

RIGIDITÀ SALARIALI E RUOLO
DELLE ISTITUZIONI: UN'ANALISI
MICROECONOMETRICA1. *Introduzione*

Questo capitolo intende contribuire alla letteratura sulla flessibilità dei salari in Italia con riferimento all'esperienza recente e attraverso un'analisi microeconomica. L'approccio adottato consente di distinguere tra diverse forme di rigidità e integrare i più tradizionali studi macro, che invece analizzano la rigidità come generico «aggiustamento lento ai fondamentali». Un primo tipo di rigidità, quella verso il basso dei salari nominali (*downward nominal wage rigidity*, Dnwr), rallenta l'aggiustamento dei salari solo quando le imprese desidererebbero tagliare i salari nominali, ma non quando sono disposte ad aumentarli. La presenza di salari minimi, e la contrattazione centralizzata più in generale, farebbero pensare ad ulteriori, e diverse, forme di rigidità: i primi, influenzando la distribuzione delle variazioni salariali nella parte bassa della distribuzione; la seconda, agendo in modo abbastanza simmetrico sia nella parte bassa che in quella alta della distribuzione. E i costi di transazione, che ostacolano sia i piccoli aumenti che le piccole diminuzioni dei salari, costituirebbero una forma ancora diversa di rigidità.

La presenza di questa pluralità di forme di rigidità, non rilevabile attraverso gli studi macroeconomici, risulta particolarmente interessante anche in termini di politica economica. Per esempio, mentre un livello positivo di inflazione può risultare salutare in un'economia eccessi-

Questo capitolo è di Francesco Devicienti e Agata Maida.

vamente afflitta da Dnwr (in quanto favorisce il riallineamento dei salari reali), la stessa ricetta sarebbe del tutto inutile, e probabilmente dannosa, nel caso in cui la rigidità dei salari fosse di tipo reale e legata alla contrattazione centralizzata.

Studi mirati a comprendere quanto i salari nominali siano rigidi verso il basso sono presenti in letteratura, a partire dal contributo seminale di McLaughlin [1994]¹. Tuttavia, la letteratura precedente ha focalizzato l'attenzione sulla rigidità nominale trascurando in parte l'analisi della rigidità dei salari reali. L'analisi empirica e il comune buon senso sembrano suggerire che in molti paesi europei, in particolar modo in Italia, le rigidità salariali reali siano importanti almeno quanto le rigidità salariali nominali. In generale, ci si aspetta che ciò sia vero principalmente in quelle situazioni in cui la contrattazione collettiva a livello centralizzato ha come obiettivo la salvaguardia del potere d'acquisto dei lavoratori, specie se ciò tende ad avvenire a scapito del ruolo allocativo dei salari. L'approccio adottato in questo capitolo permette di stimare l'importanza relativa di due tipi fondamentali di rigidità, la rigidità verso il basso dei salari nominali e la rigidità verso il basso dei salari reali. È questo l'obiettivo del par. 2.

La rigidità dei salari così come definita sopra è essenzialmente un fenomeno di breve periodo. Nel medio/lungo periodo, i salari reali – sia pur lentamente – tendono a muoversi verso una sorta di distribuzione di equilibrio. Nel tempo questa può modificarsi sia in risposta alle forze di mercato (si pensi, ad esempio, ai mutamenti tra le qualifiche determinati dal cambiamento tecnologico) sia alle riforme istituzionali avvenute nel mercato

¹ Card e Hyslop [1997] e Kahn [1997] per gli Stati Uniti; Christofides e Leung [2002] e Crawford e Harrison [1998] per il Canada; Nickell e Quintini [2003] per la Gran Bretagna; Feher e Goette [2000] per la Svizzera; Knoppik e Beissenger [2001] per la Germania; Dessy [2002] e Devicienti [2002] per l'Italia.

del lavoro, in primo luogo l'abolizione della scala mobile [Brandolini, Cipollone e Sestito 2002; Cappellari 2000; Casavola, Gavosto e Sestito 1995; Di Nardo, Fortin e Lemieux 1996; Erikson e Ichino 1995; Katz e Murphy 1992; Lucifora 1999; Manacorda 2002; 2004; Oecd 1996b].

Se un certo consenso sembrerebbe emergere sulle cause degli andamenti della distribuzione salariale, una serie di questioni altrettanto importanti attendono ancora di essere compiutamente analizzate. In particolare, ci chiediamo in questo capitolo: l'allargamento dei differenziali, che pure c'è stato, è andato nella direzione giusta, nel senso di fornire i corretti incentivi agli agenti economici a fronte dei cambiamenti negli scenari competitivi? Svincolata dall'imbrigliatura istituzionale rappresentata dalla scala mobile – che com'è noto produceva una distorsione in senso egualitario dei differenziali – non ci si aspetterebbe che la distribuzione dei salari tenda verso una configurazione d'equilibrio che premi più che in passato le abilità maggiormente richieste dal nuovo ambiente economico e tecnologico?

I risultati di questo capitolo suggeriscono che in realtà ciò è avvenuto solo in parte. La portata dei cambiamenti intervenuti a partire dagli anni Ottanta e nell'era della «globalizzazione» – con ondate di innovazioni fondamentali in ambito tecnologico, informatico, organizzativo e regolativo – autorizzerebbe a pensare che a beneficiare dell'allargamento dei differenziali salariali siano stati soprattutto quei lavoratori in possesso di una miriade di conoscenze specifiche (ad es., abilità informatiche), anche se spesso non osservabili dall'analista [Snower 1999]. E invece i nostri risultati mostrano come la maggior parte dell'incremento della dispersione salariale è spiegata dall'aumento del rendimento di poche caratteristiche osservate, per lo più di tipo «tradizionale» come l'anzianità lavorativa e la qualifica contrattuale, caratteristiche che risulta difficile associare alle esigenze del «nuovo paradigma tecnologico». È questo l'argomento del par. 3 del capitolo.

Accanto alle rigidità verso il basso dei salari (nominali e reali) misurata nel breve periodo, alla non rispondenza dei salari reali alle condizioni locali (ovvero la «curva [dei salari] che non c'è», Lucifora e Orrigo [1999])², all'eccessiva predeterminazione della mobilità retributiva [Contini 2002], quella dei differenziali salariali costituisce un'ulteriore dimensione della scarsa flessibilità della struttura salariale italiana, non ancora evidenziata dalla letteratura empirica sulla disuguaglianza dei salari in Italia. L'efficacia del processo di determinazione dei salari in Italia nel fornire adeguati segnali per una corretta allocazione delle risorse viene ulteriormente messa in dubbio, richiamando l'attenzione del *policy maker* su questo cruciale tassello del funzionamento del mercato del lavoro.

2. Rigidità verso il basso dei salari nominali e reali

2.1. La stima delle rigidità dei salari da dati micro

La maggior parte degli studi empirici di tipo micro che hanno cercato di stimare la natura e l'entità delle rigidità salariali ipotizzano, come punto di partenza, l'esistenza di una distribuzione *nozionale* delle variazioni percentuali dei salari *nominali*. Indichiamo con Δw_{it}^* tale variazione per il lavoratore *i*-esimo tra l'anno *t* e l'anno *t*+1. La distribuzione è nozionale in quanto rappresenta una situazione controfattuale, non osservabile, di assenza di rigidità salariale. Nella fig. 15.1 tale distribuzione, assunta essere approssimativamente normale, è rappresentata da $f(\Delta w_{it}^* | X_{it})$: se non avessero impedimenti, le imprese desidererebbero variare i salari nominali in base alla distribuzione *f*, la cui

² Un filone della letteratura ha focalizzato l'attenzione sulla stima della cosiddetta *curva del salario*, una relazione negativa tra i salari reali e i tassi locali di disoccupazione, spesso associata ad un mercato del lavoro non-walrasiano che presenta disoccupazione di equilibrio («naturale» o di lungo periodo). Tuttavia, le stime disponibili per l'Italia non sembrano supportare empiricamente la validità dell'ipotesi.

posizione dipende dalle caratteristiche X_{it} del lavoratore e del posto di lavoro che questi ricopre (nel seguito ometteremo gli indici *i* e *t*, per semplicità).

Le istituzioni vigenti nel mercato del lavoro possono però porre un ostacolo ai piani di aggiustamento salariale delle imprese. I lavoratori, attraverso le loro organizzazioni, possono per esempio ostacolare i tagli nei salari nominali. Nella fig. 15.1 ciò è rappresentato dalla presenza di una freccia denominata *nominal*, che indica come alcune variazioni nozionali Δw^* possano essere negative (al di sotto della soglia a 0), ma non possono essere implementate a causa della resistenza posta dai lavoratori (Dnwr). In tal caso la variazione *effettiva* dei salari, Δw , risulta pari a zero, anziché negativa; i tagli salariali desiderati vengono, dunque, per così dire, «congelati» (*wage freeze*).

Un'altra forma di rigidità, denominata *downward real wage rigidity* (Drwr), postula invece che, talvolta, le imprese non possono neanche realizzare gli incrementi desiderati dei salari nominali, e sono invece costrette dalle istituzioni presenti nel mercato del lavoro a concedere aumenti percentuali uniformi, pari alla soglia *r* nella fig. 15.1. In questo caso, non solo alcuni tagli nozionali sono impediti e trasformati in $\Delta w = r$ (come rappresentato dalla freccia più lunga denominata *real*), ma anche alcune variazioni nozionali comprese tra 0 ed *r* sono «forzatamente» aumentate fino a coincidere con la soglia *r* (si veda la freccia *real* più piccola). La soglia *r* non ha un'interpretazione univoca, potendo rappresentare sia una sorta di inflazione attesa sia, come vedremo più avanti, le variazioni dettate dai contratti di categoria e dunque limitanti le decisioni autonome e decentrate d'impresa. In un modo o nell'altro, la Drwr cerca di cogliere l'idea per cui i salari nominali, in alcuni casi, non possono essere incrementati meno di una certa soglia maggiore di zero.

La stima della rigidità dei salari nel presente modello consiste proprio nel quantificare il numero di volte in cui i vincoli rappresentati dalle soglie a 0 e a *r* sono costrit-

tivi. In altre parole, si chiede al modello econometrico di *a)* stimare la probabilità che il meccanismo descritto come Dnwr sia operante, denotiamo questa probabilità con p_n , *b)* stimare la probabilità che il meccanismo descritto come Drwr sia operante, denotiamo questa probabilità con p_r , e *c)* stimare i parametri della distribuzione nozionale f .

Per quanto riguarda la soglia r , due strategie vengono percorse. Una prima lascia stimare il valore di soglia della rigidità reale r al modello. La seconda identifica il valore di soglia della rigidità reale attraverso informazioni esterne, introducendo direttamente nel *panel* Inps i minimi imposti dai contratti nazionali di categoria. In entrambi i casi, si permette che ci sia una certa variabilità nel valore preciso della soglia, assumendo cioè che $r = \bar{r} + \varepsilon_r$, in cui \bar{r} è o stimato dal modello o fissato esternamente (al valore proveniente dai contratti di categoria), mentre la varianza di ε_r (denotata σ_r^2) è sempre stimata all'interno del modello.

Infine, il modello ammette la possibilità – come vedremo cruciale per i nostri dati – che alcune variazioni salariali siano osservate con errori di misura, che, se non opportunamente tenuti in conto, possono rendere le stime poco attendibili. Assumendo che gli errori siano distribuiti normalmente, il modello stimerà la percentuale (denotata con M) di variazioni salariali che sono misurate con errore, e la varianza del termine di errore (σ_m^2).

Questo modello generalizza l'approccio originariamente proposto da Altonji e Devereux [1999] per stimare la Dnwr, in quanto consente di stimare congiuntamente sia la Dnwr sia la Drwr (cfr. Devicienti, Maida e Sestito [2003] per una descrizione completa del modello). Essenzialmente la stima viene effettuata col metodo della massima verosimiglianza, assumendo che le componenti stocastiche della distribuzione nozionale f , della soglia r e dell'errore di misura abbiano tutte distribuzione normale.

I limiti del modello non vanno sottaciuti. In primo luogo, esso distingue tra Dnwr e Drwr, ma non è in grado di analizzare direttamente altri tipi di rigidità (ad

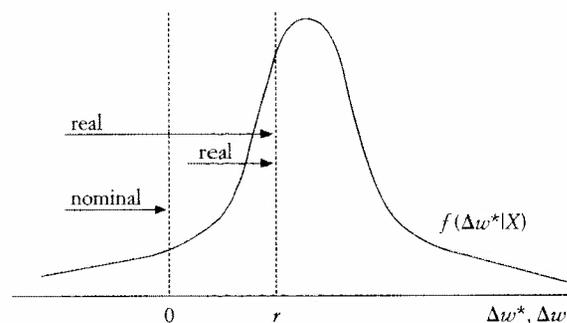


FIG. 15.1. Distribuzione nozionale della variazione percentuale dei salari reali e rigidità nominali e reali.

es., *menu costs*). In secondo luogo, occorre rilevare che l'identificazione congiunta della distribuzione nozionale, della soglia di rigidità r , delle probabilità di Dnwr e Drwr, e del processo di errore è operazione intrinsecamente difficile, essenzialmente per la loro non osservabilità. L'identificazione avviene dunque necessariamente attraverso *a)* le non-linearità del modello e *b)* l'eterogeneità osservata contenuta nel vettore X (come ricordato sopra, l'identificazione di r avviene, in una versione del modello, attraverso l'uso di informazione esterna, e precisamente quella contenuta nei contratti collettivi nazionali). Il vettore X comprende variabili che si ritiene influenzino la distribuzione nozionale f : nel nostro caso si tratta di caratteristiche del lavoratore (età, genere, qualifica e regione) e d'impresa (dimensione, trend occupazionale, settore ed età). D'altra parte, la relativa limitatezza di variabili contenute nei dati Inps non ci consente di includere eterogeneità osservata anche tra le determinanti delle probabilità di rigidità e dell'errore di misura. Rigidità ed errore di misura sono dunque assunti costanti nel campione ad ogni anno t . Data l'elevata numerosità campionaria, le stime vengono effettuate separatamente per coppie di anni adiacenti, $t, t+1$, per $t=1985, \dots, 1998$, permetten-

docci di fornire i trend nelle stime di rigidità, $p_r(t)$ e $p_n(t)$, e nei parametri del processo di errore di misura.

2.2. Dati, definizioni e selezione del campione

In questo capitolo viene fatto uso dei dati Inps imprese-lavoratori per il periodo compreso tra il 1985 e il 1999³, contenuti in WHIP (*Work Histories Italian Panel*). I dati utilizzati non consentono l'osservazione diretta delle ore lavorate per lavoratore dipendente. Il salario unitario è quindi ottenuto dividendo la retribuzione annuale lorda⁴ del lavoratore per il numero di giornate retribuite durante l'anno.

Oltre alle retribuzioni «di fatto» calcolate come sopra, l'analisi della rigidità dei salari è condotta utilizzando informazioni relative a retribuzioni che, per brevità, chiameremo «contrattuali», cioè le retribuzioni indicate dai contratti nazionali di categoria. A tale scopo, i dati WHIP sono stati integrati con i dati di 25 principali contratti nazionali di categoria⁵. I contratti presi in esame si riferiscono ai settori: metalmeccanico, commercio, turismo, edilizia, tessile, alimentare, legno arredamento e servizi. Il salario contrattuale comprende: minimi, scala mobile e terzi elementi. Ciascun contratto stabilisce queste tre componenti differenziate per i livelli d'inquadramento specifici al contratto stesso. Ne consegue che siamo in grado di osservare per ciascun individuo non solo le variazioni salariali di fatto, ma anche le variazioni salariali contrattuali associate al suo livello d'inquadramento.

³ Per la presentazione di WHIP cfr. la scheda 2 in appendice al volume.

⁴ La retribuzione annuale è comprensiva di *bonus* e premi aziendali, ma esclude gli arretrati.

⁵ Si ringraziano il dottor Andrea Fioni di Assolombarda e la dottoressa Angela Golino dell'Istat (unità statistiche congiunturali sull'occupazione e sui redditi) per l'aiuto fornito nella costruzione del *dataset* sulle retribuzioni contrattuali.

Il campione selezionato si riferisce ai lavoratori a tempo pieno, con età compresa tra i 15 e i 64 anni, che non siano in un regime di cassa integrazione, maternità o malattia, presenti nel mercato del lavoro per un minimo di tre mesi e con un minimo di 50 giornate retribuite⁶. Per non confondere gli aggiustamenti salariali per uno stesso lavoro con le variazioni salariali associate a cambi di lavoro, nelle analisi dei parr. 2.3 e 2.4 sono stati inoltre selezionati i lavoratori che hanno mantenuto il lavoro nella stessa impresa nei due anni adiacenti in cui il salario viene comparato (*job stayers*). Nonostante tali accorgimenti, alcune variazioni dei salari unitari sono da noi osservate solo con errore (nella retribuzione totale e/o nel numero di giornate), rendendo necessaria una esplicita trattazione statistica del processo di errore nel modello.

2.3. La distribuzione delle variazioni delle retribuzioni contrattuali e di fatto

Da una prima analisi descrittiva della distribuzione della variazione del salario di fatto non emerge in modo chiaro la presenza di segni di rigidità, nelle sue varie forme (cfr. la fig. 15.2). Le principali caratteristiche della distribuzione delle variazioni salariali possono così essere sintetizzate (cfr. Devicienti, Maida e Sestito [2003] per un'analisi più completa):

1) Le distribuzioni risultano centrate su un valore prossimo al tasso d'inflazione dell'anno di riferimento, con uno scarto positivo nei periodi 1985-1991 e 1996-1999.

⁶ Inoltre, al fine di ridurre errori di misurazione determinati da errori di riporto nelle giornate retribuite il campione viene ristretto a quei lavoratori per i quali per ogni mese aggiuntivo di presenza nel mercato del lavoro siano state dichiarate almeno ventidue giornate lavorate. Cfr. Contini, Filippi e Malpede [2001]. I risultati, peraltro, non si mostrano particolarmente sensibili a criteri alternativi di selezione.

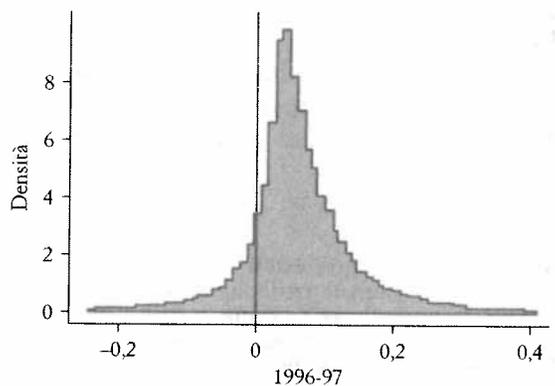
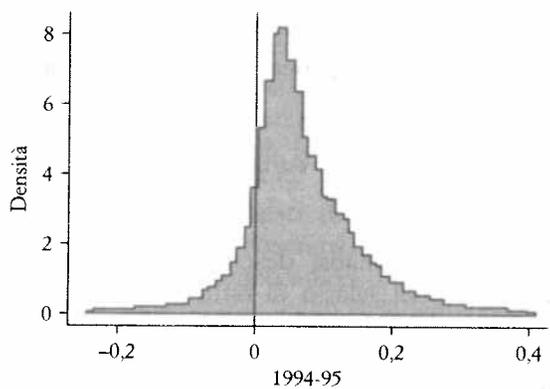
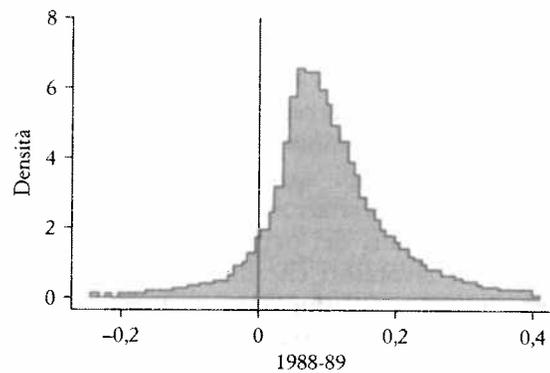


FIG. 15.2. Distribuzioni delle variazioni salariali, 1985-1999.

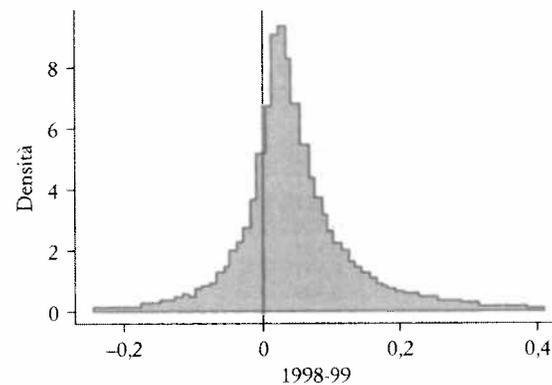


FIG. 15.2. (segue)

2) Vi è una coesistenza di variazioni salariali negative e di una maggioranza di variazioni salariali positive. Sebbene la distribuzione sia asimmetrica a destra, in molti anni risulta meno asimmetrica di quanto ci si potrebbe attendere.

3) Le variazioni pari a zero non superano in media il 6% di quelle osservate.

4) Non è rilevabile alcuna forma di rigidità simmetrica prevista dai costi di transazione (*menu costs*). Non vi è nessuna riduzione della massa di probabilità a destra dello zero.

5) Tale riduzione, rilevabile a sinistra dello zero, indica la presenza di forme di rigidità (asimmetrica) in termini di resistenza alle riduzioni salariali nominali.

I salari reali sono cresciuti maggiormente nel 1987 e nel 1991 a causa dei rinnovi contrattuali avvenuti in quegli anni, in cui vigeva ancora il meccanismo della scala mobile. Nel periodo compreso tra il 1993 e il 1996 si registra una riduzione della crescita salariale, condizionata da una politica dei redditi anti-inflazionistica. A partire dal 1997 si rileva una ripresa della crescita dei salari, favorita da condizioni economiche positive e dalla riduzione del tasso d'inflazione.

TAB. 15.1. «Wage drift» per anno e occupazione

Anno	Operai	Impiegati	Manager	Totale
1991	0,220	0,332	0,647	0,274
1992	0,214	0,317	0,748	0,264
1993	0,203	0,307	0,746	0,253
1994	0,207	0,311	0,677	0,256
1995	0,209	0,313	0,741	0,257
1996	0,212	0,306	0,583	0,259
1997	0,212	0,303	0,580	0,257
1998	0,217	0,305	0,569	0,261
1999	0,213	0,309	0,568	0,261

Nota: sottocampione di lavoratori che tra t e $t+1$ sono nella stessa impresa, con lo stesso contratto e lo stesso livello di inquadramento.

Il *wage drift* è calcolato come rapporto della differenza fra retribuzioni di fatto e retribuzioni contrattuali sulle retribuzioni di fatto.

TAB. 15.2. «Wage drift» per dimensione d'impresa

Contratto	Dimensione d'impresa				
	0-19	20-49	50-199	200-499	>= 500
Alimentari	0,16	0,20	0,30	0,36	0,40
Commercio	0,20	0,24	0,28	0,32	0,34
Edilizia	0,28	0,32	0,37	0,44	0,46
Metalmecanica	0,22	0,25	0,32	0,37	0,40
Tessile	0,22	0,27	0,29	0,32	0,34
Turismo	0,18	0,22	0,26	0,30	0,33

Nota: sottocampione di lavoratori che tra t e $t+1$ sono nella stessa impresa, con lo stesso contratto e lo stesso livello di inquadramento.

Il *wage drift* è calcolato come rapporto della differenza fra retribuzioni di fatto e retribuzioni contrattuali sulle retribuzioni di fatto.

Le tabb. 15.1 e 15.2 mostrano il cosiddetto *wage drift*, la differenza relativa tra retribuzione di fatto, ovvero quella osservata, e retribuzione determinata nei contratti nazionali di categoria. È un valore positivo per definizione, ed è strettamente legato al livello di inquadramento e alla dimensione d'impresa. La rilevanza dei contratti collettivi nella determinazione dei salari appare evidente: nei primi anni Novanta, in media circa il 74% della retribuzione giornaliera individuale è stabilita dai

TAB. 15.3. Dinamica delle retribuzioni «contrattuali» e di fatto (variazioni relative)

Contratti	1991/90		1992/91		1993/92		1994/93		1995/94		1996/95		1997/96		1998/97		1999/98	
	Retrib. contr. di fatto																	
Alimentari	0,065	0,095	0,066	0,090	0,056	0,056	0,038	0,055	0,025	0,052	0,028	0,044	0,035	0,061	0,021	0,048	0,023	0,045
Commercio	0,101	0,165	0,081	0,064	0,042	0,077	0,026	0,058	0,049	0,078	0,032	0,068	0,044	0,071	0,048	0,077	0,018	0,065
Edilizia	0,114	0,117	0,056	0,070	0,016	0,030	0,051	0,052	0,021	0,038	0,042	0,054	0,032	0,046	0,024	0,048	0,011	0,035
Metalmecanica	0,116	0,118	0,044	0,053	0,041	0,050	0,025	0,047	0,031	0,060	0,026	0,055	0,049	0,074	0,030	0,043	0,023	0,043
Tessile	0,094	0,089	0,063	0,068	0,033	0,048	0,049	0,067	0,019	0,043	0,033	0,053	0,033	0,060	0,029	0,035	0,026	0,033
Turismo	0,080	0,104	0,062	0,092	0,027	0,059	0,024	0,048	0,037	0,071	0,043	0,068	0,039	0,071	0,039	0,067	0,014	0,049
Totale	0,095	0,110	0,054	0,063	0,043	0,057	0,031	0,051	0,035	0,061	0,033	0,059	0,040	0,064	0,034	0,054	0,023	0,047
Inflazione effettiva	0,063	—	0,053	—	0,046	—	0,040	—	0,052	—	0,039	—	0,017	—	0,018	—	0,016	—
Inflazione programmata	—	—	—	—	—	—	0,035	—	0,025	—	0,035	—	0,025	—	0,018	—	0,015	—

Nota: sottocampione di lavoratori che tra t e $t+1$ sono nella stessa impresa, con lo stesso contratto e lo stesso livello di inquadramento. Le retribuzioni «contrattuali» sono quelle specificate dai contratti nazionali di categoria.

contratti collettivi, lasciando limitato spazio alla contrattazione «decentrata». Ancora più importante, negli anni successivi non sembra esserci un ampliamento significativo del divario tra retribuzione di fatto e retribuzione prevista dai contratti di categoria: una prima conferma della scarsa diffusione della contrattazione decentrata anche negli anni successivi agli Accordi di Luglio. Il ruolo guida – se non «costrittivo» – della contrattazione collettiva, che emerge anche con riferimento alle dinamiche retributive (tab. 15.3), verrà indagato ulteriormente nell'ambito dell'analisi econometrica.

2.4. I risultati delle stime

Le precedenti analisi descrittive delle distribuzioni delle variazioni dei salari nominali non consentono di fornire stime del «grado di rigidità» del mercato del lavoro. In effetti, dall'ispezione della fig. 15.2 si potrebbe anche essere tentati di concludere a favore dell'ipotesi che i salari siano flessibili. Data la non diretta osservabilità delle varie forme di rigidità, e data la presenza di errori di misura nei salari, diventa dunque essenziale l'utilizzo del modello econometrico per distinguere tra Dnwr e Drwr.

Secondo la logica del modello descritta sopra, gli individui il cui salario non può crescere meno di un valore di soglia r ricadono in un regime di rigidità reale (Drwr), gli individui il cui salario nominale non può essere ridotto ricadono in un regime di rigidità nominale (Dnwr). Viene dunque calcolata la probabilità che un individuo ricada nel regime Dnwr (denotata con p_r), nel regime Drwr (denotata con p_n), o nel regime di «assenza di rigidità» (con probabilità $1 - p_r - p_n$). Viene poi quantificato il numero di volte in cui in due vincoli sono di fatto operanti, calcolando la percentuale lavoratori effettivamente soggetti al regime di rigidità reale o al regime di rigidità nominale. Con riferimento alla fig. 15.1, si noti infatti che, affinché l'appartenenza ad un dato regime si traduca in variazioni salariali effettivamente «costrette» dal rispettivo regime, è

necessario anche che i salari *nozionali* si trovino nel *range* rilevante (cioè al di sotto dello zero per la Dnwr, e al di sotto di r per la Drwr).

La tab. 15.4 presenta in sintesi i principali risultati ottenuti dalle due differenti specificazioni del modello. Le percentuali di variazioni salariali effettivamente colpite da Drwr e Dnwr sono riportate, rispettivamente, nelle colonne 6 e 7.

La stime ottenute permettono poi di misurare di quanto la distribuzione delle variazioni salariali effettiva differisce da quella nozionale a causa della presenza dei vincoli rappresentati dai valori di soglia 0 e r ; questa misura è denominata *wage sweep-up*, ed è riportata nelle ultime due colonne. Così, ad esempio, il *nominal wage sweep-up* misura quanto la variazione salariale effettiva è più elevata rispetto a quella nozionale poiché alcune riduzioni salariali vengono trasformate in variazioni salariali pari a zero. Similmente il *real wage sweep-up* fornisce una misura di quanto le variazioni salariali effettive sono più elevate del valore nozionale atteso, poiché una certa quota delle variazioni che si sarebbero registrate in assenza di rigidità vengono trascinate al livello di soglia di rigidità reale.

La prevalenza delle rigidità reali su quelle nominali sembra emergere in tutte le specificazioni del modello, e per tutti i sottoperiodi. La probabilità p_r del regime di Drwr, nel periodo 1985-1998, è di un valore compreso tra il 50 e il 55%, mentre la probabilità p_n del regime di Dnwr è pari a circa il 25%.

Questi risultati contrastano con quanto ottenuto da precedenti analisi sulla rigidità nominale del salario. Per esempio, Knoppik e Beissinger [2001] per la Germania e Devicienti [2002] per l'Italia trovano un'elevata percentuale (tra il 50 e l'80%) delle riduzioni dei salari impedita da vincoli nominali (Dnwr), ma non tengono in considerazione la possibilità che le variazioni salariali possano essere spinte oltre la variazione pari a zero. Tale discrepanza mette in rilievo l'importanza dell'introduzione di un regime di rigidità reale nello spiegare la distribuzione delle varia-

TAB. 15.4. Misure di rigidità salariale nominale e reale

Periodo	N. osservaz.	Soglia di rigidità reale (\bar{r})	Prob. regime rigidità reale (p_r)	Prob. regime rigidità nominale (p_n)	Frazione osserv. soggette a D_{rnr}	Frazione osserv. soggette a D_{nwr}	<i>Sweep-up</i> dovuto a D_{rnr}	<i>Sweep-up</i> dovuto a D_{nwr}
1985-91	54.485	0,061	0,63	0,22	0,06	0,06	0,027	0,004
1991-95	43.191	0,034	0,45	0,29	0,21	0,08	0,012	0,003
1995-99	42.268	0,031	0,42	0,26	0,20	0,08	0,012	0,003
1990-91	19.282	0,095	0,87	0,12	0,54	0,02	0,050	0,001
1991-95	21.480	0,043	0,44	0,34	0,22	0,09	0,011	0,003
1995-99	22.931	0,036	0,44	0,30	0,21	0,08	0,011	0,003

Note: nel pannello superiore \bar{r} è stimato all'interno del modello e, pur variando in ciascun periodo t , è assunto invariante in i . Nel pannello inferiore, le stime sono ottenute imponendo che \bar{r} sia uguale al valore che, per il lavoratore i al tempo t , si desume dal relativo contratto collettivo.

Fonte: nostre elaborazioni, che estendono quelle in Devicienti, Maida e Sestito [2003].

zioni del reddito. Senza l'inclusione di un regime di rigidità reale i lavoratori il cui reddito effettivo non può scendere sotto un certo livello di soglia reale possono essere considerati soggetti al regime di rigidità nominale. Ne consegue che la rigidità nominale risulta sovrastimata.

Questo risultato è importante anche dal punto di vista di politica economica. Infatti, se gli effetti negativi della rigidità verso il basso dei salari nominali possono essere ridimensionati dalle autorità monetarie attraverso l'adozione di target d'inflazione sufficientemente alti, poiché questi rendono più facili le riduzioni dei salari reali, lo stesso potrebbe non valere nel caso di rigidità reale. Sistemi negoziali più decentrati e flessibili sono in questo caso più efficaci nell'allentare i vincoli di rigidità reale.

Le altre due misure di rigidità – la percentuale di individui influenzati da rigidità reale o nominale e i *wage sweep-up* – confermano una prevalenza delle rigidità reali sulla rigidità nominali. In media, nel periodo di osservazione del campione, circa il 25% delle osservazioni sono affette da rigidità reale (si tratta di lavoratori soggetti al regime di rigidità reale e la cui variazione del salario nozionale è stata spinta al livello di soglia reale). Dall'altro lato, solo circa il 7% delle osservazioni sono influenzate dalla rigidità nominale (si tratta di quei lavoratori che registrano variazioni negative del salario nozionale e che sono soggetti al regime di rigidità nominale).

Per ciò che riguarda i *wage sweep-up*, in media le variazioni salariali sono intorno all'1,8% maggiori di quelle che si sarebbero verificate in assenza di rigidità reale e solo dello 0,25-0,3% maggiori a causa della presenza di rigidità nominale. Complessivamente la rigidità salariale implica che la distribuzione delle variazioni del reddito risulta «deformata» attorno allo zero e attorno a un valore della soglia reale \bar{r} , determinando una variazione media osservata del 2-2,2% più elevata rispetto a quella che si sarebbe registrata in assenza di vincoli agli aggiustamenti salariali.

Guardando agli andamenti temporali degli indicatori di rigidità reale e nominale sembrerebbe emergere una ri-

duzione delle rigidità reale, accompagnata da un aumento della rigidità nominale. In linea di principio, tali risultati sarebbero in linea con gli obiettivi e gli esiti attesi delle riforme istituzionali attuate a partire dal 1991, con l'abolizione del meccanismo di indicizzazione automatica dei salari. Tuttavia, il nuovo sistema negoziale, entrato a pieno regime solo a partire dal 1995, non sembra aver esercitato un grosso impatto sulla distribuzione della dinamica salariale: la rigidità salariale reale resta predominante rispetto alla rigidità salariale nominale. Di fatto, i compiti precedentemente esercitati dagli automatismi vengono ora attribuiti alla contrattazione nazionale. Emerge, però, una timida tendenza verso la riduzione della rigidità reale, determinata da una diffusione ancora solo parziale della contrattazione aziendale. Complessivamente, se il peso delle barriere istituzionali ai riallineamenti dei salari reali richiesti dal mercato appare essersi ridotto nella seconda metà degli anni Novanta, esso rimane rilevante e potenzialmente in grado di limitare l'allocazione efficiente degli input di lavoro.

3. La rigidità del più lungo periodo

3.1. Trend nei differenziali salariali

La rigidità dei salari è stata fino ad ora intesa in termini di impedimenti che le imprese hanno nell'aggiustare il costo unitario del lavoro nel breve periodo. A lungo andare, i rallentamenti cui vengono sottoposti i differenziali salariali nominali finiscono per incidere sui differenziali dei salari reali, e possono condurre ad una distribuzione degli stessi che poco riflette la sottostante distribuzione delle abilità e i rendimenti di mercato delle corrispondenti qualifiche. La risultante struttura salariale può dunque rimanere per un periodo di tempo relativamente lungo lontana dalla distribuzione di equilibrio, con conseguenze negative sull'allocazione delle risorse e sui processi di crescita di lungo periodo.

Misurare la «distanza» tra la distribuzione dei salari (reali) e la distribuzione di equilibrio al tempo t – ovvero una struttura salariale che rifletta condizioni di competitività e produttività – è impresa non facile e non viene perseguita in questo capitolo. Tuttavia, un'operazione più semplice è possibile, e cioè fornire alcune indicazioni sugli andamenti dei differenziali salariali nel tempo e cercare di capire se questi si stanno muovendo «nella direzione giusta». È questo l'approccio seguito da Borgarello e Devicienti [2002], i cui risultati – estesi fino al 1999 – sono qui brevemente riportati. Essi utilizzano un insieme di indicatori statistici e documentano l'aumento dei differenziali dei livelli dei salari reali tra la seconda metà degli anni Ottanta e la prima metà degli anni Novanta. Seguendo Juhn, Murphy e Pierce [1993], si servono di scomposizioni econometriche multivariate per valutare quanto dell'aumento della disuguaglianza dei salari possa essere spiegato dal cambiamento di tre fattori principali: *i*) le caratteristiche dei lavoratori e dei posti di lavoro (composizione del campione), *ii*) il loro «prezzo di mercato» (rendimenti/prezzi di fattori osservabili) e *iii*) l'effetto di variabili non osservabili. Nell'ambito dell'analisi di regressione impiegata, il primo fattore corrisponde ai cambiamenti nelle X osservate (età, qualifica, settore, regione, ecc.), il secondo fattore a cambiamenti nei coefficienti β stimati, e il terzo fattore a cambiamenti nella distribuzione dei residui (cfr. Borgarello e Devicienti [2002] per ulteriori dettagli).

I risultati della analisi sono mostrati nella fig. 15.3 e nella tab. 15.5, con riferimento esclusivamente agli uomini, poiché in generale è più difficile modellare i salari delle donne a causa delle complicazioni legate alla decisione di partecipazione al mercato del lavoro⁷. Come

⁷ Sono stati inoltre esclusi i lavoratori *part-time*, i lavoratori afferenti alla pubblica amministrazione e all'agricoltura, coloro con meno di tre mesi lavorati all'anno. Inoltre sono stati selezionati i lavoratori con età compresa tra 20 e 64 anni.

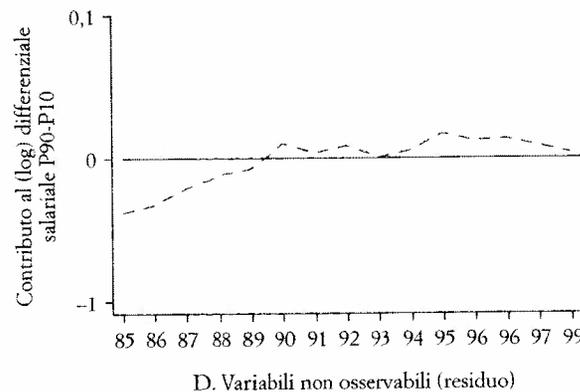
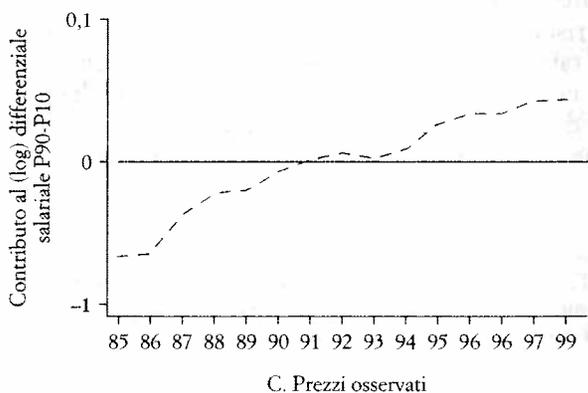
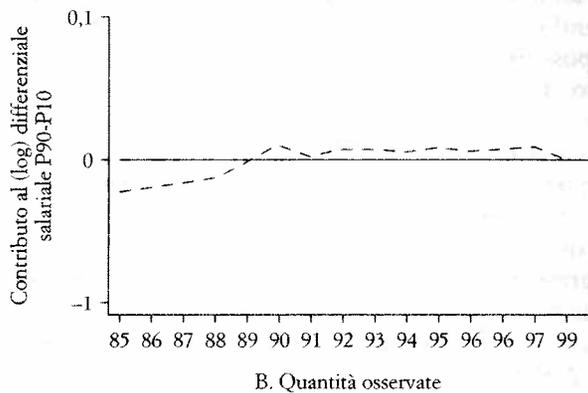
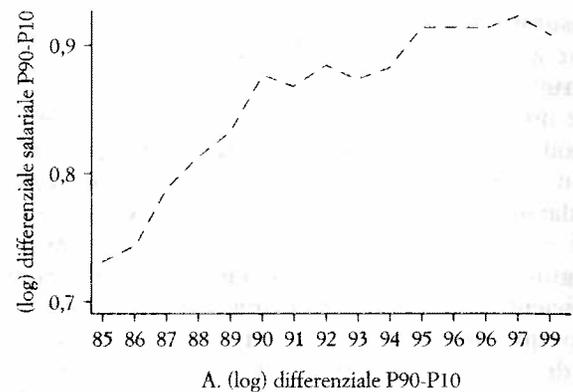


FIG. 15.3. (segue)

indici di disuguaglianza, ci siamo per semplicità concentrati sulle differenze dei salari reali (in logaritmi) a vari percentili, cioè tra il novantesimo e il decimo percentile (P90-P10), il novantesimo e la mediana (P90-P50) e la mediana e il decimo (P50-P10).

Con riferimento al primo di questi indicatori, la fig. 15.3, pannello A, mostra il trend di disuguaglianza, che si vuole scomporre nelle tre componenti spiegate sopra. Il pannello B della figura documenta che i cambiamenti nella composizione del campione in termini di caratteristiche osservabili (essenzialmente, la modifica della distribuzione per età, qualifica e settore industriale) hanno avuto solo un leggero impatto positivo sul trend del novantesimo-decimo differenziale. L'effetto dei prezzi, catturato nel pannello C, è invece sorprendente: la maggior parte dell'aumento della disuguaglianza osservata sembra essere dovuta alla crescita dei rendimenti delle abilità espresse dalle variabili di controllo incluse nella regressione, principalmente l'età e la qualifica. Nel pannello D l'effetto dei cambiamenti delle variabili non osservabili si mostra relativamente meno importante, sebbene leggermente cre-

FIG. 15.3. Trend nella disuguaglianza dei salari (P90-P10), e componenti di quantità, prezzo e residua. Periodo 1985-99.

TAB. 15.5. Componenti osservabili e non osservabili nel cambiamento della disuguaglianza

Cambiamento percentile	Quantità (I^Q)	Prezzi (I^P)	Non osservabili (I^U)	Totale ($I^Q + I^P + I^U$)
A. 1999-85				
90-10	0,023	0,111	0,040	0,173
90-50	0,043	0,085	0,032	0,161
50-10	-0,021	0,025	0,008	0,012
B. 1991-85				
90-10	0,025	0,068	0,040	0,133
90-50	0,031	0,044	0,034	0,109
50-10	-0,006	0,024	0,006	0,024
C. 1994-91				
90-10	0,003	0,009	0,003	0,015
90-50	0,007	0,009	0,001	0,016
50-10	-0,004	0,000	0,003	0,000
D. 1999-94				
90-10	-0,005	0,034	-0,004	0,025
90-50	0,006	0,033	-0,003	0,036
50-10	-0,011	0,001	-0,001	-0,011

Nota: solo uomini. Cfr. Borgarello e Devicienti [2002] per la descrizione della procedura di scomposizione.

sciente durante il periodo campione. È interessante notare che i risultati di Juhn, Murphy e Pierce [1993] per gli Stati Uniti (e anche i risultati di Prasad [2002], per il Regno Unito) mettono in luce un andamento differente. Infatti, negli Stati Uniti è il notevole aumento della componente legata alle variabili non osservabili la principale causa della ben documentata crescita della disuguaglianza salariale. In Italia invece sembra che i salari siano diventati più dispersi perché l'anzianità lavorativa e le qualifiche contrattuali più elevate sono riuscite ad attirare rendimenti via via maggiori nel «nuovo» mercato del lavoro.

Mentre la fig. 15.3 visualizza i risultati per l'intero periodo, la tab. 15.5 dettaglia le stime per vari sottoperiodi. Si noti che la maggior parte dell'incremento della dispersione salariale avviene tra il 1985 e il 1991, un periodo di crescita economica e di riforme nel mercato del lavoro culminate con l'abolizione della scala mobile. Tra il 1991

e il 1999 l'aumento della disuguaglianza prosegue, sebbene a tassi inferiori rispetto al periodo precedente, tendendo a stabilizzarsi negli ultimi anni.

Con riferimento al periodo 1985-1999 (cfr. la tab. 15.5, pannello A), il cambiamento del differenziale P90-P10 è 0,17, di cui circa il 64% è dovuto alla componente prezzo. L'impatto delle variabili non osservabili è positivo, ma relativamente piccolo (corrispondente a circa il 23% dell'aumento della disuguaglianza totale), mentre la variazione nella composizione del campione registra un impatto positivo persino inferiore (circa il 13% del cambiamento totale). L'aumento della disuguaglianza avviene principalmente nella parte alta della distribuzione: infatti, la variazione del differenziale P90-P50 è uguale a circa 0,16 mentre la variazione del differenziale P50-P10 è solo pari a 0,01. Qui importa in particolare sottolineare come, ancora una volta, sia la componente prezzo ad esercitare l'impatto maggiore sul cambiamento totale della disuguaglianza, quale che sia la misura utilizzata.

Le altre due componenti (cambiamenti nella distribuzione delle quantità e cambiamenti nelle variabili non osservabili) hanno un impatto più modesto, ma che varia in differenti parti della distribuzione dei salari. Per esempio, i cambiamenti della composizione campionaria nell'arco dell'intero periodo 1985-99 hanno un impatto positivo maggiore se si considera P90-P50 anziché P90-P10, e tale impatto diventa negativo (ovvero tende a ridurre la disuguaglianza) nel caso di P50-P10, contribuendo a spiegare il modesto aumento della concentrazione dei redditi nella parte bassa della distribuzione. Anche in questo caso l'effetto prezzo è positivo, ma quasi neutralizzato dall'impatto negativo dell'effetto composizione. Ciò potrebbe significare che, come conseguenza dei processi di ristrutturazione e, più in generale, di de-industrializzazione, il gruppo di lavoratori impiegati a basso salario è diventato più omogeneo, apportando un contributo negativo alla disuguaglianza totale in quella parte della distribuzione.

I pannelli rimanenti nella tab. 15.5 confermano che la maggior parte dell'aumento della disuguaglianza si è ve-

rificato durante il primo sotto-periodo (1985-1991), con un andamento delle componenti che riflette ampiamente quanto già messo in luce per l'intero periodo. Negli anni tra il 1991 e il 1994 si registra solo un modesto aumento del differenziale P90-P10, per lo più dovuto a quanto accade nella metà più ricca della distribuzione. Ancora una volta le variazioni dei prezzi ne costituiscono la componente principale. Anche nel periodo 1994-99 l'allargamento dei differenziali salariali è complessivamente modesto. L'aumento di P90-P10 è pari a 0,25, più basso della variazione di P90-P50 giacché si registra una riduzione del differenziale P50-P10. L'effetto prezzo per gli anni 1994-99 continua ad esercitare un impatto positivo, e dominante. L'effetto quantità (ovvero composizione del campione) è positivo nella parte alta della distribuzione, ma è più che controbilanciato dall'effetto negativo esercitato nella parte bassa della distribuzione. Infine, l'effetto residuo – ovvero delle componenti non osservate – è dappertutto negativo. Ai nostri fini è importante sottolineare l'andamento dei fattori non osservabili anche dopo gli accordi di luglio '93. Non abbiamo evidenza certa, ma chi si aspettava di ritrovare un maggior ruolo delle caratteristiche diverse dall'anzianità lavorativa o dalla qualifica nel guidare l'apertura dei differenziali salariali – essendo queste ultime caratteristiche già riflesse nelle «quantità» e «prezzi» osservabili – potrebbe rimanere deluso. Nonostante l'enfasi sul ruolo della contrattazione locale e sulla sua capacità di concedere margini di flessibilità anche nei differenziali salariali – in modo che questi riflettano la miriade di fattori non osservabili richiesti dal nuovo ambiente competitivo e tecnologico nonché dalle condizioni di domanda locale – non ci sembra cogliere traccia di tali modifiche, per lo meno all'interno della nostra analisi.

In sintesi, la nostra analisi segnala il ruolo cruciale della variazione dei prezzi delle caratteristiche osservabili, come età e qualifica, nel delineare i cambiamenti della distribuzione salariale tra la metà degli anni Ottanta e la metà degli anni Novanta. Ciò è coerente sia con le teorie del cambiamento tecnologico cosiddetto *skill-biased*,

come pure con quegli studi che si concentrano sulla generale de-regolazione del mercato del lavoro. Il processo di negoziazione dei salari è stato – ed è ancora – dominato in Italia dai Contratti Collettivi Nazionali di Lavoro, che coprono la quasi totalità dei lavoratori regolari. In prima approssimazione, tali contratti specificano minimi salariali ed aumenti retributivi differenziati per settore, livello di anzianità e qualifica contrattuale. Mentre i processi di liberalizzazione intervenuti nel mercato del lavoro hanno permesso che il prezzo/rendimento delle caratteristiche dei lavoratori e dei posti di lavoro – tradizionalmente vincolato dalle politiche egualitarie dei sindacati negli anni Sessanta e Settanta – sia più in linea con il nuovo mercato del lavoro, caratterizzato dalla rivoluzione tecnologica e dall'aumento della domanda di lavoro qualificato, tale riallineamento è avvenuto solo in parte e ha riguardato solo alcune caratteristiche, quelle cioè che continuano a delineare le differenze salariali implicite nei contratti nazionali. Le modifiche alla contrattazione salariale, introdotte nella seconda metà degli anni Novanta, per adesso non sembrano aver radicalmente cambiato la (in)capacità della struttura salariale italiana di riflettere le sottostanti condizioni di competitività e produttività. La ricerca futura, beneficiando di ulteriori annate di dati, dovrebbe continuare a monitorare l'andamento dei differenziali salariali⁸ e l'impatto delle modifiche istituzionali.

4. Conclusioni

In questo capitolo abbiamo studiato la rigidità dei salari, sottolineandone alcune dimensioni – sia di breve che di lungo periodo, essendo la dimensione di breve

⁸ Potrebbe, per es., aiutare a capire se il rallentamento dell'aumento della disuguaglianza sia il risultato del graduale assorbimento dell'eccesso di domanda di lavoro qualificato, o se sia invece un fenomeno temporaneo da collegare al ciclo economico e alle politiche dei redditi degli anni Novanta.

periodo ancora inesplorata nella letteratura empirica italiana. L'analisi è stata condotta con riferimento al periodo 1985-1999, consentendo uno sguardo preliminare agli effetti dei cambiamenti nella contrattazione salariale a partire dagli «accordi di luglio».

Per quanto riguarda la rigidità dei salari che abbiamo chiamato «di breve periodo», i risultati possono essere così sintetizzati:

1) in Italia i salari risultano essere rigidi, ma la rigidità reale è predominante rispetto alla rigidità nominale;

2) i risultati sono coerenti con l'ipotesi che un *break* strutturale nella dinamica salariale si sia verificato a partire dal '91, producendo una riduzione della rigidità reale e un aumento di quella nominale;

3) la rigidità salariale reale, anche se in misura ridotta rispetto al periodo in cui vigeva la scala mobile, resta la forma di rigidità predominante nel mercato del lavoro italiano.

Con riferimento ai differenziali salariali e ai loro andamenti temporali, il capitolo ha messo in luce un'ulteriore dimensione di rigidità salariale di lungo periodo. L'apertura dei differenziali salariali è spiegata da un aumento dei rendimenti di poche caratteristiche osservate, soprattutto anzianità lavorativa e qualifica, lasciando poco spazio alla miriade di altre caratteristiche, osservate e non, che ci si aspetterebbe di vedere maggiormente premiate dal nuovo ambiente tecnologico e competitivo. Complessivamente, la struttura dei salari in Italia si conferma essere ancora dominata da componenti istituzionali, svincolata dalle condizioni di produttività e fortemente condizionata dalla anzianità dei lavoratori.

CAMBI DI LAVORO, DIMENSIONE AZIENDALE
E DINAMICA SALARIALE
NELLE IMPRESE ITALIANE

1. *Introduzione*

In letteratura è ormai ben documentata la relazione positiva tra dimensione di impresa e salari. In questo capitolo intendiamo investigare la relazione tra mobilità dei lavoratori, livelli e crescita salariale e dimensione di impresa nel periodo tra il 1986 e il 1991. Non quindi uno studio finalizzato a verificare teorie di *job matching* né la scelta di ciascun individuo tra cambiare lavoro o restare sul proprio posto. Si tratta piuttosto di una analisi prevalentemente descrittiva volta a stabilire: 1) se i cambi di lavoro migliorano la posizione dei *movers* rispetto agli *stayers* lungo una finestra di osservazione di cinque anni; 2) se la dimensione di impresa influenza l'esito della mobilità; 3) se e in che misura i cambi di lavoro imposti da situazioni di crisi e/o trasformazioni societarie infliggono perdite salariali ai lavoratori licenziati.

A tal fine utilizziamo un *database* longitudinale «imprese-lavoratori» (*Work Histories Italian Panel*, nel seguito WHIP), sviluppato sulla base dei dati amministrativi dell'Istituto nazionale di previdenza sociale, per costruire un panel di lavoratori maschi a tempo pieno presenti nel settore privato, di età 20-50 anni, che risultano al lavoro sia nel 1986 che nel 1991. Le esclusioni comprendono: i)

Questo capitolo è di Bruno Contini e Claudia Villosio.

Versione ampiamente rivisitata di uno studio che ha avuto un periodo di gestazione molto lungo. Siamo grati a molti amici e colleghi per commenti ricevuti a Princeton, Torino, Padova, Arbus e Venezia, nonché a Roberto Quaranta e Matteo Morini per la preziosa assistenza nella elaborazione dei dati.