentials in Italy: market forms, institutions and inflation, in R.Freeman e L.Katz 1995 (eds), *Differences and Changes in Wage Structures*, Chicago University Press.
- Favero C. (1996), *Econometria*, Nuova Italia Scientifica.
- Ferner A. e Hyman R. (1992), Italy: between Political Exchange and Micro-Corporatism, in Ferner A. e Hyman R., (eds.), *Industrial Relations in Europe*, Wiley, New York.
- Freeman R. e Katz L. (1988), Industrial Wages and Employment determination in an Open economy, in Abowd J. e Freeman R., (1988), *Immigration, Trade and the labor Market*, Chicago University Press.
- Freeman R. e Medoff J. (1980), *What Do Unions Do?*, Basic Books.
- Gavosto A. e Sestito P. (1991), Dinamica retributiva e differenziali salariali, *Temi di discussione Banca d'Italia* n.153, July.
- Giavazzi F. e Spaventa L. (1989), Italy - The real effects of inflation and disinflation, *Economic Policy*, 8: 133-171
- Golinelli R. e Monterastelli M. (1990), Un metodo per la ricostruzione delle serie storiche compatibili con la nuova contabilità nazionale (1951-1989), *Nota di lavoro #9001* Prometeia, Bologna.
- Grossman G. (1984), International Competition and the Unionized Sector, *Canadian Journal of Economics*: 541-556.
- Hendry D. e Doornick A. (1994), *PC-FIML 8.1, Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems*, Oxford.
- Johansen S. e Juselius K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2: 169-210.
- Johansen S. e Juselius K. (1992), Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics*, 53: 211-244.
- Krueger A. e Summers L. (1988), Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure, *Econometrica*: 259-293.
- Layard R., Nickell S. e Jackman R. (1991), *Unemployment*, Oxford University Press.

- Lawrence e Lawrence (1985), Relative Wages in US Manufacturing: an Endgame Interpretation, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 47-106.
- Nickell S. e Kong P. (1992), An investigation into the power of insiders in wage determination, *The European Economic Review*, 36: 1573-1599.
- Nickell S. e Wadhvani S. (1990), Insider Power in Wage determination, *The Economic Journal*: 496-509.
- Ordine P. (1994a), Fattori insider and outsider nella determinazione del wage drift: un'analisi per l'industria manifatturiera italiana, in *Rivista Internazionale di Scienze Sociali* 102/1: 89-105.
- Ordine P. (1994b), Wage drift and minimum contractual wage: theoretical interrelationship and empirical evidence for Italy, *Labour Economics*.
- Oswald A. (1979), Wage determination in an Economy with many trade unions, *Oxford Economic Papers*, 31, 3: 526-45.
- Pencavel J. (1991), *Labour Markets under Trade Unionism*, Oxford, Blackwell.
- Regini M. (1979), *I dilemmi del sindacato*, Il Mulino, Bologna.
- Reichlin L. e Salvati M. (1990), Industrial employment in Italy: the consequences of shifts in union power in the 1970s and 1980s, in R.Brunetta e C.Dell'Aringa 1990 (eds), *Labor Relations and Economic Performance*, McMillan.
- Revinga A. (1992), Exporting Jobs? The Impact of Import Competition on Employment and Wages in US Manufacturing, *The Quarterly Journal of Economics*: 255-284.
- Sandemann R. B. (1992), Union cooperation and non-traded goods in general equilibrium, *Scandinavian Journal of Economics*, 94/4: 561-59.
- Sestito P. (1994), Determinazione dei salari in Italia: una rassegna della letteratura empirica. Un'analisi della letteratura macro, in Dell'Aringa C. (ed), *La determinazione dei salari*, Edizioni Scientifiche Italiane.
- Sestito P. (1995), Il livello aziendale della contrattazione sindacale in Italia: una rassegna della evidenza ed alcune considerazioni, Banca d'Italia, mimeo.
- Soskice D. (1990), Wage Determination: the changing role of institutions in advanced industrialised countries, *Oxford Review of Economic Policy* 6/4: 36-61.
- Wes, M. (1996), Intra-industry Trade, Firm Mobility and the Union Bargaining Game, *CEP Discussion Paper no. 300*, London School of Economics.

Appendice 1 – Fonti dei dati

La definizione delle variabili utilizzate nel lavoro è la seguente:

W_i = redditi da lavoro dipendente, al lordo di tasse e oneri sociali. Fonte: Contabilità Nazionale.³³

R_i = valore aggiunto a prezzi correnti. Fonte: Contabilità Nazionale.

L_i = unità standard di lavoro dipendente. Fonte: Contabilità Nazionale.

P_c = indice dei prezzi la consumo. Fonte: ISTAT, Bollettino Statistico.

EXC = tasso di cambio reale, ottenuto come media ponderata dei tassi di cambio bilaterali con Stati Uniti, germani e Francia; i pesi utilizzati si riferiscono alle quote di questi paesi nel totale delle esportazioni italiane. Fonte: Banca d'Italia, Relazione economica, varie annate. Questi dati sono disponibili a partire dal 1977. Per gli anni precedenti, i tassi di cambio bilaterali sono misurati dal rapporto tra il deflatore del PIL italiano con i deflatori dei prodotti interni degli altri paesi, convertiti col tasso di cambio spot. Fonte: IMF, IFS Statistics, varie annate. Infine i dati per il periodo 1951-1954 sono ottenuti applicando il tasso di variazione medio per i primi sei anni disponibili.

UNE = tasso di disoccupazione nelle regioni Centro-Settentrionali dell'Italia. Fonte: Banca d'Italia.

MEM = lavoratori attivi iscritti al sindacato (solo alle due confederazioni principali CGIL e CISL) in rapporto all'occupazione dipendente. Fonte: Di Nicola (1989) e Cella e Treu (1989).

Le variabili utilizzate nell'analisi empirica sono state così costruite:

$$\text{salario reale} = RW_i = \frac{W_i}{L_i P_c}, \quad i = 1,2$$

$$\text{produttività del lavoro} = YL_i = \frac{R_i}{L_i P_c}, \quad i = 1,2$$

$$\text{quota dei salari sul valore aggiunto} = \frac{W_i}{R_i} = \frac{RW_i}{YL_i}, \quad i = 1,2$$

Il settore che produce beni esportabili (*settore 1*) include tutti i settori industriali ad esclusione del settore della costruzioni (energia, chimica, metalli, estrattivo, macchine e attrezzature, mezzi di trasporto, alimentare, tessile legno, carta), mentre il settore che produce beni interni (*settore 2*) include le costruzioni e i servizi del settore privato (trasporti e comunicazioni, credito e assicurazioni, commercio e turismo). L'agricoltura, i servizi pubblici e i servizi alla persona sono stati esclusi.

³³ I dati di Contabilità Nazionale provengono sia dalle fonti originarie (dopo il 1970) e dalla ricostruzione delle stesse indietro al 1951 prodotta da Golinelli e Monerastelli (1990).

Appendice 2 – La stima del modello di breve periodo

EQ(1) Estimating the model by FIML

The present sample is: 1953 to 1998

Equation 1 for DRW1

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE
DRW2_1	-0.532785	0.183940	-2.897	0.0064	0.198211
DYL1_1	-0.152513	0.114784	-1.329	0.1923	0.0875164
DMEM_1	0.273935	0.234777	1.167	0.2510	0.159899
DUNE	-0.538247	0.460612	-1.169	0.2503	0.484138
REC1_1	0.0377632	0.0117008	3.227	0.0027	0.00888429
REC2_1	-0.148990	0.0509949	-2.922	0.0060	0.0473487
DEXC	-0.101966	0.0742074	-1.374	0.1779	0.0618862
DEXC_1	-0.160204	0.0670854	-2.388	0.0223	0.0444457
DYL2	0.222562	0.0862172	2.581	0.0141	0.0903900
SME	-0.0141885	0.0115993	-1.223	0.2292	0.00930059
D63	0.0428991	0.0203833	2.105	0.0424	0.0104058
D70	0.0422635	0.0194798	2.170	0.0367	0.00728994
Constant	-0.201571	0.0944302	-2.135	0.0397	0.0890177

$\sigma = 0.01854844$

Equation 2 for DRW2

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE
DRW2_1	-0.227819	0.119188	-1.911	0.0639	0.109248
DYL1_1	-0.151897	0.0779632	-1.948	0.0592	0.0717573
DUNE	0.411470	0.322880	1.274	0.2107	0.336107
REC1_1	0.0394769	0.00748775	5.272	0.0000	0.00688489
REC2_1	-0.132246	0.0321881	-4.109	0.0002	0.0306509
DEXC	-0.149530	0.0456399	-3.276	0.0023	0.0400010
DEXC_1	-0.136103	0.0446454	-3.049	0.0043	0.0530461
DYL2	0.0765862	0.0568119	1.348	0.1861	0.0529429
DYL2_1	0.141954	0.0645401	2.199	0.0344	0.0636722
SME	-0.0141148	0.00787896	-1.791	0.0816	0.00698053
D63	0.0175993	0.0128597	1.369	0.1796	0.00735879
D70	0.0521652	0.0121739	4.285	0.0001	0.00591940
Constant	-0.177529	0.0580104	-3.060	0.0042	0.0576039

$\sigma = 0.01263681$

Equation 3 for DYL1

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE
DRW2_1	0.210330	0.176264	1.193	0.2406	0.188107
DUNE	0.773732	0.500317	1.546	0.1307	0.474990
DUNE_1	0.571901	0.461787	1.238	0.2236	0.445202
DYL2	0.347468	0.0843327	4.120	0.0002	0.124218
SME	0.0225922	0.0112536	2.008	0.0522	0.0138513
STA	-0.0303855	0.0100237	-3.031	0.0045	0.00945453
D76	0.0523558	0.0232239	2.254	0.0304	0.00881770
Constant	0.0335379	0.0122461	2.739	0.0095	0.0164304

$\sigma = 0.02245794$

Equation 4 for DMEM

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	HCSE
DRW1_1	0.165038	0.0546071	3.022	0.0046	0.0460980
DUNE	-0.337692	0.218699	-1.544	0.1313	0.195130
DUNE_1	0.202101	0.197154	1.025	0.3122	0.187966
REC2_1	-0.0851530	0.0155044	-5.492	0.0000	0.0175411
DYL2	0.0680956	0.0339790	2.004	0.0526	0.0361340
DYL2_1	-0.0632322	0.0366665	-1.725	0.0932	0.0411858
STA	0.00499493	0.00360922	1.384	0.1749	0.00344205
D57	-0.0601649	0.00929746	-6.471	0.0000	0.00629692
Constant	-0.186123	0.0297949	-6.247	0.0000	0.0350604

$\sigma = 0.008838437$

loglik = 808.42366 $\log|\Omega| = -35.1489$ $|\Omega| = 5.43308e-016$ T = 46
 LR test of over-identifying restrictions: $\chi^2(37) = 49.557$ [0.0812]

correlation of residuals

	DRW1	DRW2	DYL1	DMEM
DRW1	1.000			
DRW2	0.020397	1.000		
DYL1	-0.24753	-0.33915	1.000	
DMEM	0.18438	-0.35031	-0.088029	1.000

DRW1 : Portmanteau 6 lags= 7.4144
 DRW2 : Portmanteau 6 lags= 8.7862
 DYL1 : Portmanteau 6 lags= 8.479
 DMEM : Portmanteau 6 lags= 7.8944
 DRW1 : AR 1- 2F(2, 24) = 4.1401 [0.0285] *
 DRW2 : AR 1- 2F(2, 24) = 2.9514 [0.0714]
 DYL1 : AR 1- 2F(2, 24) = 10.011 [0.0007] **
 DMEM : AR 1- 2F(2, 24) = 8.7002 [0.0014] **
 DRW1 : Normality $\chi^2(2)$ = 0.545529 [0.7613]
 DRW2 : Normality $\chi^2(2)$ = 1.0014 [0.6061]
 DYL1 : Normality $\chi^2(2)$ = 1.3631 [0.5058]
 DMEM : Normality $\chi^2(2)$ = 2.9154 [0.2328]
 DRW1 : ARCH 1 F(1, 24) = 0.122714 [0.7292]
 DRW2 : ARCH 1 F(1, 24) = 0.565465 [0.4594]
 DYL1 : ARCH 1 F(1, 24) = 0.258697 [0.6157]
 DMEM : ARCH 1 F(1, 24) = 0.719473 [0.4047]
 Vector portmanteau 6 lags= 107.74
 Vector AR 1-2 F(32, 93) = 0.808216 [0.7489]
 Vector normality $\chi^2(8)$ = 5.3633 [0.7181]