

DIFFERENZIALI SALARIALI REGIONALI E PERFORMANCE ECONOMICA

a cura di
Silvana Porcari e Francesco Devicienti

PARTE II

“Monografie sul Mercato del lavoro e le politiche per l’impiego”, n. 5/2007

ISFOL – RP(MDL)-5/07

Con le monografie sul Mercato del lavoro e le politiche per l'impiego, vengono presentati e divulgati in forma sintetica, i principali risultati di studi realizzati dall'Area "Ricerche sui sistemi del lavoro" e dall'Area "Analisi e valutazione delle politiche per l'occupazione".

Direzione della collana:

per l'Area "Ricerche sui sistemi del lavoro": Diana Gilli

per l'Area "Analisi e valutazione delle politiche per l'occupazione": Marco Centra

Questo Rapporto contiene i risultati di un progetto elaborato congiuntamente dall'Isfol e dal Laboratorio R. Revelli, sotto la direzione di: Diana Gilli, Silvana Porcari, per l'Isfol; Francesco Devicienti, per il Laboratorio R. Revelli.

Coordinatrice della ricerca: Silvana Porcari

Sono autori del Rapporto:

<i>Bruno Contini, Francesco Devicienti</i>	introduzione
<i>Michelangelo Filippi, Alessandro Giordanengo</i>	cap. 1 e 2
<i>Ambra Poggi</i>	cap. 3
<i>Bruno Contini, Francesco Devicienti, Agata Maida</i>	cap. 4
<i>Francesco Devicienti, Agata Maida, Lia Pacelli, Ambra Poggi</i>	cap. 5
<i>Agata Maida, Lia Pacelli</i>	cap. 6
<i>Silvana Porcari</i>	conclusioni

Ha collaborato Claudia Gasperini.

Isfol – Istituto per lo sviluppo della formazione professionale dei lavoratori

Via G. B. Morgagni, 33 - 00161 Roma

Tel. 06/44.59.01 – Fax 06/44.59.06.85

Indirizzo Internet <http://www.isfol.it>

INDICE PARTE II

Parte seconda		
Rigidità salariali e performance economica: analisi microeconomiche	“	9
4 Riferimenti teorici e rassegne di studi analitici	“	10
4.1 Introduzione	“	10
4.2 Mercato del lavoro in concorrenza imperfetta	“	16
4.2.1 Curva della contrattazione salariale (WS, <i>Wage-setting</i>)	“	16
4.2.2 Curva di fissazione dei prezzi (PS, <i>Price-setting</i>)	“	16
4.2.3 Equilibrio di mercato	“	17
4.2.4 I divari Nord-Sud: un’applicazione del modello di concorrenza imperfetta	“	18
4.2.5 Alcune osservazioni sulla identificabilità della “ <i>wage curve</i> ”	“	20
4.2.6 Implicazioni di <i>policy</i>	“	21
4.3 La curva dei salari: una rassegna di studi analitici	“	22
4.3.1 La curva dei salari: alcune considerazioni critiche	“	22
4.3.2 I principali risultati sulla relazione tra salari e disoccupazione	“	24
4.3.3 L’evidenza empirica sulla curva dei salari in Italia	“	27
5 La rigidità dei salari in Italia e in Europa: nuove analisi microeconomiche	“	29
5.1 La curva dei salari in Europa: un’analisi comparata in alcuni paesi europei	“	29
5.1.1 Introduzione e cenni metodologici	“	29
5.1.2 Il campione	“	30
5.1.3 Primi risultati sulla relazione tra salari e disoccupazione	“	30
5.1.4 Forme contrattuali più flessibili	“	33
5.1.5 Il settore pubblico	“	34
5.2 La curva dei salari in Italia: l’evidenza da dati amministrativi di fonte WHIP	“	35
5.2.1 Il modello empirico	“	35
5.2.2 I dati	“	37
5.2.3 Risultati empirici: procedura a due stadi	“	37
5.2.4 Risultati empirici: procedura a uno stadio su dati panel	“	39
5.2.5 Considerazioni di sintesi	“	40
5.3 <i>Wage curve</i> in ambito allargato	“	41
5.3.1 Premessa	“	41
5.3.2 Le fonti: i dati ISTAT e i dati Banca d’Italia	“	42
5.3.3 Parità dei poteri di acquisto fra regioni	“	43
5.3.4 Diverse definizioni del tasso di disoccupazione	“	43
5.3.5 Elasticità della curva dei salari	“	46
5.3.6 Diverse definizioni dell’insieme dei lavoratori	“	47
5.3.7 L’occupazione non regolare	“	49

5.4	Misure, cause e conseguenze della rigidità verso il basso dei salari: una breve rassegna di studi analitici	pag.	54
5.4.1	Introduzione	“	54
5.4.2	Alcuni studi microeconomici statunitensi	“	54
5.4.3	La letteratura in Europa	“	56
5.4.4	Rigidità salariale nominale e reale: analisi da microdati e relative implicazioni per tre paesi: Italia, Gran Bretagna e Germania	“	56
5.5	Stime della rigidità verso il basso dei salari in Italia	“	60
5.5.1	Introduzione	“	60
5.5.2	Rigidità verso il basso dei salari nominali e reali	“	61
5.5.3	I risultati delle stime	“	65
5.5.4	Le conseguenze della rigidità verso il basso dei salari: riallocazione della forza lavoro e disoccupazione	“	67
5.6	La rigidità nel più lungo periodo	“	72
5.6.1	<i>Trend</i> nei differenziali salariali	“	72
5.6.2	Alcune considerazioni conclusive	“	76
5.7	Migrazioni, salari e differenze territoriali nel costo della vita	“	77
6	Costo del lavoro e politiche salariali	“	82
6.1	Il costo del lavoro in Italia dal 1987 al 1999: alcune esplorazioni da dati micro	“	82
6.1.1	Introduzione	“	82
6.1.2	Il costo del lavoro nel settore dell'industria	“	83
6.1.3	La stima della curva dei salari e del “costo del lavoro”	“	86
6.2	Retribuzioni contrattuali e retribuzioni di fatto	“	87
6.2.1	Introduzione	“	87
6.2.2	Il dataset	“	88
6.2.3	Differenziali salariali, retribuzioni contrattuali e retribuzioni di fatto	“	88
6.2.4	La contrattazione aziendale e il premio di risultato in Italia prima e dopo l'accordo di luglio 1993	“	96
6.3	Politiche salariali di impresa e differenziali retributivi	“	102
6.3.1	Gli effetti della politica salariale di impresa o “ <i>the tide rises all boats</i> ”	“	102
6.3.2	La politica salariale tra imprese e dentro le imprese	“	102
6.3.3	La rigidità dei salari	“	104
	Conclusioni	“	107
	Appendice A e B	“	113
	Riferimenti bibliografici	“	152

INDICE DELLE TABELLE PARTE II

Tab. 4.1	- Studi sulla curva dei salari per differenti paesi	pag.	25
Tab. 4.2	- Studi sulla curva dei salari in Italia	“	28
Tab. 5.1	- La composizione del campione	“	30
Tab. 5.2	- Stime della curva dei salari	“	31
Tab. 5.3	- Stime della curva dei salari per sesso	“	32
Tab. 5.4	- Stime della curva dei salari per settore	“	32
Tab. 5.5	- Stime della curva dei salari per i contratti a tempo indeterminato	“	33
Tab. 5.6	- Stime della curva dei salari: il ruolo dei contratti flessibili	“	34
Tab. 5.7	- Stime della curva dei salari per il settore pubblico	“	35
Tab. 5.8	- Stime della elasticità della curva dei salari su dati provinciali, secondo stadio, salari settimanali, uomini (t-statistici tra parentesi)	“	38
Tab. 5.9	- Stime della elasticità della curva dei salari su dati individuali, uomini	“	39
Tab. 5.10	- Definizione delle grandezze utilizzate	“	42
Tab. 5.11	- Stime di epsilon = elasticità del costo del lavoro alla disoccupazione	“	47
Tab. 5.12	- Studi sulla rigidità salariale nominale in alcuni paesi europei	“	57
Tab. 5.13	- Sintesi dei principali risultati ottenuti dalle due differenti specificazioni del modello	“	66
Tab. 5.14	- Relazione tra rigidità salariale di impresa e riallocazione	“	70
Tab. 5.15	- Statistiche di sintesi per la regressione tra rigidità salariale di impresa e riallocazione	“	70
Tab. 5.16	- Relazione tra rigidità salariale di impresa e disoccupazione locale	“	71
Tab. 5.17	- Componenti osservabili e non-osservabili nel cambiamento della disuguaglianza salariale	“	75
Tab. 5.18	- Matrice di transizione: variazione del costo della vita per un lavoratore che si sposta	“	78
Tab. 5.19	- Matrice di transizione: variazione dei salari nominali settimanali	“	79
Tab. 5.20	- Matrice di transizione: variazioni attese del salario reale per chi si sposta, tenendo conto delle variazioni del costo della vita	“	79
Tab. 5.21	- Variazioni attese del salario reale per chi si sposta a Milano	“	81
Tab. 6.1	- Costo del lavoro dati WHIP	“	82
Tab. 6.2	- Stime della elasticità della curva dei salari e del costo del lavoro su dati individuali nel settore dell’industria, uomini	“	86
Tab. 6.3	- Retribuzione contrattuale e slittamento salariale-medie (1990-1998)	“	89
Tab. 6.4	- <i>Trend</i> della retribuzione contrattuale, della retribuzione di fatto e dello slittamento salariale	“	89
Tab. 6.5	- Quota della retribuzione effettiva non ascrivibile al contratto nazionale, per anno e occupazione	“	90
Tab. 6.6	- Quota della retribuzione effettiva non ascrivibile al contratto nazionale per settori e dimensione d’impresa	“	91
Tab. 6.7	- Scomposizione della dispersione retributiva per fonti di salario	“	93

Tab. 6.8	-	Indici di dispersione delle retribuzioni contrattuali di fatto e dello slittamento salariale	pag.	94
Tab. 6.9	-	Dispersione dello slittamento salariale e delle retribuzioni di fatto per qualifica	“	95
Tab. 6.10	-	Composizione della retribuzione annua (al netto di straordinari e turni) per alcuni livelli di riferimento, industria metalmeccanica. Valori percentuali	“	98
Tab. 6.11	-	Confronto sulle modalità del premio tra i periodi 1994-1997 e 1998-2001 (dati percentuali)	“	101
Tab. 6.12	-	Variabilità dei salari, livelli e tassi di variazione (percentuale della variabilità tra imprese rispetto alla variabilità totale)	“	105
Tab. 6.13	-	Variazioni dei salari reali al primo quartile della distribuzione	“	106
Tab. 6.14	-	Variazioni dei salari reali al primo decile della distribuzione	“	106

INDICE DELLE FIGURE PARTE II

Fig. 4.1	- La curva dei salari	pag.	12
Fig. 4.2	- Rigidità salariali e performance economica	“	14
Fig. 4.3	- Equilibrio nel mercato del lavoro in concorrenza imperfetta	“	18
Fig. 4.4.a	- Effetto di variazioni della produttività (totale dei fattori). Nord: variazioni della produttività perfettamente “anticipate” nei contratti	“	19
Fig. 4.4.b	- Effetto di variazioni della produttività (totale dei fattori). Sud: variazioni della produttività “anticipate” scorrettamente nei contratti	“	20
Fig. 5.1	- Tasso di disoccupazione giovanile e tasso di occupazione degli over 54 (valori mediani nel tempo per regione)	“	41
Fig. 5.2	- Tasso di disoccupazione secondo la definizione ILO e tasso di disoccupazione allargato	“	44
Fig. 5.3	- Tasso di disoccupazione secondo la definizione ILO e tasso di disoccupazione allargato per regione	“	44
Fig. 5.4	- Costo del lavoro e salari lordi per ULA dipendente, reali e tasso di disoccupazione totale per ogni regione e anno	“	45
Fig. 5.5	- Costo del lavoro e salari lordi per ULA dipendente, reali e tasso di disoccupazione totale per ogni regione. Medie regionali del periodo	“	45
Fig. 5.6	- Costo del lavoro e salari lordi per ULA dipendente, reali e tasso di disoccupazione totale per ogni regione e ogni anno. Deviazioni dalla media	“	46
Fig. 5.7	- Salari netti da lavoro dipendente privato e pubblico per ogni regione in diversi anni	“	48
Fig. 5.8	- Salari netti da lavoro dipendente privato e da lavoro autonomo(esclusi i professionisti) per ogni regione in diversi anni	“	49
Fig. 5.9	- Tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione totale ILO per ogni regione e ogni anno	“	50
Fig. 5.10	- Tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione ILO, medie di lungo periodo	“	51
Fig. 5.11	- Tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione ILO, deviazioni dalla media, breve periodo	“	51
Fig. 5.12	- Tasso di lavoro non regolare e indice di povertà	“	52
Fig. 5.13	- Reddito degli imprenditori/professionisti e tasso di lavoro non regolare	“	53
Fig. 5.14	- Reddito di tutti i lavoratori esclusi i professionisti e tasso di lavoro non regolare	“	53
Fig. 5.15	- Distribuzione nozionale delle variazioni percentuali dei livelli dei salari nominali	“	62
Fig. 5.16	- Distribuzioni delle variazioni salariali nominali 1985-1999	“	65
Fig. 5.17	- Trend nella disuguaglianza dei salari (P90-P10) e componenti di quantità, prezzo e residui	“	73

Fig. 6.1	- Differenziali nel costo del lavoro in Italia per macroregioni (Nord-Ovest=1) - 1987-1998	pag.	83
Fig. 6.2	- Retribuzione e tasso di disoccupazione locale - 1987	“	84
Fig. 6.3	- Costo del lavoro e tasso di disoccupazione locale -1987	“	84
Fig. 6.4	- Retribuzione e tasso di disoccupazione locale - 1997	“	85
Fig. 6.5	- Costo del lavoro e tasso di disoccupazione locale - 1997	“	85
Fig. 6.6	- Dinamica dello slittamento salariale, 1990-1998	“	90
Fig. 6.7	- Differenziali territoriali dello slittamento salariale (media nazionale = 1)	“	91
Fig. 6.8	- Differenziali territoriali delle retribuzioni di fatto (media nazionale = 1)	“	91
Fig. 6.9	- Variazione del differenziale delle retribuzioni di fatto per area	“	92
Fig. 6.10	- Variazione del differenziale dello slittamento salariale per area	“	92
Fig. 6.11	- Dispersione salariale nel settore dell’industria	“	95
Fig. 6.12	- Dispersione salariale nel settore dei servizi	“	95
Fig. 6.13	- Decimo, cinquantesimo e novantesimo percentile della distribuzione dei salari delle imprese italiane con più di 1.000 dipendenti, ordinate secondo il salario medio	“	103
Fig. 6.14	- Decimo, cinquantesimo e novantesimo percentile della distribuzione dei salari delle imprese di alcune province venete con più di 10 dipendenti, ordinate secondo il salario medio	“	104

PARTE SECONDA

RIGIDITÀ SALARIALI E PERFORMANCE ECONOMICA: ANALISI MICROECONOMETRICHE

4. RIFERIMENTI TEORICI E RASSEGNE DI STUDI ANALITICI

4.1 Introduzione

Il filo rosso che fa da sfondo all'intero rapporto si riferisce al ruolo allocativo dei salari, cioè alla loro capacità/incapacità di diffondere appropriati segnali economici per una corretta allocazione dei fattori produttivi – gli *input* di lavoro *in primis* – e dunque di concorrere a processi di crescita economica stabili e duraturi. In particolare, si intende sottolineare il nesso tra flessibilità/rigidità dei salari e aggiustamento economico territoriale, in un ambito – come quello italiano – in cui, anche quando la crescita economica è stata soddisfacente a livello aggregato, si è però accompagnata a profondi e crescenti squilibri territoriali. Sullo sfondo, il confronto con altri paesi, vecchi e nuovi, dell'Unione europea per cercare di far luce sui fattori che in Italia, più che altrove, hanno influito su tale nesso.

Un'ipotesi di partenza – sottoposta ampiamente al vaglio dell'analisi empirica nei capitoli che seguono – è che vincoli strutturali, istituzionali e culturali abbiano per anni interferito con il ruolo allocativo dei salari e in qualche misura contribuito ad aggravare squilibri territoriali che, per così dire, venivano da lontano. Il primo compito che ci si propone è dunque quello di fornire delle misure di rigidità dei salari, intesa in senso lato come incapacità degli stessi di riflettere i “fondamentali economici” e dunque di indirizzare gli *input* produttivi verso i migliori usi.

Misurare la rigidità dei salari non è tuttavia cosa agevole perché, mentre può risultare chiara una generica definizione di rigidità come mancanza di corrispondenza ai *fundamentals*, l'operatività pratica di tale definizione si scontra con le ovvie difficoltà relative a: 1) definizione e osservabilità di quegli stessi fondamentali; 2) elaborazione di una misura di “distanza”, ovvero di non corrispondenza, ai supposti fondamentali.

Nel presente rapporto si evita di aderire all'uno o all'altro dei numerosi approcci esistenti in letteratura per la definizione e misurazione delle rigidità salariali. La rigidità dei salari si può manifestare lungo diverse dimensioni, e ciascuna costituisce un valido ed interessante punto di partenza per la sua misurazione. Ecco un elenco – non esaustivo – delle diverse forme sotto cui la rigidità dei salari si può manifestare:

1. i differenziali salariali (per area, settore, educazione, qualifica, età, ecc.) appaiono insufficienti alla luce delle sottostanti pressioni economiche (di domanda e offerta), e si muovono nel tempo in modo inadeguato, ad esempio, continuando a premiare occupazioni o *skill* “protette”;
2. la mobilità retributiva è fortemente condizionata da vari automatismi, per esempio quelli legati all'anzianità lavorativa o a forme di indicizzazione;
3. i livelli salariali non sembrano rispondere alle condizioni locali del mercato del lavoro, espresse dal tasso di disoccupazione regionale, in linea con quanto teorizzato nella vasta letteratura sulla cosiddetta *wage curve*;

4. si osserva la presenza di rigidità verso il basso dei salari (*downward wage rigidity*), ovvero l'esistenza di vincoli alla variazione dei salari nominali da parte delle imprese;
5. lo spazio lasciato alle politiche salariali autonome d'impresa dalle istituzioni che regolano la contrattazione salariale è limitato;
6. si riscontra la presenza di un'economia sommersa o di altre manifestazioni *duali* del mercato del lavoro, in cui un settore primario, privilegiato e protetto dalla regolamentazione, coesiste con un settore secondario, caratterizzato da tutele ridotte e massima flessibilità.

Mentre la relazione tra queste diverse forme di rigidità non è stata ancora completamente chiarita dalla teoria economica, appare corretto affermare che ciascuna allontana i valori dei salari dalle sottostanti condizioni di domanda e offerta (i *fundamentals*), con potenziale distorsione nella allocazione delle risorse. Vari tipi di imperfezioni tecnologiche o di informazione possono essere alla base di tali rigidità. La presenza di istituzioni come salari minimi, indicizzazione o la contrattazione centralizzata sovente svolgono una funzione “equitativa” e di copertura dei rischi, laddove vengono a mancare le condizioni perché un mercato assicurativo possa funzionare (essenzialmente perché la distribuzione dei redditi non lo consente). Tali istituzioni possono, tuttavia, portare ad ulteriori forme di rigidità dei salari e se si “istituzionalizzano”¹, venendone a mancare l'originaria giustificazione quali correttivi di specifici *market failures*, finiscono per essere di ostacolo ad una buona *performance* dell'economia nel suo complesso.

Il rapporto analizza alcune di queste manifestazioni di rigidità, per l'Italia e, ove possibile, anche per diversi paesi dell'Unione europea. Anticipando quanto evidenziato nelle pagine seguenti, i salari in Italia sembrano essere rigidi in relazione a numerose forme/tipologie di analisi della rigidità.

Lo studio qui proposto delle varie forme di rigidità è caratterizzato da una base analitica comune: ciascuna delle manifestazioni di rigidità è indagata e misurata attraverso l'uso di microdati e di analisi microeconomiche. I vantaggi di tale approccio rispetto a quelli macro tradizionali sono ben noti. Tra i tanti, preme sottolinearne uno in particolare: mentre la stima della rigidità dei salari derivata a partire da curve di Phillips aggregate costituisce una specie *black box*, in cui si rileva la presenza di rigidità ma si conosce molto poco delle sue cause, con l'approccio micro è invece possibile indagare “dentro la *black box*”, avvicinarsi cioè all'origine di tale rigidità, analizzarne i vari aspetti, i settori in cui si origina e gli agenti economici e le istituzioni che ne sono responsabili. Distinguere tra le diverse manifestazioni/dimensioni di rigidità è di grande importanza ai fini di *policy*, perché spesso le conseguenze economiche delle varie forme di rigidità, nonché gli eventuali interventi correttivi richiesti, sono diversi.

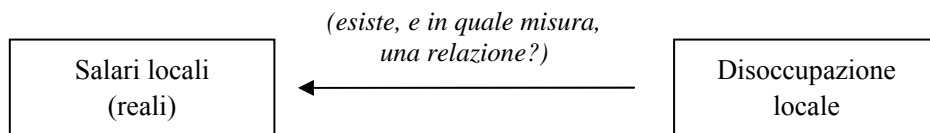
Una dimensione di rigidità che è stata al centro del dibattito teorico ed empirico recente è quella relativa alla esistenza della cosiddetta *wage curve*, come rappresentato dalla fig. 4.1. Si tratta cioè di capire se i salari reali, e dunque i differenziali salariali, rispondono alle diverse condizioni locali del mercato, in particolare alla disoccupazione locale.

La letteratura internazionale ha individuato l'esistenza di una *wage curve* che presenta caratteristiche molto simili in diversi paesi: la relazione è negativa (laddove la disoccupazione è più alta, i salari sono più bassi) e l'elasticità tra salari e disoccupazione è circa pari allo -0,1. L'interpretazione di tale relazione è però ancora al centro dei dibattiti teorici tra chi la considera per lo più una “relazione empirica” (es. Card, 1995) e chi la interpreta come una sorta di “offerta

¹ Sulla nozione di “ciclo di istituzionalizzazione delle istituzioni” e sul rischio di perdita sistematica della loro capacità di mantenere uno stretto legame di congruenza con il contesto, si veda Lanzaclaco (1995).

di lavoro” all’interno di una descrizione del mercato del lavoro caratterizzato da concorrenza imperfetta (es. Bell *et al.*, 2005). In quest’ultima interpretazione, l’equilibrio del mercato del lavoro è rappresentato combinando una *curva dei prezzi* (in sostituzione della curva di domanda di lavoro neoclassica) e una *curva dei salari* (in sostituzione della curva di offerta di lavoro neoclassica). Questo schema teorico è brevemente discusso nel par. 4.2. Nello stesso paragrafo, si mostra come questo schema teorico si riveli utile per la comprensione dei divari territoriali che caratterizzano l’Italia. I persistenti divari nei tassi di disoccupazione tra il Nord e il Sud del paese sono infatti interpretati come risultato di equilibrio in un mercato del lavoro in cui le sottostanti differenze di produttività totale dei fattori – combinate con un processo di contrattazione salariale (rappresentato dalla *wage curve*) che non tiene molto in conto tali differenze – si traducono in bassa differenziazione salariale territoriale ed alti divari nei tassi di disoccupazione.

Fig. 4.1 - La curva dei salari



Per l’Italia i lavori di Lucifora e Origo (1999) hanno messo in dubbio l’esistenza della *wage curve*, che non risulta statisticamente significativa ad una analisi microeconometrica approfondita (che però, come si vedrà in seguito, presenta alcuni limiti). Secondo questi autori, i salari sarebbero poco reattivi alle condizioni locali del mercato del lavoro, fornendo dunque un supporto empirico alle interpretazioni teoriche sopra richiamate dei divari territoriali italiani. Le loro stime si riferiscono però al periodo che precede gli accordi di luglio 1993, che ha visto l’introduzione di riforme, quali l’abolizione della scala mobile, l’introduzione della contrattazione di secondo livello, locale ed aziendale, tese a rendere più flessibile il processo di determinazione salariale. Un primo obiettivo dei capitoli che seguono è dunque quello di verificare se la curva dei salari rimanga statisticamente debole anche nel periodo che segue l’introduzione di tali riforme.

Il cap. 5 presenta analisi le quali sembrano confermare l’ipotesi precedente: in Italia i salari non rispondono più di tanto alle condizioni locali dei mercati.

Il par. 5.1 analizza le curve dei salari di alcuni paesi europei, utilizzando microdati dell’ECHP con riferimento al periodo 1994-1998. Le stime – confrontabili tra paesi, dato che sia il questionario dell’ECHP sia il modello econometrico sono i medesimi ovunque – mostrano come l’Italia si collochi al gradino più basso nella graduatoria delle elasticità salario-disoccupazione. Insieme ai risultati della prima parte del rapporto – in cui emerge come l’Italia tenda a posizionarsi nella parte bassa anche della graduatoria basata su una diversa dimensione di rigidità, quella della compressione salariale – le analisi del cap. 5 sembrano rafforzare l’immagine dell’Italia come quella di un paese caratterizzato da alta rigidità salariale. Non mancano, tuttavia, altri risultati empirici che vanno in direzione opposta, di cui verrà dato conto. Un importante fattore di approfondimento della relazione oggetto di studio è rappresentato dalla diffusione dei contratti atipici avvenuta a partire dalla fine degli anni Novanta, per la quale, purtroppo, mancano ancora dati adeguati per una valutazione robusta.

Il par. 5.2 riesamina la relazione tra salari e disoccupazione approfondendone alcuni aspetti.

Primo, le stime vengono effettuate su dati di natura amministrativa (WHIP), in teoria meno soggetti a errori di misura rispetto ai dati di *survey* come l'ECHP, e con l'ulteriore vantaggio di una ben più alta numerosità campionaria. Inoltre, visto che i dati WHIP sono disponibili per tutto il periodo 1985-1998, è possibile testare formalmente la presenza di un *break* strutturale nella relazione tra salari e disoccupazione in seguito alle riforme del 1993. I risultati confermano inizialmente le conclusioni di Lucifora ed Orrigo circa la non significatività statistica di tale relazione. Dopo il 1993, però, qualcosa sembra cambiare, ed infatti l'elasticità dei salari al tasso di disoccupazione locale aumenta. Per quanto tale aumento sia statisticamente significativo, l'elasticità rimane però piuttosto contenuta, contribuendo a delineare una valutazione di scarsa incisività nel processo di determinazione salariale dell'esperienza di riforma sancita dagli accordi di luglio 1993.

Questi risultati empirici sono in una certa misura coerenti con l'interpretazione teorica che vede l'origine della persistenza dei divari territoriali italiani nell'interazione tra le profonde differenze di produttività territoriali che storicamente caratterizzano il paese e un processo di formazione salariale poco sensibili a tali differenze. Questa visione rischia però di trascurare un tassello importante del problema, quello di un mercato del lavoro che, in Italia più che negli altri paesi dell'Unione europea, si presenta come *duale*. Ad un settore “primario”, protetto e con salari alti e piuttosto uniformi sul territorio nazionale, se ne contrappone un altro, secondario, caratterizzato da pochissime tutele e quasi completa flessibilità, sia dei salari che dell'occupazione. Il settore sommerso ne costituisce la parte preponderante, specie al Sud, ma vi rientrano anche le categorie del lavoro “atipico” diffuse negli ultimi anni. È molto probabile che la rigidità dei salari – specie laddove misurata a partire dai dati amministrativi (che per loro stessa natura si riferiscono solo ai lavoratori regolari) – risulti più alta di quanto non sia in realtà, proprio per l'impossibilità di tenere propriamente conto dell'esistenza del settore secondario, più difficile da osservare e dunque meno suscettibile di analisi statistica. Il tentativo di stimare la reattività dei salari alla disoccupazione in un “ambito allargato”, cioè in cui il, o parti del, settore secondario sono re-inseriti nell'universo di riferimento, è perseguito nel cap. 5 e specialmente nel par. 5.3. Per quanto preliminari, i risultati confermano l'aspettativa di una maggiore flessibilità salariale, una volta che si riesca ad includere nel campione di stima anche le categorie di lavoratori meno protette.

Infine, ancora nei parr. 5.1 e 5.3 viene indagata la relazione tra retribuzioni del settore privato e quelle del settore pubblico (a cui sarebbe necessario aggiungere le retribuzioni di settori protetti dalla concorrenza internazionale, come gli ex-pubblici dell'energia, delle aziende di servizi municipalizzate, e perfino delle banche: in tutti questi settori le retribuzioni pagate nel Mezzogiorno sono sovente più alte di quelle del Centro-Nord). Per quanto il confronto tra i il settore privato e quello pubblico risulti tutt'altro che agevole, sembrerebbe emergere – senza sostanziali sorprese – una minore reattività delle retribuzioni nel settore pubblico alle condizioni locali del mercato del lavoro rispetto a quelle del settore privato. Inoltre, la distribuzione salariale tende ad essere più compressa nel settore pubblico che nel settore privato. Siccome è pensabile che le rigidità salariali in un settore si ripercuotano sulle rigidità dell'altro, a livello di *policy* è opportuno tener conto di questi eventuali effetti di *spill-over*, e, in un'ottica di maggiore flessibilizzazione salariale, distribuire opportunamente gli interventi tra i due settori.

I rimanenti paragrafi del cap. 5 e il cap. 6 esaminano ciascuno una delle altre dimensioni di rigidità individuate all'inizio di questa introduzione.

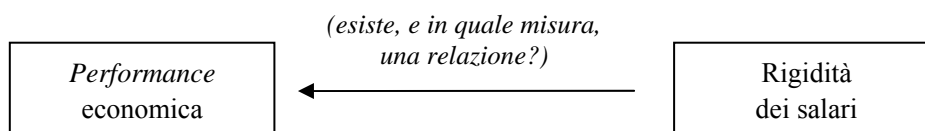
Il par. 5.5 sposta, pertanto, il *focus* dell'analisi su un'altra forma di rigidità, forse meno nota,

ma che è stata oggetto di una vasta letteratura internazionale, come discusso nella rassegna presentata nel par. 5.4. La rigidità dei salari è qui analizzata con riferimento agli impedimenti che le imprese avrebbero nell’implementazione delle variazioni salariali desiderate. Il punto di partenza è lo studio delle distribuzioni delle variazioni dei salari tra anni adiacenti, e l’obiettivo dell’analisi è quello di individuare fenomeni di rigidità verso il basso dei salari nominali e reali.

La rigidità verso il basso dei salari nominali (*downward nominal wage rigidity*), 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 invece pensare a rigidità verso il basso dei salari reali (*downward real wage rigidity*). 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 nel par. 5.5 permette di stimare l’importanza relativa di questi due tipi fondamentali di rigidità, la rigidità verso il basso dei salari nominali e la rigidità verso il basso dei salari reali.

Inoltre, le analisi del par. 5.5 si prestano meglio di altre a verifiche dell’ipotesi secondo la quale i processi di determinazione salariale, con le loro supposte rigidità, abbiano minato la *performance* economica del paese, e in particolare quella delle sue aree storicamente più deboli ed arretrate. Si tratta dunque di un tentativo – per quanto preliminare – di ribaltare la prospettiva discussa con riferimento alla fig. 4.1; nella fig. 4.2 infatti la relazione di interesse è quella che fa dipendere la *performance* economica dalla presenza/assenza di rigidità salariali.

Fig. 4.2 - Rigidità salariali e *performance* economica



In particolare, si sottopone a verifica l’ipotesi che le realtà produttive (imprese e aree geografiche) caratterizzate da un maggior grado di rigidità verso il basso dei salari siano anche quelle con *performance* economica meno soddisfacente, in termini di disoccupazione e *turnover* occupazionale. Secondo i risultati del par. 5.5, l’interrogativo posto sulla relazione espressa in fig. 4.2 trova risposta in un “SI e di segno negativo”: le aree con più alta rigidità dei salari sembrano anche essere quelle a bassa *performance* complessiva (e con essa, non sorprendentemente, anche con un maggiore tasso di disoccupazione). Pur con tutte le necessarie cautele associate alla natura esplorativa dell’analisi, sembrano emergere precise tendenze relative ai due importanti tasselli del problema *salari territoriali-performance economica*:

- i salari non rispondono alle condizioni locali del mercato (*wage curve*), data l’esistenza di istituzioni e vincoli che limitano la loro flessibilità;
- la rigidità dei salari interferisce con il ruolo allocativo degli stessi e genera più alta disoccupazione e squilibrio territoriale.

Gli ultimi due paragrafi del cap. 5 riprendono l’analisi delle rigidità salariali tornando allo studio dei differenziali salariali. Nel par. 5.6 l’oggetto dell’analisi è rappresentato dai fattori che spiegano i *trend* nelle principali misure di dispersione salariale, utilizzando tecniche di scomposizione microeconomiche. In base ai risultati ottenuti, l’aumento della dispersione dei salari lordi, osservata in Italia soprattutto nella seconda metà degli anni ottanta, è spiegabile soprattutto con l’aumento di alcune caratteristiche individuali (soprattutto l’età e la qualifica). Ben inferiore è invece l’apporto dato all’aumento della dispersione salariale da quella miriade di variabili non-osservate, che ci si aspetterebbe di vedere premiate in maniera via via crescente dal nuovo ambiente competitivo scaturito dalle riforme dei primi anni novanta e dagli effetti della “rivoluzione informatica”. Che ciò sia avvenuto nei paesi anglosassoni, ma non in Italia, viene interpretato, nel par. 5.6, come evidenza di un’ulteriore manifestazione di rigidità dei salari, anch’essa legata al peso ancora fortemente vincolante della contrattazione nazionale e al poco spazio disponibile per attivare meccanismi premianti delle *skill* emergenti, (si veda anche il successivo sottopar. 6.2.5, per approfondimenti sulla contrattazione aziendale e sui premi di risultato).

Il capitolo è chiuso dal par. 5.7, in cui i differenziali salariali territoriali vengono analizzati alla luce della (scarsa) evidenza disponibile sui differenziali territoriali nel costo della vita. Per quanto rilevanti differenze esistano tra i salari nominali percepiti nelle diverse aree del paese, le differenze nel costo della vita sono spesso altrettanto elevate, riducendo i vantaggi economici della mobilità del lavoro dalle aree ad alta disoccupazione verso quelle a bassa disoccupazione. Tale ipotesi è difatti supportata dall’evidenza di una mobilità lavorativa da molti anni assai inferiore a quella che ci si aspetterebbe altrimenti.

Il cap. 6 si concentra su aspetti relativi al costo del lavoro e alle politiche salariali.

Il par. 6.1 esplora un altro importante aspetto della relazione tra disoccupazione e salari. Si tratta qui di riconoscere che, se per i lavoratori la variabile cruciale ai fini dell’offerta di lavoro risiede nel salario netto (*take-home pay*), per la domanda di lavoro delle imprese assume rilevanza il costo del lavoro, e cioè il salario aumentato di tutti i costi indiretti (oneri sociali e tassazione). Negli anni passati varie forme di abbattimenti del costo del lavoro erano state previste per determinate tipologie di lavoratori e per le aree più svantaggiate del paese. Sebbene recentemente tali sgravi siano stati gradualmente aboliti in ottemperanza alle disposizioni comunitarie, appare comunque di cruciale importanza interrogarsi sull’efficacia che tali interventi hanno avuto nel riassorbimento degli squilibri territoriali nel mercato del lavoro. Un modo abbastanza ovvio per farlo è quello di stimare di nuovo la curva dei salari con riferimento al costo del lavoro (comprensivo di fiscalizzazione e sgravi degli oneri sociali), anziché al salario come più spesso avviene in letteratura. Ciò ha preliminarmente richiesto la ricostruzione della normativa sul costo del lavoro vigente negli anni passati, e successivamente il calcolo del costo del lavoratore per i lavoratori presenti nel campione WHIP. Le analisi preliminari discusse nel par. 6.1 mostrano come la presenza di numerose agevolazioni a favore del Sud abbia reso sensibile alle condizioni locali del mercato del lavoro il costo del lavoro piuttosto che il salario.

Il limitato spazio di manovra che le imprese hanno nella definizione delle proprie politiche salariali è il riflesso del ruolo ancor oggi preponderante svolto dalla contrattazione collettiva. Nel par. 6.2 viene approfondita la relazione tra retribuzioni previste dai contratti collettivi e retribuzioni di fatto percepite dai lavoratori del settore privato in Italia. Anche in questo caso ci si avvale di un intenso lavoro di ricostruzione effettuato dal Laboratorio Revelli dei salari spettanti ai lavoratori del campione WHIP in base ai rilevanti contratti collettivi nazionali. Tale

ricostruzione consente dunque di confrontare le retribuzioni “contrattuali” e le retribuzioni di fatto percepite da ciascun lavoratore. Il ruolo guida, se non costrittivo, della contrattazione nazionale nel determinare la dinamica delle retribuzioni di fatto emerge con forza, anche negli anni successivi alle riforme del 1993.

Infine, il par. 6.3 esamina la presenza di differenziali salariali tra imprese e differenziali all’interno delle imprese. Si cerca di stabilire fino a che punto le imprese dispongono di spazio per politiche autonome di impresa, caso nel quale ci si aspetta di osservare ampi differenziali tra imprese (relativamente ai differenziali all’interno di ciascuna impresa). Anche con riferimento a questa particolare dimensione/manifestazione di rigidità, i risultati collocano l’Italia in cima alla graduatoria dei paesi più rigidi, sia per quanto riguarda i livelli salariali che le loro variazioni.

4.2 Mercato del lavoro in concorrenza imperfetta

Il presente paragrafo tratta il funzionamento del mercato del lavoro in concorrenza imperfetta, e contiene alcune brevi riflessioni sull’applicabilità di tale modello per spiegare i divari Nord-Sud in Italia e sulla utilità dello stesso per la formulazione di proposte di *policy*. Il modello presentato è pressoché standard e si ritrova nella maggior parte dei manuali di economia del lavoro (ad esempio, Brucchi Luchino, 2005). Meno ovvio è invece il modo in cui il modello è qui applicato per interpretare gli squilibri territoriali del paese.

4.2.1 Curva della contrattazione salariale (WS, Wage-setting)

Ipotizziamo che i salari siano fissati, attraverso la contrattazione collettiva, sulla base della seguente condizione:

$$W / P_c^{\text{att}} = b(u; z) * (Y/N)^{\text{att}} \quad \text{con} \quad db/du < 0 \quad (1)$$

e

- W = la retribuzione *netta* ricevuta dal lavoratore,
 P_c^{att} = l’indice dei prezzi al consumo *attesi* dai lavoratori per il periodo di decorrenza del contratto di lavoro,
 b(.) è una funzione che sintetizza i risultati della contrattazione tra imprenditori e lavoratori e dipende negativamente dal tasso di disoccupazione (u) e, positivamente, da altri fattori indicanti la forza contrattuale dei lavoratori (per esempio, i sussidi di disoccupazione),
 $(Y/N)^{\text{att}}$ = produttività attesa dai lavoratori.

In questo modello il livello della forza-lavoro è dato esogenamente.

4.2.2 Curva di fissazione dei prezzi (PS, Price-setting)

Ipotizziamo che le imprese fissino i prezzi di vendita attraverso un *mark-up* sui costi:

$$P_p = (1 + \chi) \cdot [CdL / (Y/N)] \quad (2)$$

dove

- P_p = prezzi alla produzione;
 χ = coefficiente di ricarico (*mark-up*), che misura il potere di mercato di cui godono le imprese;
 CdL = costo del lavoro per unità di tempo comprensivo dei contributi sociali versati

dalle imprese;
 $CdL/(Y/N) =$ costo del lavoro per unità di prodotto (CLUP). Si assume che l'imprenditore, a differenza dei lavoratori, conosca le caratteristiche del processo produttivo, e quindi l'andamento della produttività al variare delle dimensioni produttive.

4.2.3 Equilibrio di mercato

Le due equazioni (1) e (2) possono essere riscritte nel modo seguente, dando luogo ad una specificazione più adatta ad essere rappresentata graficamente:

$$W/P_p = (Y/N)^{att} * b(u; z) * (P_c^{att} / P_p) \quad \text{wage-setting} \quad (1')$$

$$W/P_p = (Y/N)/(1+\chi) * W/CdL \quad \text{price-setting} \quad (2')$$

Come illustrato dalla fig. 4.3, l'equilibrio del mercato del lavoro è allora rappresentato dall'intersezione delle due curve rappresentate da (1') e (2'). Si noti la differenza rispetto ai modelli che assumono concorrenza perfetta (nel mercato del lavoro e dei prodotti), in cui l'equilibrio è individuato dall'intersezione di una curva di offerta di lavoro neoclassica e una curva di domanda di lavoro neoclassica. In concorrenza imperfetta, invece, la curva di offerta di lavoro viene ad essere sostituita dalla curva dei salari (anche nota, nella terminologia anglosassone, come *wage-setting*, o *quasi-supply curve*); la curva dei prezzi (*price-setting*) a sua volta sostituisce la curva di domanda di lavoro neoclassica.

Nel modello descritto dalle (1') e (2') si possono distinguere equilibri di lungo periodo ed equilibri di breve periodo.

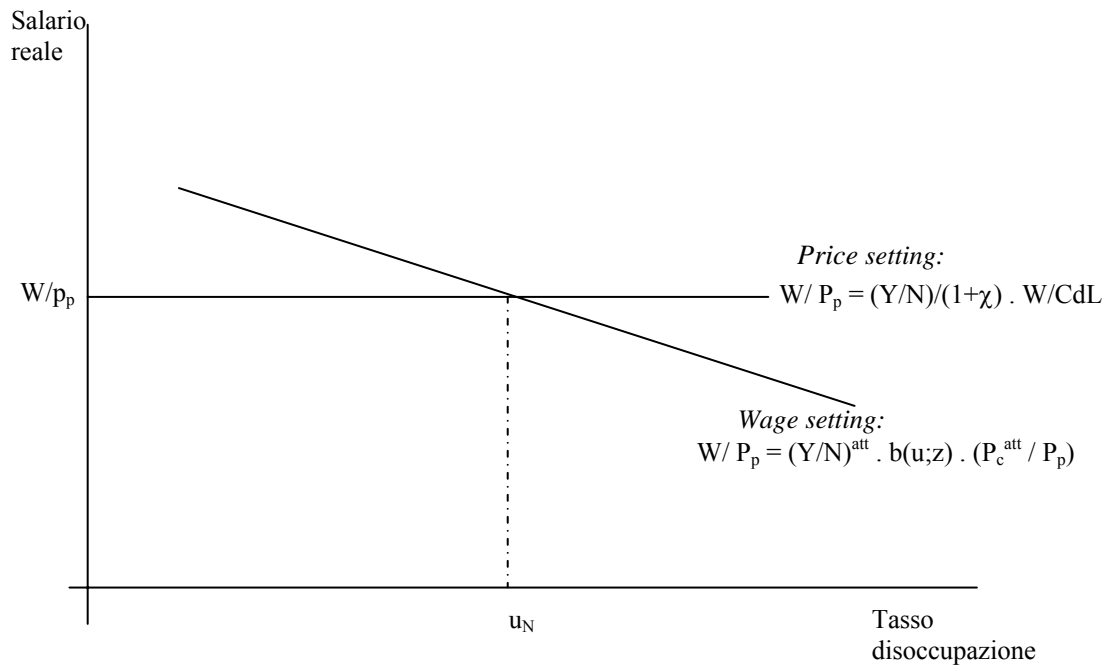
Nell'equilibrio di lungo periodo, le aspettative sui prezzi e sulla produttività sono corrette: $p_c^{att} = p_c$, $(Y/N)^{att} = (Y/N)$. L'intersezione tra la curva dei prezzi e la curva dei salari dà luogo ad un salario reale di equilibrio e ad un tasso di disoccupazione di equilibrio, noto come *tasso naturale di disoccupazione*.

Si noti che un aumento del cuneo contributivo, CdL/W , fa spostare la curva dei prezzi verso il basso e determina un aumento del tasso di disoccupazione naturale ed una diminuzione del salario reale di equilibrio. Lo stesso effetto è ottenuto a seguito di una diminuzione del grado di concorrenza nel mercato dei prodotti (aumento del *mark-up* χ). Inoltre, il tasso di disoccupazione naturale aumenta anche quando vi è un aumento strutturale della differenza tra prezzi al consumo e prezzi alla produzione, P_c / P_p .

Gli equilibri di breve periodo sono invece caratterizzati da errori nelle previsioni (cioè nelle aspettative su prezzi e/o produttività) da parte dei lavoratori in sede di contrattazione salariale. Per esempio, un aumento dell'inflazione attesa non correttamente previsto (per cui $p_c^{att} > p_c$) fa spostare la curva dei salari verso destra, determinando un aumento *momentaneo* del tasso di disoccupazione. Le aspettative verranno prima o poi corrette, ed il tasso di disoccupazione a lungo andare ritorna al suo livello naturale.

Allo stesso modo, un aumento della produttività attesa non correttamente previsto (per cui $(Y/N)^{att} > (Y/N)$), fa temporaneamente salire il tasso di disoccupazione al di sopra del livello naturale. Tuttavia, nel lungo periodo, la revisione delle aspettative riporterà il tasso di disoccupazione al suo livello naturale. Dunque il modello è coerente con l'evidenza empirica secondo la quale la crescita della produttività nel lungo periodo conduce ad aumenti dei salari reali ma non del tasso di disoccupazione.

Fig. 4.3 - Equilibrio nel mercato del lavoro in concorrenza imperfetta



4.2.4 I divari Nord-Sud: un'applicazione del modello di concorrenza imperfetta

Una possibile interpretazione dei divari esistenti nei mercati del lavoro tra il Nord e il Sud del paese sono illustrati in figg. 4.4a e 4.4b, nelle quali si tenta di rappresentare i fatti stilizzati di tali divari:

- ampi differenziali di *produttività totale dei fattori* (PTF) a favore del Nord, anche in considerazione della più alta dotazione infrastrutturale (capitale fisico ed umano) di tale area, del più alto capitale sociale (*rule of law*, relazioni fiduciarie, ecc.), della diversa struttura industriale, delle economie di scala, ecc. (si veda, ad es., Aiello e Scoppa, 1999);
- ampi differenziali nei tassi di disoccupazione del Nord e del Sud;
- differenziali salariali ben più modesti tra le due aree.

Tali divari sono qui interpretati come risultato di equilibrio nelle due aree, ma non si tratta né di un equilibrio di lungo periodo, né di un equilibrio di breve periodo, come definiti sopra. Appare più appropriato pensare ad equilibri di medio periodo.

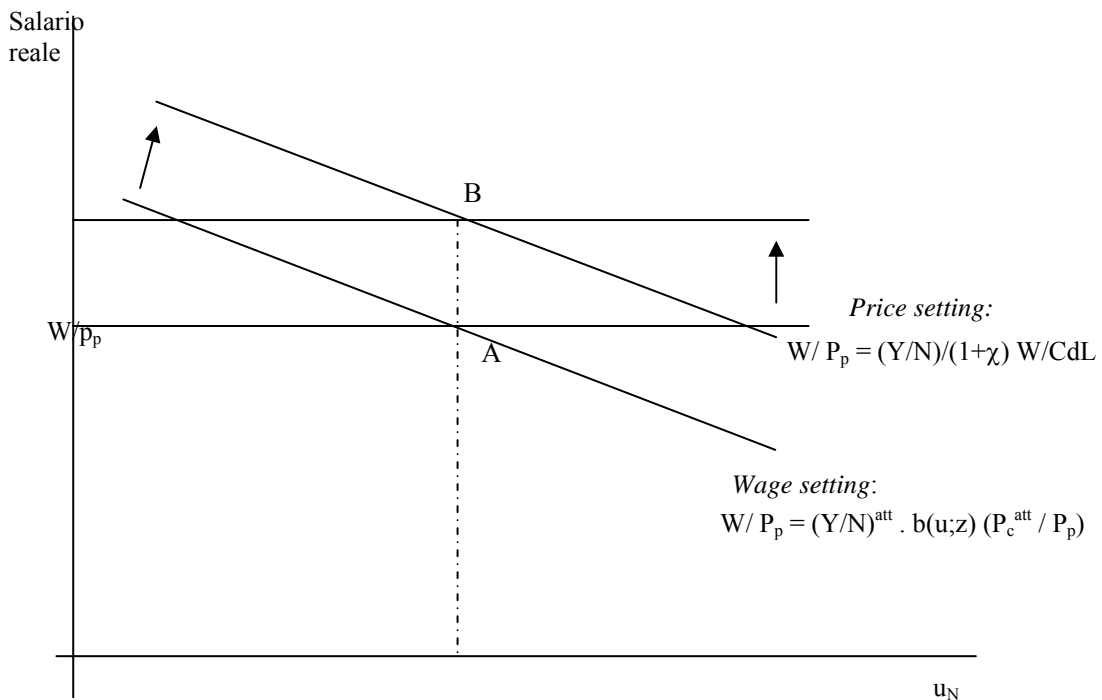
L'idea che qui si vuole rappresentare è che alla base dei divari territoriali vi sia la differente produttività totale dei fattori che, come portato storico, caratterizza le due aree. Questa differenza strutturale di produttività, interagendo con un sistema di contrattazione salariale che non facilita le differenziazioni territoriali dei salari, produce un equilibrio stabile con alta disoccupazione al Sud, pieno impiego al Nord e salari non troppo dissimili tra le due aree.

Non si tratta di divari che si originano in equilibri di breve periodo, in quanto presumibilmente non sembrano legati a problemi di aspettative scorrette tipici di certa modellistica macroeconomica: si tratta invece di problemi strutturali. D'altra parte, però, anche il riferimento ad equilibri di lungo periodo sarebbe problematico, in quanto il modello prevede che nel lungo periodo un aumento di produttività si trasferisca solo sui salari reali e non sulla disoccupazione, rendendo dunque il modello inadatto a spiegare il divario Nord-Sud. Per questo

appare più idoneo collocare il fenomeno un orizzonte temporale di medio periodo.

Si considerino le figg. 4.4a e 4.4b. Si supponga che la produttività abbia un *trend* comunque mediamente in crescita. Nel Nord (fig. 4.4.a) l'aumento della produttività è correttamente anticipato dai lavoratori da un processo di “concertazione” per così dire “responsabile”: entrambe le curve dei prezzi e dei salari si spostano verso l'alto, della medesima quantità, lasciando invariato il tasso di disoccupazione naturale.

Fig. 4.4.a - Effetto di variazioni della produttività (totale dei fattori). Nord: variazioni della produttività perfettamente “anticipate” nei contratti

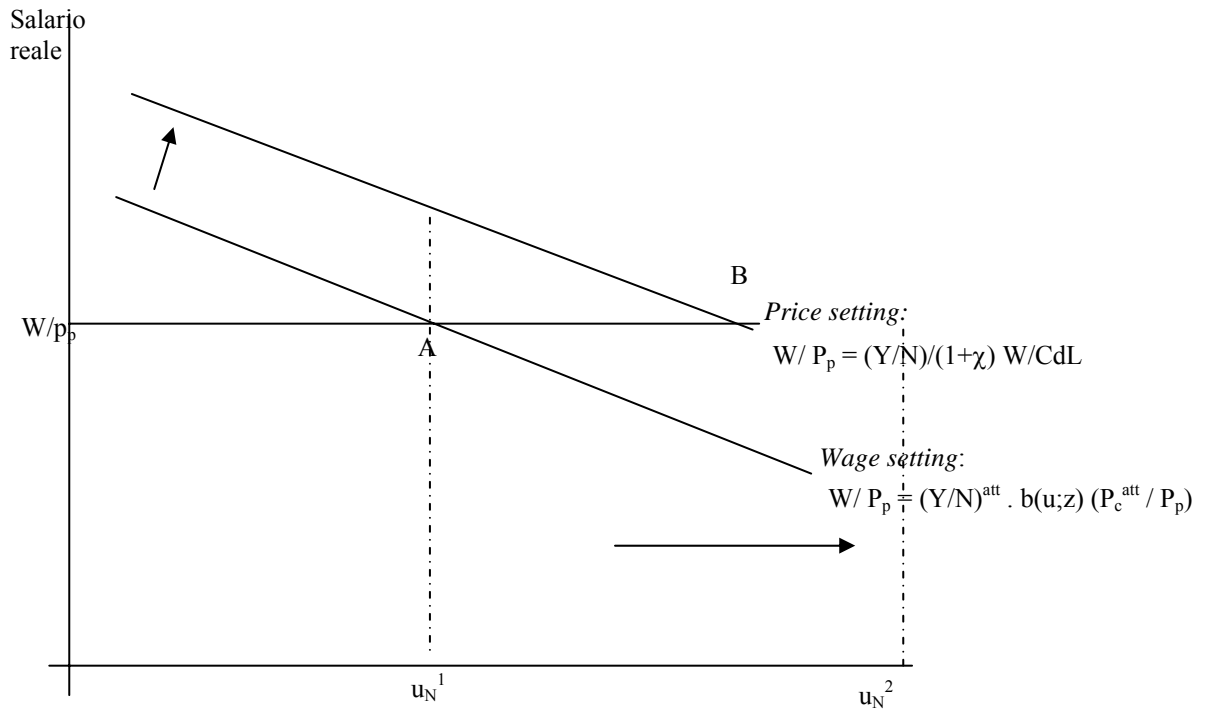


Al Sud, invece (fig. 4.4.b) si assume, per semplificare, che non si verifichi un effettivo aumento della produttività, quindi la curva dei prezzi non si sposta. Tuttavia la contrattazione salariale viene effettuata sulla base di “attese” di aumenti di produttività, che fanno spostare verso l'alto la curva dei salari. Più che errori nelle aspettative, si può pensare ad una contrattazione salariale per così dire “non responsabile”, nel senso che è allineata agli aumenti di produttività del Nord, ma non a quelli effettivamente realizzati al Sud. Come si vede in fig. 4.4.b, il risultato è un aumento della disoccupazione di equilibrio che perdura finché le richieste salariali continuano a basarsi sui livelli di produttività del Nord, anziché su quelli del Sud.

Si noti che nella figura si è ipotizzata una bassa inclinazione della curva dei salari (cioè il parametro “b” nella curva dei salari è piuttosto piccolo): i salari reali richiesti in sede di contrattazione collettiva sono quindi poco sensibili al tasso di disoccupazione. Come avremo modo di vedere nei restanti capitoli, ciò è in linea con le stime della curva dei salari per l'Italia. L'inclinazione piatta della curva *wage-setting* avrebbe la sua origine in un processo di contrattazione salariale poco decentrato, in cui predominano i contratti collettivi nazionali e l'assenza di moderne versioni delle cosiddette “gabbie salariali”. Si osservi che, se la curva dei

salari fosse molto più ripida, le differenze di produttività si trasferirebbero principalmente sui salari reali, e i divari Nord-Sud si esprimerebbero più in termini di differenze nei salari reali che non nei tassi di disoccupazione².

Fig. 4.4.b - Effetto di variazioni della produttività (totale dei fattori). Sud: variazioni della produttività “anticipate” scorrettamente nei contratti



N.B. L'aumento della disoccupazione è tanto maggiore quanto più è piatta la wage setting curve, ovvero in caso di maggiore rigidità salariale

4.2.5 Alcune osservazioni sulla identificabilità della “wage curve”

Il modello formato dalle equazioni (1) e (2) si presta ad alcune considerazioni sull'identificabilità della “wage curve”. Il lato destro dell'equazione di *wage-setting* (1) contiene, oltre al tasso di disoccupazione, variabili che contribuiscono a determinare il salario di riserva, e cioè il sussidio di disoccupazione, l'opzione di operare nell'economia sommersa, nonché il capitale umano e la situazione familiare. Nella equazione di *price-setting* (2), che di fatto è una equazione di domanda di lavoro, rilevano, da un lato la competitività e il potere di mercato delle imprese, e dall'altro tutti i fattori che ne determinano direttamente e indirettamente la produttività, e cioè tecnologia, specializzazione produttiva, presenza di economie di scala

² Si noti che, se si è disposti ad assumere concorrenza perfetta nel mercato dei prodotti (per cui le imprese non detengono potere di mercato ed agiscono come *price-takers*), allora la curva dei prezzi può essere sostituita da una più tradizionale curva di domanda neoclassica. Anche in questo caso, la più alta produttività del lavoro del Nord rispetto al Sud (agendo sulla posizione della curva di domanda), assieme ad una curva dei salari piuttosto piatta, risulta in equilibri caratterizzati da alti divari nei tassi di disoccupazione tra le due aree e scarse differenze nei rispettivi salari reali.

(riflesse, ad esempio, dalle dimensioni di impresa), condizioni che influiscono sulle esternalità. Le equazioni (1) e (2) danno luogo a un sistema in cui le due variabili endogene chiave – salari e disoccupazione – sono determinate simultaneamente.

In ogni caso, le equazioni (1) e (2) – qualunque sia la specificazione econometrica ritenuta più adatta – devono contenere regressori assai diversi, e quindi risulteranno ampiamente sovra-identificate.

In estrema sintesi, la “*wage curve*” che discende dalla (1), stimabile a livello regionale o sub-regionale, dovrà contenere il tasso di disoccupazione, un indicatore dell’economia sommersa e un altro del livello prevalente di scolarità. Nella specificazione relativa all’equazione di *price-setting* (2), saranno invece presenti indicatori di competitività e/o potere di mercato, settore produttivo, livello tecnologico e dimensione di impresa prevalente, nonché indicatori di presenza sindacale.

Un’equazione di stima del tipo:

$$\text{Salario}_{jt} = f[\text{disoccupazione}_{jt}, \text{economia sommersa}_{jt}, \text{scolarità}_j]$$

può identificare la *wage curve* senza ambiguità, proprio perché non vi compaiono – né vi debbono comparire – i regressori che caratterizzano l’equazione di *price-setting*³.

Queste considerazioni teoriche non sono facili da tradurre in una specificazione empirica immediatamente stimabile perché non esistono – quasi per definizione – misure appropriate dell’economia sommersa. Nel par. 5.3.6 di questo rapporto si trovano alcune stime che tengono conto, se pure in modo grossolano, dell’esistenza del sommerso. Quello che se ne ricava è una versione della curva dei salari che, sotto il profilo teorico, è più “corretta” di versioni molto più sofisticate in cui, per l’appunto, vengono incluse – con l’idea di aumentare il numero di “controlli” – variabili che afferiscono solo al lato della domanda di lavoro, e che, proprio per questo, rendono, di fatto inaffidabile il giudizio sulla *wage curve*. A questa critica sono soggette anche alcune delle stime presentate all’inizio del cap. 5, necessarie, peraltro, per stabilire un confronto con molti risultati presenti in letteratura.

4.2.6 Implicazioni di policy

Il modello di concorrenza imperfetta dà luogo ad interessanti implicazioni di *policy*. Intanto appare chiaro che le differenze territoriali di produttività sono all’origine del problema: è lì che bisogna intervenire con un pacchetto ampio di politiche dell’offerta. Si tratta dunque di interventi mirati ad aumentare la produttività del sud: infrastrutture, capitale umano, legalità, emersione, *business environment*, ri-orientamento della specializzazione produttiva nei settori ad alto valore aggiunto, ecc.

D’altra parte sono anche chiari i vantaggi di una maggiore flessibilità salariale, da intendersi sia nel senso di “concertazione responsabile”, sia di salari sensibili alle condizioni locali del mercato del lavoro. In effetti, a parità di differenze nei livelli di produttività, i divari nei tassi di disoccupazione sono minori quanto più è ripida la *wage-setting curve*. Da questo punto di vista, appare opportuno valutare dei ripensamenti delle strutture contrattuali (ma anche della “cultura

³ L’endogeneità del tasso di disoccupazione può essere tenuta sotto controllo per mezzo di variabili strumentali, ammesso che ve ne siano di adeguate, o più semplicemente, con una stima MQ2S (minimi quadrati a due stadi) in cui al posto della disoccupazione venga introdotto il valore stimato della disoccupazione da una forma ridotta in cui compaiono tutte le variabili esogene del modello formato da (1) e (2).

della contrattazione”), che dovrebbero concedere più spazio alle differenziazioni e al decentramento. Di conseguenza, le contrapposizioni tra i sostenitori delle politiche incentrate sulla sola produttività/investimenti (pubblici) e quelle incentrate sulla sola flessibilità salariale non hanno senso di esistere: più convincente appare una strategia in cui si intervenga su entrambi i fronti, in un mix ottimale di interventi.

Il modello di concorrenza imperfetta offre ulteriori interessanti implicazioni. Per esempio, il divario Nord-Sud può anche risultare dal diverso grado di concorrenza a cui sono soggette le imprese nelle due aree: al Nord, più esposte alla concorrenza internazionale (*export-oriented*), il grado di concorrenza è maggiore che al Sud, dove i settori produttivi sono relativamente protetti (e in cui è anche più alta è la presenza dello Stato come datore di lavoro). Il *mark-up* χ^4 è dunque potenzialmente più alto al Sud: la curva dei prezzi del Sud è dunque più bassa di quella del Nord. Data la curva dei salari, ciò contribuisce a creare un più alto tasso di disoccupazione del Sud.

Inoltre, la curva dei salari è disegnata per dati livelli della variabile “z”, che riassume i fattori che influenzano il potere di mercato dei lavoratori nella contrattazione. Una di queste variabili è data dai sussidi di disoccupazione: quanto più questi sono alti, tanto più spostata a destra è la curva dei salari, e tanto più alto il tasso di disoccupazione. Il sussidio di disoccupazione deve qui essere interpretato in senso lato, come qualsiasi elemento che aumenti artificialmente il salario di riserva. In particolare nel Mezzogiorno sono presenti numerosi fattori che operano in questa direzione: trasferimenti pubblici di varia natura, trattamenti pensionistici a volte troppo generosamente concessi (si pensi alle pensioni invalidità), retribuzioni più elevate che nel Centro-Nord nell’industria energetica ex pubblica, nelle municipalizzate, nelle banche. Si potrebbe allora pensare che z è più alta al Sud che al Nord: ancora una volta il risultato è la più alta disoccupazione. In tal caso, in sede di *policy*, ci si deve interrogare sull’opportunità di agire drasticamente per eliminare tutti questi elementi di distorsione.

4.3 La curva dei salari: una rassegna di studi analitici

4.3.1 La curva dei salari: alcune considerazioni critiche

La stima della *wage curve* è uno dei punti di snodo di questo rapporto. Pertanto, appare opportuno esaminare la letteratura che si è sviluppata negli anni più recenti intorno a tale argomento, confrontando i risultati che si ottengono per l’Italia con quelli degli altri paesi dell’Unione europea, con esiti, come si vedrà, a volte sorprendenti.

Nel seguito, inoltre, verranno evidenziati criticamente alcuni dei presupposti teorici della *wage curve*, che – specialmente per il caso italiano, e più in particolare a causa delle profonde differenze tra Nord e Sud e della presenza di un’economia sommersa di dimensioni significative – appaiono poco convincenti.

La *wage curve*, proposta da Blanchflower e Oswald all’inizio degli anni Novanta, postula una relazione inversa tra disoccupazione e livelli salariali, in cui il rapporto di causalità va dalla prima ai secondi. Gli autori, e successivamente molti altri che li hanno seguiti, sostengono che la *wage curve*, nella sua specificazione a livello territoriale, si presenta come una regolarità empirica presente in quasi tutti i paesi occidentali. In una autorevole recensione del 1995, D.

⁴ Qui il grado di concorrenza χ è da interpretare in senso lato: si possono tranquillamente includere tutte quelle “posizioni di rendita” che rendono i prezzi più alti a parità di condizioni. E al Sud tali posizioni sono forse più consistenti che altrove: settore pubblico, corruzione, professioni protette, ecc..

Card si interroga sulla interpretazione che si deve dare alla *wage curve* di Blanchflower e Oswald. L'autore si chiede, infatti, se si tratti di una versione (non correttamente specificata) della curva di Phillips, oppure se sia una relazione di equilibrio tra salari e disoccupazione che rimpiazza del tutto il concetto di curva di offerta di lavoro.

Vi sono, naturalmente, molti precursori all'idea che la disoccupazione contribuisca a determinare il livello dei salari: da Adam Smith stesso a Harris e Todaro (1970), Hall (1978), Abowd e Ashenfelter (1980): tutti, in qualche modo, si rifanno all'idea che devono instaurarsi dei differenziali compensativi, i quali possono agire anche solo in un arco temporale ampio, mantenendo quindi il *trade-off* tra disoccupazione e livelli salariali per periodi lunghi.

L'equazione di base stimata da Blanchflower e Oswald è la seguente:

$$(1) \quad \log w(irt) = a \log U(rt) + b X(irt) + d(r) + f(t) + e(irt)$$

dove:

$w(irt)$ = salario dell'*i-esimo* individuo, operante nella *r-sima* regione al tempo *t*;

$U(rt)$ = tasso di disoccupazione della *r-sima* regione in *t*;

$X(irt)$ = caratteristiche individuali (genere, età, istruzione);

$d(r), f(t)$ = effetti fissi di regione e anno;

$e(irt)$ = residui.

Si noti – ma su questo punto si tornerà in seguito – che in questa specificazione compaiono solo caratteristiche degli individui e non delle industrie, delle imprese e delle tecnologie, che compaiono solitamente in una funzione di domanda di lavoro.

Per motivi statistici collegati alla natura dei residui, i quali presumibilmente sono correlati tra gli individui che risiedono nella stessa regione, la stessa equazione viene stimata anche su “celle”, definite in termini di regione e anno.

Una specifica questione affrontata da Blanchflower e Oswald è la possibilità che la disoccupazione regionale influenzi diversamente i salari di persone dotate di qualifiche alte o basse, o più o meno protette dal sindacato. È importante sottolineare che anche in questo caso i due autori stimano la (1) su gruppi diversi di individui, e non su tutti gli individui utilizzando interazioni tra industrie, imprese e tecnologie. In tal caso, difatti, si introdurrebbero nella *wage curve* elementi che appartengono alla domanda di lavoro, e ciò finirebbe per inquinare la stima.

Ci si può chiedere, prendendo spunto dai suggerimenti di D. Card, se la *wage curve* possa essere interpretata come una versione della curva di Phillips: ciò sembra poco plausibile perché nella versione classica proposta da Lipsey (1960) è all'opera un meccanismo di aggiustamento dinamico dei salari in presenza di disoccupazione differenziata, del tutto assente nella *wage curve*. Così come ci si può chiedere se la *wage curve* sia invece interpretabile come curva di offerta di lavoro. Ma anche a tal proposito la risposta sembrerebbe negativa, non tanto per motivi teorici, quanto perché la stima produce risultati che non sembrano in linea con quanto si conosce sull'offerta di lavoro.

In definitiva, quindi – a nostro giudizio – è possibile avanzare una duplice possibilità interpretativa, l'una alternativa all'altra:

- la *wage curve* è una interessante regolarità empirica, che però non si presta a interpretazioni teoriche penetranti;
- la *wage curve* è parte integrante di un modello complessivo del mercato del lavoro, in cui compaiono la domanda di lavoro e la *wage curve*. Nel modello vengono determinati simultaneamente i livelli occupazionali, a partire da una funzione di domanda che dipende dal costo del lavoro, dalla produttività e dal potere di mercato, e quelli salariali che derivano

dalla *wage curve* e dalla contrattazione sindacale a fronte della disoccupazione esistente in ciascuna regione. La disoccupazione emerge come differenza tra l’offerta di lavoro (considerata data esogenamente) e la domanda espressa dalle imprese.

È da qui che nascono alcune perplessità teoriche. Perché mai in un paese come l’Italia l’offerta di lavoro dovrebbe essere modellata come dato esogeno? Ammesso, e non concesso, che lo sia al Nord, come si giustifica l’idea che nel Sud l’economia sommersa non costituisca un potente sostituto della economia emersa, e che quindi l’offerta di lavoro rilevabile dalle statistiche non sia ampiamente influenzata dalla contrapposizione tra le condizioni proposte dal mercato rispetto a quelle offerte dal sommerso? Né vale la proposta che l’economia sommersa sia essa stessa un fatto esogeno come l’offerta di lavoro, perché con ciò si negherebbe a priori qualsiasi possibilità di intervenire per contenerla (attraverso la fiscalità, la politica industriale, i sussidi al Mezzogiorno, ecc.).

4.3.2 I principali risultati sulla relazione tra salari e disoccupazione

La relazione tra salari e disoccupazione è stata analizzata in numerosi paesi. La reattività dei salari al tasso di disoccupazione gioca un ruolo cruciale nel determinare l’intensità e la persistenza degli effetti prodotti da *shock* di domanda e/o di offerta nel mercato del lavoro (si veda tra gli altri Layard *et al.* (1991) Blanchard e Katz (1997). Le stime rilevano come un aumento del tasso di disoccupazione del 10% si traduca in una riduzione del salario dell’1% in tutti i paesi considerati anche se caratterizzati da diversi assetti istituzionali.

L’uniformità dei risultati ottenuti tra paesi con assetti istituzionali molto differenti è particolarmente sorprendente alla luce di diversi studi che suggeriscono come il livello di concentrazione e coordinamento della contrattazione salariale eserciti un’importante influenza sulla *performance* macroeconomica (si veda tra gli altri Calmfors e Driffil (1988) Layard *et al.* (1991) e sulla distribuzione del reddito (si veda tra gli altri Blau e Kahn (1996), Bertola (2005)). L’importanza degli assetti istituzionali è confermata dagli stessi studi di Blanchflower e Oswald (1994) che riportano come la reattività del salario al tasso di disoccupazione sia diversa tra lavoratori sindacalizzati e lavoratori non sindacalizzati.

La tab. 4.1 riporta i risultati di alcuni studi, indicando, per ciascuno di essi, il periodo analizzato, i dati utilizzati, l’unità salariale e la metodologia impiegata.

Analisi che includono gli effetti fissi regionali sono state effettuate da Bratsberg e Turunen (1996) su dati statunitensi utilizzando come unità di misura sia il salario annuale sia il salario orario. In esse, vengono confermati in parte i risultati ottenuti da Blanchflower e Oswald su dati statunitensi, con un coefficiente di reattività del salario annuale al tasso di disoccupazione pari a -0,11. Tuttavia, la stima del coefficiente si riduce del 40% quando le analisi vengono effettuate sul salario orario, in contrasto con quanto rilevato dagli studi precedenti di Blanchflower e Oswald, ma in conformità con i risultati ottenuti da Card (1995).

Baltagi e Blien (1998), utilizzando l’approccio di variabili strumentali e controllando per gli effetti fissi regionali su dati *panel* della Germania, rilevano una relazione negativa e significativa. Similmente Janssen e Konings (1998) su dati del Belgio (UFSIA) e Collier su dati della Gran Bretagna (BHPS) mettono in evidenza che la curva dei salari è significativa per gli uomini e inesistente per le donne.

Tab. 4.1 - Studi sulla curva dei salari per differenti paesi

<i>Autore</i>	<i>Paese</i>	<i>Dati</i>	<i>Stime</i>	<i>Risultati</i>
Adams (1985)	Stati Uniti	1970-1976 Psid data	Analisi descrittiva e equazione dei salari Ols	Salario-disoccupazione media centro urbano: +0,2 Salario-disoccupazione settoriale: -0,9
Blanchflower & Oswald (1995)	Stati Uniti, Gran Bretagna, Canada Australia, Corea del Sud e 7 Paesi Europei	Microdati	Curva dei salari: <i>pooled cross-section</i>	-0,1 in molti paesi
Holmund & Skedinger (1990)	Svezia	1969-1985 dati regionali per il settore del legno	Equazione del “ <i>wage drift</i> ” su panel regionale	da 0 a -0,04
Card, Kramarz & Lemieux (1999)	Canada	1963-83 dati contrattuali	Equazione dei salari reali Ols IV a differenze prime	da -0,05 a -0,1
Albæk, Asplund, Blomskog, Barth, Gudmundsson, Karlsson & Madsen (2000)	Danimarca, Finlandia, Islanda, Norvegia, Svezia	Dati regionali Panel 1960-1994	Curva dei salari Effetti fissi	Curva dei salari non significativa
Collier (2001)	Gran Bretagna	Bhps 1991-1998	Effetti fissi	Uomini: -0,14 Donne: non significativa
Bratsberg & Turunen (1996)	Stati Uniti	National Longitudinal Survey of Youth (1980-	Curva dei salari Effetti fissi	Salario annuale: -0,1 Salario orario: -0,6
Janssens & Konings (1998)	Belgio	Belgian Socioeconomics Panel (1985, 1988, 1992)	Curva dei salari Effetti fissi regionali	Totale: -0,04, uomini: -0,01, donne: non significativa
Baltagi & Blien (1998)	Germania	Iab data 1981-1990	Curva dei salari FD2SLS FE2SLS IV	-0,07

Tale risultato può essere spiegato da diversi fattori: una maggiore competitività del mercato del lavoro maschile rispetto al mercato del lavoro femminile, una condizione di disoccupazione/non-occupazione e/o non partecipazione al mercato del lavoro più frequente nelle donne. Blanchflower e Oswald offrono diverse spiegazioni e interpretazioni alla frequente evidenza empirica di una relazione inversa tra salari e disoccupazione, facendo riferimento sia ai modelli di contrattazione, sia ai modelli di salari di efficienza. In conformità con i modelli di contrattazione, la relazione è spiegata dal fatto che i sindacati nelle regioni a più basso tasso di disoccupazione hanno un maggior potere di richiedere salari più elevati. Nell'ambito della teoria dei salari di efficienza, un più elevato tasso di disoccupazione e, di conseguenza una maggiore difficoltà per i lavoratori a trovare una nuova occupazione, potrebbe costituire di per sé un incentivo all'impegno sul lavoro, rendendo meno necessario l'uso di salari più elevati.

La spiegazione fornita dai modelli di contrattazione sembra più adeguata per i paesi europei, dove maggiore è il potere sindacale, mentre negli Stati Uniti le ipotesi legate alla teoria dei salari di efficienza sembrano più appropriate. Tuttavia, diversi studi non supportano le ipotesi legate ai modelli di contrattazione. Holmud e Skedinger (1990) su dati svedesi rilevano una debole presenza della relazione tra salario e disoccupazione. Risultati analoghi sono stati ottenuti da Card *et al.* (1999) su dati canadesi. Studi più recenti nei paesi nordici, dove la contrattazione è molto centralizzata (Albæk *et al.*, 2000) rilevano la non-esistenza della curva dei salari. Questi risultati sono confermati da analisi effettuate separatamente su lavoratori sindacalizzati e lavoratori non sindacalizzati, in cui emerge la rilevanza della curva dei salari solo nel secondo campione.

Le più recenti spiegazioni della presenza della curva dei salari si fondano sull'ipotesi della teoria dei salari di efficienza. Campbell e Orzag (1998), ad esempio, spiegano come un elevato tasso di disoccupazione rappresenti un disincentivo per il lavoratore a cercare un lavoro alternativo meglio retribuito; di conseguenza le imprese non hanno bisogno di pagare salari più elevati per evitare i licenziamenti volontari.

Tradizionalmente nella letteratura la relazione è stata stimata considerando i salari e il tasso di disoccupazione misurati nello stesso periodo. L'ipotesi di fondo associata a queste analisi è quindi legata alla rilevanza del tasso di disoccupazione corrente. Inoltre, un'ulteriore implicazione di questa ipotesi è che i salari risultano flessibili tanto agli aumenti quanto alle riduzioni del tasso di disoccupazione. Vi sono diverse teorie, la teoria dei contratti impliciti e le teorie della contrattazione, per le quali sono invece rilevanti anche le condizioni pregresse del mercato del lavoro locale. Inoltre se i salari sono rigidi, l'elasticità della curva dei salari basata sul tasso di disoccupazione corrente può costituire una misura distorta della flessibilità salariale. La rigidità dei salari si sostanzia, infatti, in un comportamento asimmetrico: quando le condizioni del mercato sono favorevoli i salari tendono ad aumentare, in periodi di recessione tendono però a rimanere stabili, (si veda Canziani (1997)). In particolare, se la mobilità dei lavoratori è elevata, le imprese, al fine di evitare spostamenti del lavoratore in presenza condizioni favorevoli del mercato del lavoro, tenderanno ad aggiustare verso l'alto i salari negoziati all'inizio del contratto. In questo caso i salari sono considerati flessibili se crescono al diminuire del tasso di disoccupazione e decrescono o restano costanti al suo aumentare. Ne consegue che la flessibilità del salario è correlata al tasso di disoccupazione minimo che si manifesta a partire dal momento dell'assunzione. Nel caso in cui, invece, la mobilità è ridotta, il tasso di disoccupazione rilevante è quello associato al momento dell'assunzione. Canziani (1997) ha studiato la curva dei salari in Italia e in Spagna, rilevando una flessibilità limitata in Italia, più elevata in Spagna. L'autrice

mette in evidenza come in Spagna i salari siano correlati al tasso di disoccupazione locale corrente, ovvero, in altri termini, si verifica un continuo aggiustamento dei salari al tasso di disoccupazione locale. La presenza di un’elevata percentuale di contratti a termine e di breve durata in Spagna può fornire una spiegazione a questi risultati. In Italia, al contrario, i risultati rilevano come i salari siano negativamente correlati solo al tasso di disoccupazione registrato al momento dell’assunzione, riflettendo una più bassa reattività dei salari alle condizioni del mercato locale del lavoro.

Montuenga *et al.* (2003) studiano la reattività dei salari su dati ECHP per cinque paesi europei (Francia, Italia, Portogallo, Regno Unito e Spagna), mettendo in relazione i salari con il tasso di disoccupazione corrente, il tasso di disoccupazione registrato al momento dell’assunzione e il tasso di disoccupazione minimo registrato a partire dal momento dell’assunzione. La reattività dei salari al tasso di disoccupazione corrente risulta significativa solo per il Regno Unito. L’ipotesi di una bassa mobilità dei lavoratori è confermata per la Francia, mentre per l’Italia non emergono risultati conclusivi. In Portogallo la relazione risulta positiva e significativa, mentre in Spagna appaiono negative e significative sia la relazione tra salari e disoccupazione corrente, sia quella tra salari e il valore minimo della disoccupazione registrato dal momento dell’assunzione. Montuenga *et al.* (2003) attribuiscono questi risultati alle caratteristiche del sistema negoziale e all’elevata copertura dei contratti collettivi in Spagna.

4.3.3 *L’evidenza empirica sulla curva dei salari in Italia*

La tab. 4.2 riporta alcuni studi empirici sulla curva dei salari in Italia. La relazione tra salario e tasso di disoccupazione è negativa e significativa solo in alcuni di essi. Canziani (1997) stima dai dati Banca d’Italia un’elasticità pari a $-0,052$, Montuenga *et al.* (2003) osservano su dati ECHP una relazione pari a $-0,039$ rispetto al tasso di disoccupazione corrente, $-0,08$ rispetto al tasso di disoccupazione misurato al momento dell’assunzione e $-0,105$ rispetto al tasso di disoccupazione minimo registrato dal momento dell’assunzione. Le successive analisi mirate a comprendere quale di questi sia il tasso di disoccupazione “guida” del mercato del lavoro italiano non conducono a risultati conclusivi. Chiarini e Piselli (1997), utilizzando un modello a correzione dell’errore su dati di contabilità nazionale, rilevano una presenza significativa della curva dei salari solo nelle stime di lungo periodo, mentre ottengono un risultato opposto nelle analisi di breve periodo.

In generale non sembra emergere una stabile relazione negativa tra salario e tasso di disoccupazione locale. Una verifica sull’esistenza della curva dei salari in Italia attraverso l’utilizzo di microdati è stata effettuata da Lucifora e Origo (1999). I due autori mettono in evidenza come questa relazione in Italia non sussista o sia molto debole. Le ragioni che portano a questi risultati sono essenzialmente due: la struttura della contrattazione centralizzata e l’esistenza di un ingente settore sommerso. Infatti, la contrattazione salariale centralizzata tende a comprimere i differenziali salariali e a impedire ai salari di riflettere i differenziali di produttività e più in generale le condizioni del mercato locale del lavoro.

Gli studi effettuati da Lucifora e Origo (1999) e, più in generale, tutti gli studi sulla presenza della curva dei salari in Italia sono stati condotti con riferimento a periodi antecedenti alle riforme istituzionali avvenute in Italia nei primi anni 90. Nel cap. 5, par. 5.2, la curva dei salari sarà stimata nuovamente per il periodo 1986-98, utilizzando i dati amministrativi del *Work Histories Italian Panel* (WHIP). I risultati mostrano come una debole, ma significativa, relazione negativa tra salario e tasso di disoccupazione locale esista in Italia, più forte nel lungo che nel

breve periodo. Inoltre l'introduzione di due livelli di contrattazione sanciti dal protocollo di luglio 1993 e di schemi di retribuzione flessibile sembrano aver condotto a una maggiore reattività dei salari alle condizioni del mercato locale del lavoro.

Tab. 4.2 - Studi sulla curva dei salari in Italia

<i>Autore</i>	<i>Dati</i>	<i>Stime</i>	<i>Risultati</i>
Bodo e Sestito (1994)	Inps 1985-1990	Curva dei salari, residui	Nord : -0,042; Sud: -0,007
Blanchflower e Oswald (1994)	Issp 1986-199	Curva dei salari, residui medie di cella	-0,15 non significativa
Faini (1995)	Inps (Acquarius)	Curva dei salari, effetti fissi	Relazione non significativa tra disoccupazione e salario per grandi e piccole imprese
Casavola <i>et al.</i> (1995)	Inps (Acquarius)	Curva dei salari, residui	Solo piccole imprese: Nord: 0,0378 significativa; Sud: -0,006 non significativa
Canziani (1997)	Banca D'Italia, 1989, 1991, 1993	Curva dei salari, Gls e IV	-0,052
Charini e Piselli (1997)	Contabilità Nazionale 1976-1993	Curva di Phillips, Curva dei Salari Ecm	Lungo periodo: -0,11; Breve periodo: non significativa
Lucifora e Orrigo (1999)	Inps (Acquarius) 1990-1995 Contabilità Regionale 1980-1994 Inps (archivio dei lavoratori) 1980-1993	Curva dei salari Gls e IV	Relazione negativa tra disoccupazione e salario, significativa sui dati regionali (-0,038), non significativa per le stime sui dati provinciali con i doppi effetti fissi
Montuega <i>et al.</i> (2003)	Echp 1994-1996	Curve dei salari Pool, effetti fissi	Relazione salario e disoccupazione corrente: -0,039 Salario e disoccupazione al momento dell'assunzione: -0,08 Salario e disoccupazione a partire dal momento dell'assunzione: -0,105

5. LA RIGIDITÀ DEI SALARI IN ITALIA E IN EUROPA: NUOVE ANALISI MICROECONOMETRICHE

5.1 La curva dei salari in Europa: un’analisi comparata in alcuni paesi europei

5.1.1 Introduzione e cenni metodologici

In questo capitolo è analizzata la curva dei salari in otto paesi europei, usando microdati longitudinali del “*European Community Household Panel*” per il periodo 1996-2001. A tal fine, viene utilizzata una tecnica econometrica che permette di considerare la struttura longitudinale dei dati (più osservazioni per ogni individuo), stimando un modello ad effetti individuali fissi dove la componente individuale non osservabile (per esempio, l’abilità) è modellata come costante nel tempo ed è correlata con le variabili indipendenti. La regressione effettuata è la seguente:

$$(1) \quad \ln(w_{itr}) = b x_{itr} + \gamma \ln(u_{itr}) + \xi_i + d_r + t_t + \varepsilon_{itr}$$

dove:

- w_{itr} = salario orario lordo percepito dall’individuo i nell’anno t nell’area r ;
 x_{itr} = vettore contenente le variabili indipendenti (*dummies* di professione e di settore);
 u_{itr} = tasso di disoccupazione dell’individuo i al tempo t nell’area r ;
 ξ_i = effetto individuale, ovvero le componenti non osservabili attribuibili all’individuo ed invarianti nel tempo (nel caso specifico, abilità, educazione, esperienza precedente, ecc.);
 d_r = *dummies* di area;
 t_t = *dummies* di tempo.

I tassi di disoccupazione utilizzati sono disaggregati per sesso, gruppo di età (fino 25 anni, 25 anni o più) ed area d’appartenenza⁵, allo scopo di aumentare la variabilità dei tassi di disoccupazione.

Le *dummies* di area e di tempo sono inserite per controllare, rispettivamente, per differenze strutturali di area (per esempio, differenze geografiche risultanti da una differente struttura industriale o istituzionale) e per andamento ciclico dell’economia.

Il parametro di interesse è γ : il grado di reattività (elasticità) dei salari al tasso di disoccupazione locale. Un valore negativo di γ , indica come un aumento del tasso di disoccupazione locale si traduca in una riduzione del salario in quell’area. Come anticipato, i precedenti studi (Layard *et al.*, 1991; Blanchard e Katz, 1997) hanno evidenziato un valore di γ

⁵ Vedi appendice per la descrizione delle regioni d’appartenenza.

intorno a -0,1 in molti paesi considerati (indicando che un aumento del 10% del tasso di disoccupazione si traduce in una riduzione dell'1% nel salario). Inoltre, un recente studio di Montuenga *et al.* (2003) su Francia, Italia, Portogallo, Spagna e Regno Unito, per il periodo 1994-1996, evidenzia come la reattività del salario al tasso di disoccupazione (in termini di elasticità) vari considerevolmente fra questi paesi: agli estremi troviamo l'Italia con un'elasticità di -0,039 (il salario risulta essere meno reattivo al tasso di disoccupazione) e il Regno Unito con un'elasticità pari a -0,238 (i salari sono particolarmente sensibili all'andamento della disoccupazione).

5.1.2 Il campione

Il campione di individui si riferisce a otto paesi europei: Italia, Regno Unito, Francia, Spagna, Germania, Belgio, Portogallo ed Austria (tab. 5.1). Per ogni paese, sono stati selezionati i lavoratori dipendenti regolarmente retribuiti, di età compresa fra 16 e 65 anni, che svolgono la loro attività a tempo pieno nel settore privato (e che compaiono nel *panel* di osservazione in almeno due anni). Si noti che per ogni individuo vengono usate nell'analisi informazioni riguardanti il sesso, l'età, l'area di residenza, il tipo di contratto (a tempo indefinito o no), la professione svolta⁶, e il settore di appartenenza (industria o servizi)⁷.

Tab. 5.1 - La composizione del campione

Paese	Numero di individui		
	Maschio	Femmina	Totale
Italia	2.697	1.483	4.180
Francia	2.375	2.004	4.379
Regno Unito	2.387	1.490	3.877
Spagna	2.939	1.481	4.420
Germania	3.318	2.058	5.376
Belgio	1.073	701	1.774
Portogallo	2.395	1.670	4.065
Austria	1.550	961	2.511
Europa 8	18.734	11.848	30.582

Fonte: elaborazione su dati ECHP 1996-2001.

5.1.3 Primi risultati sulla relazione tra salari e disoccupazione

Nelle prime due colonne della tab. 5.2, si riportano le stime della equazione dei salari, equazione (1), e in particolare le stime del coefficiente del logaritmo del tasso di disoccupazione (ed i rispettivi t-statistici) per ogni paese in esame e per l'Europa composta dagli 8 paesi considerati (Europa-8). Tutti i coefficienti, meno quello austriaco, risultano statisticamente significativi e negativi: in altre parole, in tutti i paesi (ad eccezione dell'Austria) ad un aumento del tasso di disoccupazione locale corrisponde una riduzione dei salari.

Ad un aumento del 10% del tasso di disoccupazione in Italia e in Portogallo si associa una riduzione di solo 0,3% dei salari. La situazione risulta essere ben diversa in altri paesi europei: in

⁶ Parlamentare, ufficiale e manager; professionista; tecnico o professionista associato; lavoratori dei servizi e venditori; commercianti e artigiani; impiegati; operai; professioni elementari.

⁷ Dall'analisi viene escluso il settore agricolo.

particolare, ad un aumento del 10% del tasso di disoccupazione si associa una diminuzione del 1% in Francia e dello 0,7% nel Regno Unito. In generale, nell’Europa composta da questi 8 paesi (controllando anche per le differenze dovute a diversi assetti istituzionali) troviamo che ad un aumento del 10% del tasso di disoccupazione si associa una riduzione dei salari dello 0,7%. Così la prima conclusione che deriva da tali evidenze è che in Italia l’elasticità del salario al tasso di disoccupazione è inferiore alla media degli 8 paesi europei considerati.

Tab. 5.2 - Stime della curva dei salari

Nazione	Variabile dipendente: (log) salario orario lordo			
	Variabile indipendente: (log) tasso di disoccupazione			
	coefficiente	t-statistico	coefficiente	t-statistico robusto
Italia	-0,032 ***	5,42	-0,032 ***	3,8
Francia	-0,098 ***	9,21	-0,098 ***	4,67
Regno Unito	-0,073 ***	6,91	-0,073 **	3,59
Spagna	-0,064 ***	5,62	-0,064 **	3,71
Germania	-0,067 **	3,05	-0,067	0,72
Belgio	-0,046 **	2,92	-0,046 *	2,07
Portogallo	-0,032 ***	5,85	-0,032 **	2,42
Austria	0,027	1,32	0,027	0,36
Europa 8 (1)	-0,071 ***	20,07	-0,071 ***	7,56

Nota: (1) La regressione include dummies di Paese per controllare per differenze istituzionali tra Paesi.

* statisticamente significativo al 10%. ** statisticamente significativo al 5%. *** statisticamente significativo al 1%.

Fonte: elaborazione su dati ECHP 1996-2001.

Tali risultati potrebbero essere non totalmente corretti se si ipotizza l’esistenza di una correlazione tra i salari di individui (dello stesso sesso e appartenenti allo stesso gruppo d’età) residenti nella medesima area geografica. Per correggere tale possibile fonte di errore, nella quinta colonna della tab. 5.2 sono riportati dei t-statistici robusti⁸. Come conseguenza, il coefficiente stimato per la Germania perde di significatività.

Si noti che i risultati sopra presentati differiscono parzialmente da quelli precedentemente ottenuti da Montuenga *et al.* (2003): ciò può essere spiegato in parte da differenze nel campione (nel presente caso viene utilizzato un *panel* non bilanciato riferito solo a lavoratori del settore privato), in parte dal diverso periodo di analisi considerato. In generale, il riferimento ad un periodo di analisi più ampio e l’utilizzo di un *panel* non bilanciato consentono di tener conto di una quantità maggiore di informazioni. Ciò permette di attribuire un significativo grado di affidabilità ai risultati finora ottenuti.

La tab. 5.3 presenta le stime della curva salariale per sesso per ogni paese europeo considerato e per l’Europa-8⁹. La reattività salariale degli uomini ai tassi di disoccupazione locali sembra essere leggermente maggiore a quella delle donne: in particolare, nel Regno Unito e in Spagna

⁸ Gli errori standard corrispondenti a ciascuna stima sono stati corretti per tenere conto di una possibile correlazione di area (per sesso e gruppo di età) e, pertanto, risultano robusti. La metodologia usata è un *cluster* per gruppi di individui.

⁹ Si noti la possibilità di eventuali problemi di selezione del campione nel momento in cui si effettuano stime separate per sottogruppi della popolazione (lavoratori con contratto a tempo indeterminato, uomini, donne, lavoratori di un particolare settore). Si veda Heckman (1979) per dettagli.

l’elasticità dei salari ad un aumento del 10% del tasso di disoccupazione degli uomini risulta essere di circa 0,3% (o più) superiore a quella registrata per le donne.

Tab. 5.3 - Stime della curva dei salari per sesso

Nazione	Variabile dipendente: (log) salario orario lordo			
	Variabile indipendente: (log) tasso di disoccupazione			
	Maschio		Femmina	
	coefficiente	t-statistico	coefficiente	t-statistico robusto
Italia	-0,035 **	3,27	-0,025 **	2,29
Francia	-0,108 **	3,78	-0,1 ***	3,16
Regno Unito	-0,099 **	3,7	-0,048 **	1,83
Spagna	-0,07 **	3,17	-0,041	1,16
Germania	-0,074	0,67	-0,016	0,1
Belgio	-0,038	1,34	-0,03	2,24
Portogallo	-0,039	1,63	-0,018 **	1,25
Austria	0,039	0,36	-0,011	0,1
Europa-8 (1)	-0,063 ***	5,23	-0,031 **	2,09

Nota: v. tab. 5.2.

Fonte: elaborazione su dati ECHP 1996-2001.

Infine, la tab. 5.4 mostra le stime della curva salariale per settore (industria o servizi). Nel Regno Unito e in Italia la reattività dei salari ad un aumento del 10% della disoccupazione è leggermente maggiore nel settore dei servizi rispetto all’industria (l’elasticità è maggiore, rispettivamente, dello 0,2% e del 0,46%). Solo in Belgio il settore dei servizi presenta un’elasticità leggermente inferiore all’industria (dello 0,1% in meno).

Tab. 5.4 - Stime della curva dei salari per settore

Nazione	Variabile dipendente: (log) salario orario lordo			
	Variabile indipendente: (log) tasso di disoccupazione			
	Industria		Servizi	
	coefficiente	t-statistico	coefficiente	t-statistico robusto
Italia	-0,022 **	2,55	-0,039 **	3,17
Francia	-0,093 ***	4	-0,098 **	3,26
Regno Unito	-0,044	1,57	-0,09 ***	3,99
Spagna	-0,063 **	2,96	-0,067 **	3,1
Germania	-0,067	0,59	-0,071	0,75
Belgio	-0,04 *	2,23	-0,032 **	2,82
Portogallo	-0,03 *	1,97	-0,028 *	1,97
Austria	0,055	0,59	-0,013	0,18
Europa-8 (1)	-0,053 ***	4,93	-0,061 ***	5,05

Nota: v. tab. 5.2.

Fonte: elaborazione su dati ECHP 1996-2001.

5.1.4 Forme contrattuali più flessibili

È interessante verificare se la reattività dei salari al tasso di disoccupazione locale è diversa per differenti tipologie contrattuali. In particolare, si vuole osservare se salari corrispondenti a tipologie di contratti più “flessibili” (contratti a tempo determinato o lavori senza contratto) siano maggiormente reattivi ai tassi di disoccupazione locali.

La tab. 5.5 riporta i coefficienti e le rispettive statistiche-t per il sotto gruppo di lavoratori con contratto a tempo indefinito: se eliminando le tipologie di contratto più flessibili l’elasticità dei salari al tasso di disoccupazione diminuisce, si può concludere che i contratti flessibili giochino un ruolo importante nella relazione che lega salari e tassi di disoccupazione locali. Confrontando i risultati in tab. 5.5 con quelli in tab. 5.2, si osserva che l’elasticità alla disoccupazione dei salari corrispondenti solo a contratti a tempo indeterminato risulta essere inferiore in media dello 0,1% in tutti i paesi considerati (ad eccezione di Germania ed Austria). Pertanto, eliminando le forme contrattuali più flessibili si riduce la flessibilità salariale nella maggioranza dei paesi europei considerati.

Tab. 5.5 - Stime della curva dei salari per i contratti a tempo indeterminato

Nazione	Variabile dipendente: (log) salario orario lordo	
	Variabile indipendente: (log) tasso di disoccupazione	
	coefficiente	t-statistico robusto
Italia	-0,019 **	2,39
Francia	-0,09 ***	4,3
Regno Unito	-0,067 **	3,6
Spagna	-0,046 **	2,67
Germania	-0,098 **	3,17
Belgio	-0,033	1,57
Portogallo	-0,026 *	1,92
Austria	-0,068 **	2,85
Europa 8 (1)	-0,073 ***	7,44

Nota: v. tab. 5.2.

Fonte: elaborazione su dati ECHP 1996-2001.

Per meglio analizzare l’effetto dei contratti flessibili sul livello di flessibilità salariale, viene stimata un’equazione dei salari aumentata di un fattore d’interazione fra il logaritmo del tasso di disoccupazione locale disaggregato (per genere e gruppo di età) e la tipologia contrattuale (tempo indeterminato o contratto flessibile)¹⁰.

In questo modo il coefficiente stimato del logaritmo del tasso di disoccupazione rappresenta l’elasticità dei salari alla disoccupazione per i lavoratori a tempo indeterminato, mentre la stima del coefficiente del fattore di interazione più la stima del coefficiente del logaritmo della disoccupazione rappresenta la reattività alla disoccupazione dei salari corrispondenti a contratti flessibili.

¹⁰ L’equazione dei salari stimata è la seguente: $\ln(w_{it}) = \beta x_{it} + \gamma_1 \ln(u_{it}) + \gamma_2 (\text{flex}_i * \ln(u_{it})) + \xi_i + d_i + t_i + \varepsilon_{it}$ dove flex_i è una *dummy* che assume valore uguale ad uno se il contratto dell’individuo i è flessibile

Così, come si osserva nella tab. 5.6, in Italia, ad un aumento del 10% del tasso di disoccupazione si associa una riduzione salariale dello 0,3% per i contratti a tempo indeterminato e una diminuzione dello 0,4% dei salari corrispondenti a contratti flessibili. La differenza di reattività fra salari corrispondenti a contratti flessibili e salari corrispondenti a contratti a tempo indeterminato varia da paese a paese, ma è positiva per tutti i paesi studiati (ad eccezione di Austria e Germania): tale differenza risulta più elevata in Regno Unito, Francia e Spagna e più bassa in Italia. Si noti che nel Regno Unito questa differenza di reattività è tre volte più ampia che in Italia: nel Regno Unito, ad un aumento del 10% nel tasso di disoccupazione si associa una riduzione salariale dello 0,7% per i contratti a tempo indeterminato e una diminuzione del 1% dei salari corrispondenti a contratti flessibili.

Inoltre, si può notare che il divario fra flessibilità salariale corrispondente a diverse tipologie contrattuali sembra essere maggiore in quei paesi dove in generale i salari sono più reattivi ai tassi di disoccupazione locali.

Tab. 5.6 - *Stime della curva dei salari: il ruolo dei contratti flessibili*

Nazione	Variabile dipendente: (log) salario orario lordo			
	Variabile indipendente: (log) tasso di disoccupazione			
	Contratti a tempo indeterminato		Contratti flessibili	
	Coefficiente	t-statistico robusto	Coefficiente	t-statistico robusto
Italia	-0,03 ***	5,14	-0,01 ***	3,59
Francia	-0,085 ***	7,78	-0,02 ***	5,28
Regno Unito	-0,071 ***	6,78	-0,028 ***	5,29
Spagna	-0,049 ***	4,25	-0,02 ***	9,15
Germania	-0,069 **	3,14	0,015 ***	3,74
Belgio	-0,041 **	2,61	-0,015 **	2,69
Portogallo	-0,028 ***	4,92	-0,014 ***	4,77
Austria	0,026	1,24	0,016 **	2,2

Fonte: elaborazione su dati ECHP 1996-2001.

5.1.5 Il settore pubblico

In questo paragrafo, infine, viene stimata la curva salariale per i lavoratori dipendenti del settore pubblico seguendo gli stessi criteri sopra descritti. Analizzando l'Europa-8 si evidenzia un'elasticità negativa dei salari a variazioni della disoccupazione locale. Però, in tutti i paesi considerati il coefficiente stimato relativo al logaritmo del tasso di disoccupazione non risulta essere statisticamente significativo (tab. 5.7).

Pertanto, non si osserva una chiara evidenza a supporto della presenza di una curva dei salari nel settore pubblico nei paesi europei nel periodo esaminato. Questo risultato non deve sorprendere in quanto la contrattazione centralizzata dei salari è, in genere, maggiore nel settore pubblico e, di conseguenza, è plausibile riscontrare una maggiore reattività dei salari al tasso disoccupazione locale nel settore privato.

Tab. 5.7 - Stime della curva dei salari per il settore pubblico

Nazione	Variabile dipendente: (log) salario orario lordo		
	Variabile indipendente: (log) tasso di disoccupazione		Numero di individui nel settore pubblico
	Coefficiente	t-statistico robusto	
Italia	-0,012	0,43	2.308
Francia	-0,032	1,29	1.793
Regno Unito	-0,029	1,31	1.356
Spagna	-0,043	1,54	1.515
Germania	0,054	0,7	2.041
Belgio	0,031	1,04	1.082
Portogallo	-0,012	0,9	1.588
Austria	-0,007	0,17	1.057
Europa 8 (1)	-0,035 **	2,14	12.740

Nota: v. tab. 5.2.

Fonte: elaborazione su dati ECHP 1996-2001.

5.2 La curva dei salari in Italia: l'evidenza da dati amministrativi di fonte WHIP

5.2.1 Il modello empirico

Dopo aver delineato la panoramica sulla relazione tra disoccupazione e salario con riferimento ai paesi europei, l'attenzione viene ora rivolta alla sola Italia. Si vuole approfondire la stima della curva dei salari sotto diversi aspetti. In primo luogo si tenta di provare l'esistenza di un *break* strutturale dopo l'accordo del 1993, il quale ha cambiato il processo di negoziazione dei salari. A tal fine viene inclusa un'interazione tra il parametro di interesse, cioè l'elasticità salari/disoccupazione, e una variabile *dummy* sul periodo dopo il 1993. L'ipotesi attesa è che la curva dei salari diventi più ripida dopo il 1993, cioè che si osservi un coefficiente negativo sull'interazione.

Verranno considerate l'elasticità sia di breve sia di lungo periodo, dato che l'orizzonte temporale si è rivelato un aspetto cruciale nel corso dell'analisi. Inoltre il modello prende in considerazione diverse misure del salario lordo (annuale, settimanale, giornaliero) e diverse partizioni dell'insieme dei lavoratori: per genere, per occupazione, per dimensione d'impresa, per area geografica, per settore. Vengono utilizzati anche due diversi metodi di stima, a due stadi oppure sul *panel* di dati individuali, come precisato in seguito. Tale varietà nell'architettura del modello contribuisce a conferire robustezza ai risultati sull'elasticità della curva dei salari derivati dalle stime econometriche.

Nei paragrafi e nei capitoli successivi si amplierà il discorso, considerando prima ambiti più allargati rispetto al lavoro dipendente regolare su cui qui ci si concentra, poi, nel cap. 6, il costo del lavoro qual variabile dipendente invece del salario lordo.

Seguendo l'impostazione originale di Blanchflower e Oswald, la curva dei salari può essere scritta come segue:

$$\ln W_{ijt} = \rho_j + \tau_t + \varphi \ln U_{jt} + \beta \mathbf{X}_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad \text{con } i = 1 \text{ a } I, j = 1 \text{ a } J, t = 1 \text{ a } T \quad (1)$$

dove:

W_{ijt} =	salario dell'individuo i osservato nell'area j nel periodo t ;
U_{jt} =	tasso di disoccupazione in j al tempo t ;
X_{ijt} =	insieme di caratteristiche osservabili dell'individuo i osservato nell'area j al tempo t ;
ρ_j =	effetto di area;
τ_t =	effetto di tempo;
ε_{ijt} =	white noise.

Alcuni autori hanno argomentato che è necessaria una specificazione più ampia. Lucifora and Origo (1999) usano una specificazione dinamica, che ammette la presenza di inerzia nell'aggiustamento dei salari e prevede un meccanismo di correzione degli errori:

$$\Delta \ln w_{ijt} = \rho_j + \tau_t + \varphi_1 \ln U_{jt-1} + \varphi_2 \Delta \ln U_{jt} + \alpha \ln w_{ijt-1} + \beta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

L'equazione (2) si riduce all'equazione 1 quando $\varphi_1 = \varphi_2$ e $\alpha = -1$. Quando α è significativamente diverso da zero e uno, l'elasticità di lungo periodo dei salari alla disoccupazione locale è uguale a $\eta_{Uw} = \varphi_1/\alpha$. Il parametro α misura l'inerzia nel processo di aggiustamento, cioè più grande è α (in valore assoluto) più veloce sarà l'aggiustamento dei salari¹¹.

I problemi di stima delle equazioni (1) e (2) sono rilevanti. Primo e fondamentale problema consiste nel fatto che possono essere usati i dati individuali (ijt) o i dati della cella (jt). Lo stimatore LSDV (*least squares dummy variable*) fornisce stime dei parametri di interesse con dati di cella. D'altra parte, i dati individuali consentono un migliore controllo della composizione della forza lavoro nell'area. In questo caso si deve però tenere conto della *Moulton fallacy* (Moulton, 1986 e 1990). Poiché U non varia con i , il numero effettivo di gradi di libertà per stimare l'elasticità di interesse è JT e non IT . Ciò significa che individui nello stesso mercato del lavoro possono condividere alcune componenti della varianza non attribuibili né alle caratteristiche osservate X_{ijt} né al tasso locale di disoccupazione (vedi Card, 1995). In questo caso una componente dell'errore ε_{ijt} sarà correlata positivamente tra persone dello stesso mercato locale, e questo influenzerà l'errore standard dell'elasticità di disoccupazione, ovvero del parametro di interesse. Al fine di controllare per la presenza di correlazione tra lavoratori nello stesso mercato sono possibili due strade:

- la stima con errori standard robusti, dove la matrice di varianze-covarianze è corretta per questa particolare struttura di correlazione fra le osservazioni;
- l'utilizzo di un metodo di stima a due stadi. Nel primo stadio, sono stimate anno per anno le equazioni del salario su dati individuali cross-sezionali, che includono regressori sulle caratteristiche osservabili di lavoratori e imprese, e controllano per gli effetti fissi di area con *dummies* di area, ma non sono effettuati controlli per il tasso di disoccupazione locale. Nel secondo stadio, a livello di area, i coefficienti delle *dummies* di area dalla prima fase sono regrediti sul tasso di disoccupazione locale, controllando per effetti di tempo e area. La stima è GLS (*generalised least squares*) e pesa le osservazioni con gli errori standard delle *dummies* di area ottenuti nel primo stadio.

¹¹ Si noti che, se $\alpha=0$ e $\varphi_2=0$, l'equazione (2) si riduce ad una formulazione vicina alla curva di Phillips tradizionale, in cui è il tasso di variazione dei salari (piuttosto che il livello dei salari) a dipendere dal tasso di disoccupazione.

Nel seguito verranno seguite entrambe le strade, anche se la prima è più efficiente in quanto utilizza sempre tutta la variabilità presente nei dati; in particolare permette di utilizzare la struttura panel e quindi di controllare per gli effetti fissi individuali.

5.2.2 I dati

Dal *panel* WHIP (*Work histories italian panel*) sono selezionati i dipendenti di età 15-64 anni operanti in aziende private nel maggio di ogni anno per il periodo 1987-1999.

Il *dataset* WHIP contiene il salario totale guadagnato in ciascun anno t e il numero di giorni, settimane e mesi lavorati in t ; esso non riporta il numero di ore. I salari totali annuali possono essere standardizzati usando il numero di settimane pagate¹². La misura di salario unitario ottenuta include – inevitabilmente – variabilità nel numero di giorni e ore lavorate. Per controllare almeno parzialmente per tale variabilità, il campione è stato ulteriormente ristretto a lavoratori full-time che non sperimentino periodi di malattia, congedo di maternità e di *Cassa Integrazione Guadagni*. Inoltre, come controllo di robustezza, le stime sono replicate anche con i salari giornalieri e i salari totali annuali.

La più fine unità geografica disponibile in WHIP è la provincia, quindi j si riferisce o alle 108 province italiane¹³ o alle 20 regioni. A WHIP aggiungiamo i tassi di disoccupazione ISTAT a livello provinciale e regionale.

5.2.3 Risultati empirici: procedura a due stadi

Il primo stadio è il medesimo, sia per il modello (1), sia per il modello (2):

$$\ln W_{ij} = \rho_j + \beta \mathbf{X}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

I controlli individuali (\mathbf{X}) sono: età ed età al quadrato, qualifica, una *dummy* sulla anzianità aziendale inferiore a 30 mesi, dimensione di impresa (espressa in logaritmo) e *dummies* di settore (a due cifre). L'equazione (3) è stimata tramite OLS anno per anno.

La fase 2 stima le seguenti equazioni:

$$\hat{\rho}_{jt} = f_j + \tau_t + \varphi \ln(U_{jt}) + \varphi_b \ln(U_{jt}) D1993_t + v_{jt} \quad (4)$$

$$\Delta \hat{\rho}_{jt} = f_j + \tau_t + \varphi_1 \ln(U_{jt-1}) + \varphi_{1b} \ln(U_{jt-1}) D1993_t + \varphi_2 \Delta \ln(U_{jt}) + \alpha \hat{\rho}_{jt-1} + v_{jt} \quad (5)$$

Nell'equazione (4) l'elasticità del salario alla disoccupazione è φ fino al 1993 e $\varphi + \varphi_b$ dopo tale anno. Nell'equazione (5) l'elasticità di lungo periodo è $\eta_{Uw} = \varphi_1 / \alpha$ fino al 1993 e $\eta_{Uwb} = (\varphi_1 + \varphi_{1b}) / \alpha$ dopo tale data. I modelli (4) e (5) non producono stime significative per le donne. Un risultato simile si ritrova in Janssens e Konings (1998) per il Belgio, Pannenberg e Schwarze (1998) per la Germania, e Collier (2001) per il Regno Unito. Questo risultato rispecchia l'opinione prevalente secondo cui l'offerta di lavoro femminile è più elastica e riflette la condizione di non-occupazione/non-partecipazione che caratterizza le donne. Nel resto del paragrafo tutte le stime sono riferite esclusivamente agli uomini. La tab. 5.8 riporta le elasticità della curva dei salari stimate con la procedura a due stadi.

¹² Contini *et al.* (2001) documentano un sistematico *under-reporting* del numero di giorni lavorati nelle regioni del Sud, che influenza verso l'alto i salari giornalieri meridionali.

¹³ La definizione di alcune province è cambiata durante il periodo di osservazione aumentando il loro numero da 95 nel 1987 a 108 nel 1998. Quindi il numero di celle varia su t .

Tab. 5.8 - Stime della elasticità della curva dei salari su dati provinciali, secondo stadio, salari settimanali, uomini (*t*-statistici tra parentesi)

	Modello statico						
	Tutti	Impiegati	Operai	Grandi imprese *	Piccole imprese **	Nord	Sud
Disoccupazione (ϕ)	-0,013 (-3,28)	-0,017 (-2,8)	-0,008 (-1,75)	-0,002 (NS)	-0,014 (-1,82)	-0,007 (NS)	-0,03 -2,5
Disoccupazione per anno > 1993 (ϕ_b)	-0,009 (-4,52)	-0,024 (-8,0)	-0,006 (-2,5)	-0,019 (-5,47)	0,004 (NS)	-0,014 -3,55	0,008 (NS)
R ²	0,93	0,87	0,92	0,77	0,9	0,86	0,68
Numeri osservazioni	1.160	1.160	1.160	1.157	1.159	500	248
	Modello dinamico						
Disoccupazione (ϕ_1)	-0,008 (-1,62)	-0,015 (-2,13)	-0,003 (NS)	0,004 (NS)	-0,005 (NS)	-0,011 (-1,62)	-0,019 (NS)
Disoccupazione per anno > 1993 (ϕ_{1b})	-0,004 -2,32	-0,015 -5,14	-0,003 (NS)	-0,011 -3,48	0,002 (NS)	-,004 (NS)	-,0004 (NS)
Salari a t-1 (α)	-0,68 (-19,88)	-0,65 (19,65)	-0,77 (-22,18)	-0,66 (-24,29)	-0,80 (-23,54)	-0,62 (-12,98)	-0,72 (-10,83)
<i>Elasticità derivate:</i>							
Elasticità di lungo periodo	-0,012	-0,023	-	-	-	-0,018	-
Elasticità di lungo periodo dopo il 1993	-0,018	-0,046	-	-0,017	-	-0,018	-
R ²	0,88	0,84	0,88	0,83	0,79	0,65	0,61
Numeri osservazioni	1.058	1.058	1.058	1.054	1.160	455	266

* Che occupano più di 1.000 dipendenti. ** Che occupano meno di 10 dipendenti. NS: non significativo.

Fonte: elaborazione su dati WHIP 1987-1999.

L'elasticità dei salari alla disoccupazione è generalmente piccola, in media circa l'1,3%, ben al di sotto del 10% trovato negli Stati Uniti e nel Regno Unito e anche al di sotto della maggior parte dei valori trovati per i paesi dell'Europa continentale. Questo conferma quanto stimato nel capitolo precedente in riferimento all'Italia su dati Europanel (3% circa), considerando il fatto che in questo paragrafo si considerano solo i dipendenti di aziende private occupati a tempo pieno. Ma dopo il 1993 l'elasticità sale significativamente in senso statistico a 2,2%. Nel modello dinamico l'elasticità di lungo periodo è 1,2% fino al 1993 e sale dopo il 1993 all'1,8% (di nuovo, la differenza è statisticamente significativa).

Stimando i modelli separatamente per impiegati e operai, otteniamo un'elasticità più alta per gli impiegati, sia nel modello statico che in quello dinamico. In entrambi i campioni c'è anche evidenza a favore del *break* strutturale, ancora superiore per gli impiegati che per gli operai. Dopo il 1993 l'elasticità tra gli impiegati è sopra il 4%. Ciò è in linea con l'assetto istituzionale italiano in cui lo slittamento salariale – che crea spazio per la flessibilità salariale – è in media più alto per i lavoratori non-manuali.

Selezionando solo aziende piccole (sotto i 10 dipendenti) e grandi (sopra i 1.000 dipendenti),

si osserva una nuova relazione interessante. I dipendenti che appartengono a grandi imprese sono stati isolati dalle condizioni locali del mercato del lavoro fino al 1993, ma non dopo, mostrando, a partire da allora, un'elasticità dei salari al tasso di disoccupazione locale intorno al 2%. Dall'altra parte, i dipendenti di aziende molto piccole non hanno sperimentato nessun cambiamento dopo la riforma del 1993; la curva dei salari per essi esisteva anche prima del 1993 (sebbene l'elasticità – circa 1,5% – risulti significativa soltanto nella versione statica del modello). Lo stesso andamento si trova nelle province settentrionali rispetto a quelle meridionali, le prime dominate dalle grandi imprese, le seconde dalle piccole imprese. Nel Sud, l'elasticità è circa il 3% con nessuna variazione significativa dopo il 1993, mentre nel Nord l'elasticità diventa significativa solo dopo il 1993 (1,4%). Da notare che nel modello statico l'elasticità più elevata si ottiene in riferimento alle province meridionali.

Queste stime per dimensione d'impresa e area riflettono l'importanza attribuita alla contrattazione collettiva a livello d'impresa a partire dalla riforma del 1993. La contrattazione collettiva di secondo livello è direttamente correlata con la dimensione d'impresa e la copertura sindacale. Secondo dati ISTAT e Banca d'Italia, nel 2001 quasi tutti i lavoratori di imprese con meno di 20 dipendenti e, in particolare quelli localizzati nel Sud, non erano coperti da contratti a livello di impresa.

5.2.4 Risultati empirici: procedura a uno stadio su dati panel

Stimando direttamente l'equazione dei salari su un *panel* di dati individuali diventa possibile controllare anche per gli effetti fissi individuali e, quindi, anche per l'eterogeneità non osservata della forza lavoro entro le aree.

Le equazioni stimate sono la (1) e la (2) direttamente¹⁴, aggiungendo effetti fissi individuali al termine d'errore¹⁵. I controlli (X) sono: settore, età, età al quadrato, dimensione d'impresa, qualifica. Gli errori standard sono corretti per la *Moulton fallacy*, ottenendo degli errori standard robusti. L'area è in questo caso la regione, non la provincia. Ciò aumenta in modo fittizio l'elasticità dei salari al tasso di disoccupazione locale per semplice effetto di aggregazione.

Tab. 5.9 - Stime della elasticità della curva dei salari su dati individuali, uomini

Salari	Giornalieri	Settimanali	Annuali	Giornalieri	Settimanali	Annuali
Disoccupazione	-0,021	-0,019	-0,022	-0,003	-0,005	0,002
(robust p-value)	0,125	0,102	0,312	0,658	0,339	0,861
Disoccupazione per anno>1993				-0,028	-0,023	-0,038
(robust p-value)				0	0	0
Salario a t-1	0,123	0,317	0,174	0,123	0,316	0,173
(robust p-value)	0	0	0	0	0	0
<i>Elasticità derivate:</i>						
Elasticità di lungo periodo	-0,024	-0,028	-0,027			
Elasticità di lungo periodo dopo il 1993				-0,036	-0,04	-0,043
Numeri osservazioni	577.443	714.499	714.499	577.443	714.499	714.499

Fonte: elaborazione su dati WHIP 1987-1999.

¹⁴ La (2) è specificata come $\ln w_{ijt} = \rho_j + \tau_t + \varphi_1 \ln U_{jt} + (1+\alpha) \ln w_{ijt-1} + \beta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$ imponendo $\varphi_1 = \varphi_2$.

¹⁵ Stima Within Group.

Riferendosi ai salari settimanali, senza considerare il *break* del 1993, l’elasticità stimata di breve periodo è attorno al 2%, scarsamente significativa, quella di lungo periodo sale al 2,8%. Se si permette ai valori di essere diversi prima e dopo l’introduzione della politica dei redditi del 1993, allora l’elasticità di breve periodo è significativamente superiore a zero (2,3%) solo dopo il 1993; l’elasticità di lungo periodo dopo il 1993 è pari al 4%.

Come atteso, i valori dell’elasticità rispetto ai salari annuali sono più elevati, dato che essi includono la quantità di lavoro prestata nell’anno e, quindi, in modo indiretto, una misura della disoccupazione. La misura unitaria del salario rispetto alle giornate fornisce stime dell’elasticità leggermente inferiori rispetto al salario settimanale; in questo caso influisce, da un lato, la maggiore precisione della stima del salario unitario, dall’altro, la possibile sottostima delle giornate lavorate al Sud, e, quindi, la sovrastima del salario giornaliero nelle zone a più elevata disoccupazione, la quale appiattisce, in modo fittizio, la curva dei salari.

5.2.5 Considerazioni di sintesi

L’esistenza di una relazione inversa tra salari e disoccupazione locale è stata confermata empiricamente in molti paesi. Per l’Italia le stime disponibili hanno generato dubbi sulla sua esistenza durante gli anni ottanta e i primi anni novanta. Nel 1993, comunque, il sistema di contrattazione salariale italiano è passato attraverso importanti riforme mirate anche ad aumentare la propria flessibilità e rispondenza alle condizioni locali. Di conseguenza, ci si può aspettare che la curva dei salari si evidenzi in modo più netto dopo il 1993, ed infatti i risultati precedenti segnalano l’esistenza di un significativo *break* strutturale dopo tale anno, che ha reso i salari più rispondenti alla disoccupazione locale.

Sebbene differenti segmenti del mercato del lavoro mostrino diverse elasticità dei salari alla disoccupazione, in generale i salari reagiscono solo moderatamente alla disoccupazione locale anche dopo le riforme del 1993. Si può pertanto essere tentati di concludere che gli accordi sul reddito del 1993 abbiano introdotto margini insufficienti di flessibilità nella strutturazione dei salari. Ma alcune note di cautela dovrebbero essere tenute in considerazione prima di affrettarsi a confermare tale ipotesi. La natura amministrativa dei dati e il campione selezionato possono nascondere parte del fenomeno, poiché la flessibilità salariale può essere più rilevante per i segmenti di mercato del lavoro che non sono osservati nel campione utilizzato. Tutti i lavoratori inclusi nel campione sono coperti dalla contrattazione collettiva nazionale, la quale fornisce un salario minimo (anche se differenziato per settore e livello di inquadramento). Si deve considerare che:

- il costo del lavoro può ridursi a parità di retribuzione attraverso la detrazione della contribuzione sociale o dei crediti di imposta per i dipendenti. Questi sgravi sono più comuni nelle aree a più elevata disoccupazione;
- l’utilizzo dei contratti atipici, che beneficiano di una ridotta contribuzione fiscale e di nessun costo di licenziamento, introduce altri margini di flessibilità in tutte le aree;
- la presenza dell’economia sommersa può essere considerata un modo per eludere il minimo salariale imposto dalla contrattazione collettiva nazionale. Anche il sommerso è più comune nelle aree a più elevata disoccupazione.

Nel successivo paragrafo verranno dunque approfonditi questi aspetti.

5.3 Wage curve in ambito allargato

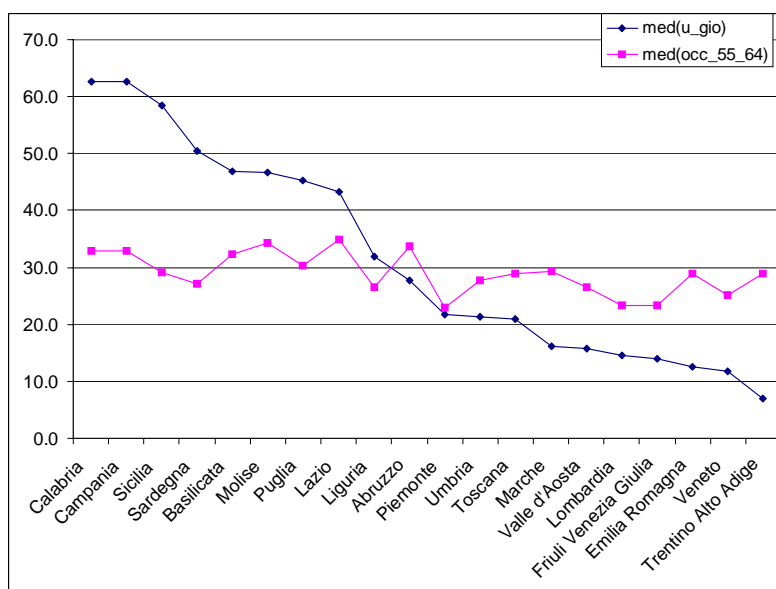
5.3.1 Premessa

In questo paragrafo ci si propone di esplorare la relazione fra salari e tasso di disoccupazione locale in un ambito più allargato. In particolare si vuole verificare se l’elasticità dei salari al tasso di disoccupazione locale sia influenzata: (i) dalla definizione di disoccupazione adottata; (ii) dall’insieme di lavoratori considerato (ad esempio, dipendenti pubblici o privati, autonomi, sommersi).

Per quanto riguarda il primo punto, si può ipotizzare che la definizione ILO di tasso di disoccupazione¹⁶ sia riduttiva rispetto alla misura della effettiva tensione sul mercato del lavoro locale. Può infatti darsi che la presenza di persone disponibili a lavorare sotto certe condizioni (l’esistenza delle quali li esclude dal computo dei disoccupati ufficiali secondo la definizione ILO) aumenti la pressione al ribasso sui salari.

Il secondo punto è rilevante in quanto è plausibile ritenere che molta della flessibilità del mercato del lavoro si manifesti meno fra gli occupati “primari” (adulti occupati con contratto a tempo indeterminato) e sempre più man mano che ci si muove verso frange meno protette di occupati (giovani, contratti a termine, lavoratori autonomi in vari sensi). Per fare un esempio: il lavoro degli *over 54* (in termini di quantità di occupati, misurato dal tasso di occupazione dei lavoratori tra i 55 e i 64 anni) sembra rispondere molto poco alle condizioni locali del mercato del lavoro (misurate dal tasso di disoccupazione giovanile), come si osserva nella fig. 5.1.

Fig. 5.1 - Tasso di disoccupazione giovanile e tasso di occupazione degli over 54 (valori mediani nel tempo per regione)



Fonte: elaborazione su dati WHIP 1987-1999.

¹⁶ Nella nozione di disoccupazione secondo l’International Labour Office (ILO) rientrano tutti quelli che: si dichiarano in cerca di lavoro; sono immediatamente disponibili a lavorare; hanno svolto concrete azioni di ricerca del lavoro nei 30 giorni precedenti la rilevazione.

Se dal punto di vista concettuale l’esercizio è chiaro, i dati disponibili sono lontani dall’essere esaustivi. Ciò limita la portata dell’analisi a puro esercizio esplorativo, che comunque fornisce alcune indicazioni nette sulla sensibilità della elasticità della curva dei salari lungo le due dimensioni citate. Nel seguito, dopo una descrizione dei dati disponibili, si esplora prima la sensibilità della elasticità della *wage curve* a diverse definizioni del tasso di disoccupazione, poi la sensibilità della elasticità della *wage curve* a diverse definizioni dell’insieme dei lavoratori considerati. Infine si aggiunge una esplorazione sull’entità dell’economia sommersa e sulla sua relazione con i salari e la disoccupazione locale.

5.3.2 Le fonti: i dati ISTAT e i dati Banca d’Italia

Nella presente analisi sono utilizzate due fonti di dati. Per quanto riguarda i tassi di disoccupazione, le unità di lavoro non regolare e il costo del lavoro ci si riferisce ai dati ISTAT della Rilevazione Continua delle Forze di Lavoro (RCFL), della Contabilità nazionale e dei conti economici regionali rispettivamente. Per i redditi netti dei lavoratori dipendenti e autonomi si utilizza invece l’Indagine sui bilanci delle famiglie italiane condotta dalla Banca d’Italia. La tab. 5.10 contiene il dettaglio della definizione delle variabili utilizzate.

Tab. 5.10 - Definizione delle grandezze utilizzate

<i>Variabile</i>	<i>Definizione</i>	<i>Fonte</i>
Costo del lavoro per ULA		“redditi da lavoro dipendente”, dai Conti Economici Territoriali, Istat. Dato aggregato regionale.
Retribuzioni lorde per ULA	Retribuzioni lorde del lavoro dipendente, nominale, in milioni di Euro / Unità di lavoro dipendente; opportunamente deflazionato.	“retribuzioni lorde”, dai Conti Economici Territoriali, Istat. Dato aggregato regionale.
Redditi netti, diverse disaggregazioni	Rediti netti annuali/mesi lavorati * 12, opportunamente deflazionato. Dati individuali; medie regionali ponderate calcolate dagli autori.	Indagine sui Bilanci Delle Famiglie Italiane, Banca d’Italia.
Tasso di disoccupazione ILO, diverse disaggregazioni	Tasso di disoccupazione secondo la definizione ILO.	Rcfl. Dato aggregato regionale.
Tasso di disoccupazione allargato, diverse disaggregazioni	(disoccupati ILO + inoccupati che cercano non attivamente + inoccupati che cercano ma non sono immediatamente disponibili) / (forze di lavoro + inoccupati che cercano non attivamente + inoccupati che cercano ma non sono immediatamente disponibili).	Rcfl. Dato aggregato regionale.
Tasso di lavoro non regolare	ULA non regolari / ULA totali.	Contabilità nazionale. Dato aggregato regionale.

* Per la definizione del delatore *d* si veda il paragrafo seguente.

I dati sono disponibili per il periodo 1995-2003, successivo quindi alla introduzione della

politica dei redditi nel 1992. Vi è compresa l’approvazione del pacchetto Treu (1997), ma non gli effetti della legge 30/2003. Si noti che per i dati Banca d’Italia si dispone di soli 4 anni nel periodo citato: 1995, 1998, 2000, 2002. Il livello di aggregazione è regionale. Non è possibile quindi controllare per l’eterogeneità degli individui e delle attività produttive che operano all’interno di ogni regione, se non molto limitatamente. Come si vedrà successivamente, le stime ad effetti fissi controllano per la parte di eterogeneità regionale che è costante nel tempo, ma non per le sue diverse dinamiche regione per regione. Si noti infine che nell’analisi che segue si utilizzeranno diverse misure dei “prezzi” sul mercato del lavoro: costo del lavoro, redditi lordi, redditi netti¹⁷. Questo dipende dalla disponibilità dei dati. Altrove nel rapporto si discute quale sia la misura ottimale da utilizzare nella stima della *wage curve*.

5.3.3 Parità dei poteri di acquisto fra regioni

Una particolare attenzione va dedicata all’indice dei prezzi utilizzato per rendere reali i valori monetari. I Conti economici regionali forniscono i valori sia nominali che reali dei consumi regionali in beni non durevoli. Il rapporto:

$$d = \text{consumi non durevoli nominali} / \text{consumi non durevoli reali}$$

fornisce un indice, base 1995=1, che varia per regione e che utilizziamo qui per deflazionare i redditi secondo la dinamica dei prezzi regionale invece che nazionale. È un tentativo – grossolano quanto lo sono i dati disponibili – per tenere conto del diverso potere d’acquisto dei redditi nelle regioni italiane. Si tenta in questo modo di controllare nell’analisi per il fatto che “al sud i salari sono inferiori ma anche i prezzi lo sono”. Come si vedrà in seguito, le stime ad effetti fissi regionali controllano per il diverso livello iniziale dei prezzi, mentre il deflatore regionale controlla per la specifica dinamica nel tempo.

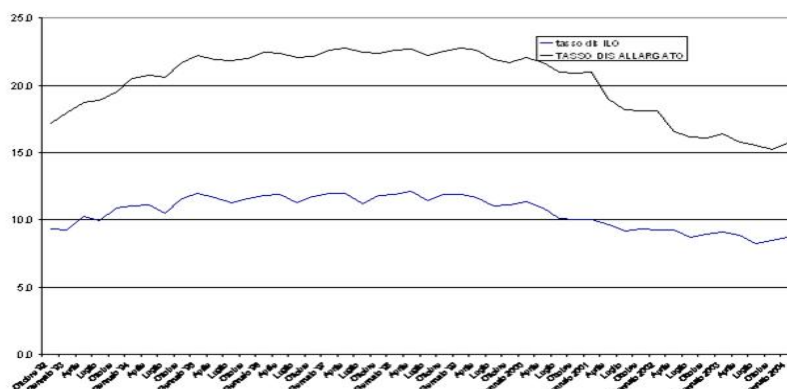
Ciò però non risolve completamente la questione dei diversi poteri d’acquisto nelle differenti regioni italiane. Infatti ogni calcolo della Parità dei Poteri d’Acquisto (PPA) assume l’omogeneità del paniere di beni consumabili nei diversi luoghi in termini di tipo, quantità e qualità disponibili. Riferendoci ai consumi di beni non durevoli facciamo la scelta più conservativa da questo punto di vista, la meno lontana dall’ipotesi di omogeneità. Questo però non significa che si stia efficacemente normalizzando per i diversi livelli di tenore di vita nelle regioni, i quali dipendono da panieri di beni e servizi consumabili ben più ampi e meno omogenei; ad esempio, la qualità dei servizi pubblici accessibili nelle diverse zone del nostro paese è radicalmente diversa.

5.3.4 Diverse definizioni del tasso di disoccupazione

La fig. 5.2 mostra l’andamento del tasso di disoccupazione secondo la definizione ILO e del tasso di disoccupazione secondo la definizione allargata. Ci si riferisce al periodo IV trimestre 1992-I trimestre 2004. Il tasso raddoppia nel secondo caso, e mostra una maggiore sensibilità al ciclo economico. La variabilità regionale dei due tassi è marcata, in particolare per quanto riguarda i livelli medi (fig. 5.3).

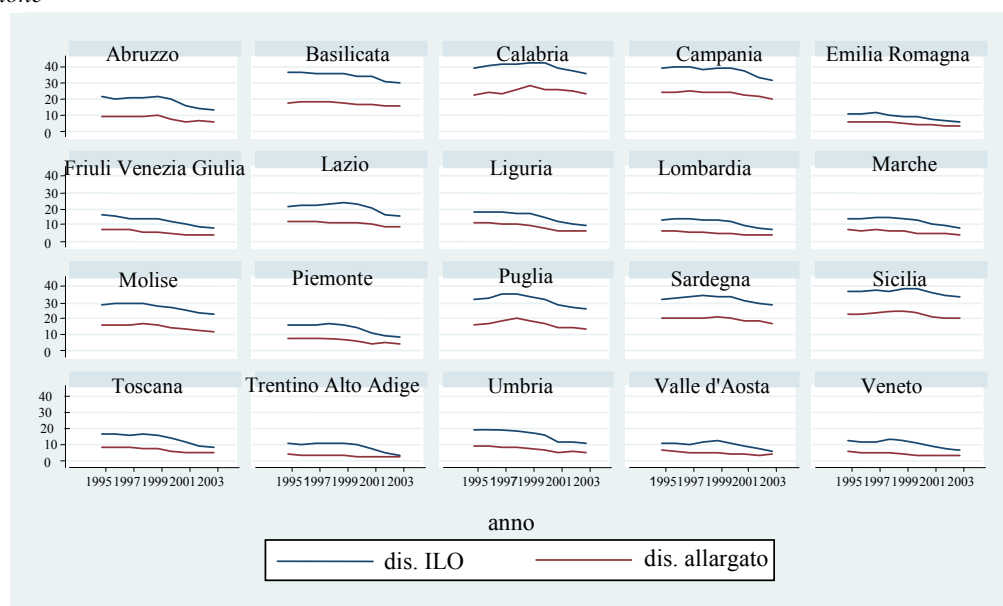
¹⁷ Tutti i valori sono unitari riferiti all’anno lavorato a tempo pieno, anche se il calcolo differisce per ISTAT e Banca d’Italia. Nel primo caso si normalizza rispetto alle Unità di lavoro (ULA), nel secondo caso rispetto ai mesi lavorati dall’individuo.

Fig. 5.2 - Tasso di disoccupazione secondo la definizione ILO e tasso di disoccupazione allargato



Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1992-2003.

Fig. 5.3 - Tasso di disoccupazione secondo la definizione ILO e tasso di disoccupazione allargato per regione



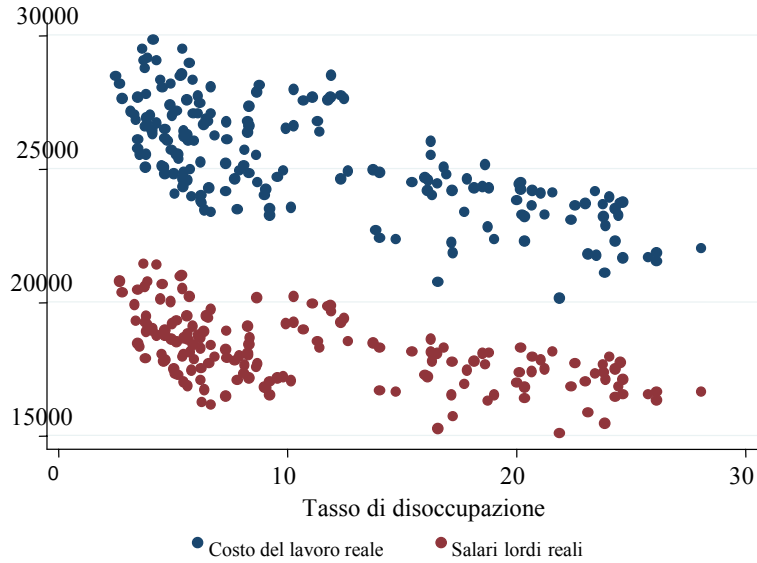
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1992-2003.

La fig. 5.4 illustra la relazione fra costo del lavoro e tasso di disoccupazione ILO totale. Ogni punto rappresenta una regione in un anno.

Nella stessa figura è riportato anche il valore delle retribuzioni lorde. In entrambi i casi vi è una chiara relazione decrescente con il tasso di disoccupazione locale. È rilevante capire se le singole regioni “si muovono lungo la curva”, cioè se vi è reattività nel breve periodo del costo del lavoro (o delle retribuzioni) alla variazione della disoccupazione, oppure se le regioni occupano sempre la stessa parte di curva nel tempo, cioè se vi è una relazione di lungo periodo fra livello del costo del lavoro (o retribuzione) e livello della disoccupazione. La questione è complessa e

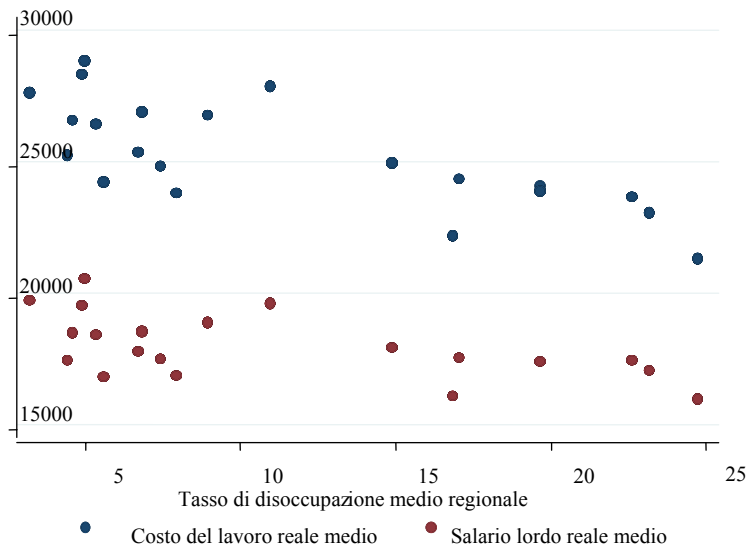
discussa ripetutamente nel rapporto; i dati qui a disposizione permettono solo di ottenere delle indicazioni di massima. Separando la variabilità di lungo periodo (medie regionali sul periodo 1995-2003) da quella di breve (deviazioni dei valori della disoccupazione e del costo del lavoro dalla loro media regionale anno per anno) si nota che la relazione negativa è più marcata nel primo caso (fig. 5.5, lungo periodo) che nel secondo (fig. 5.6, breve periodo).

Fig. 5.4 - Costo del lavoro e salari lordi per ULA dipendente, reali e tasso di disoccupazione totale per ogni regione e anno



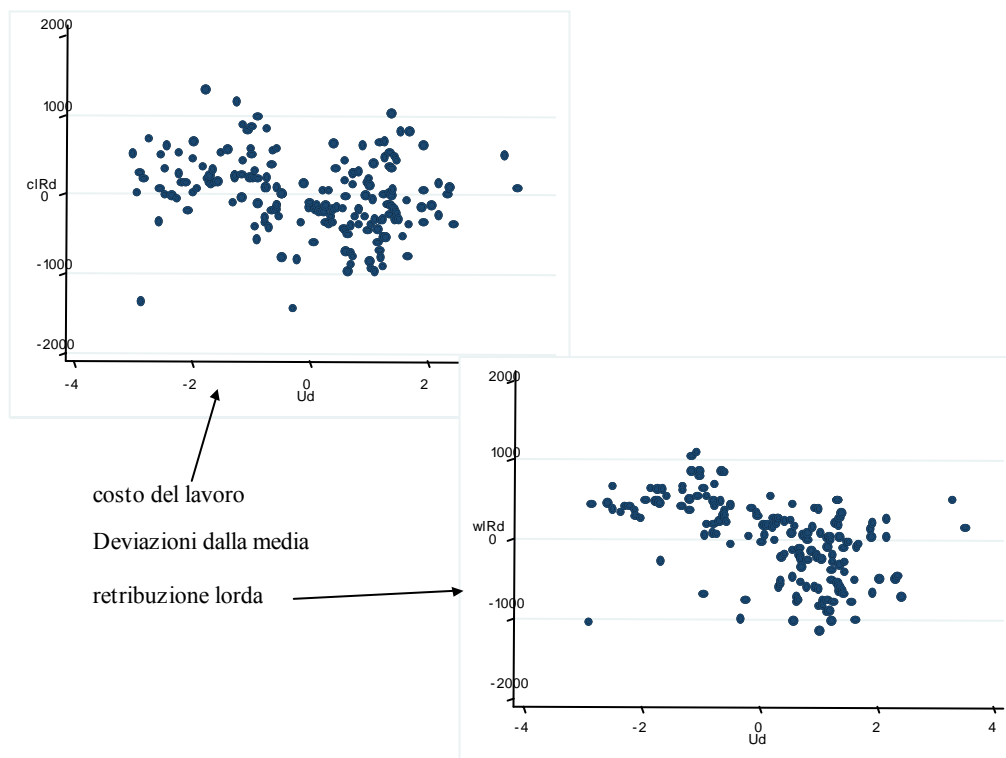
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003

Fig. 5.5 - Costo del lavoro e salari lordi per ULA dipendente, reali e tasso di disoccupazione totale per ogni regione. Medie regionali del periodo



Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003

Fig. 5.6 - Costo del lavoro e salari lordi per ULA dipendente, reali e tasso di disoccupazione totale per ogni regione e ogni anno. Deviazioni dalla media



Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003

5.3.5 Elasticità della curva dei salari

Al fine di derivare l'elasticità della curva dei salari, si può stimare la seguente relazione:

$$\text{dove: } \ln Y_{rt} = \alpha + \alpha_r + \varepsilon \ln X_{rt} + u_{rt}$$

Y = costo del lavoro unitario reale;
 X = diverse definizioni del tasso di disoccupazione;
 r = indice di regione;
 t = indice di anno.

$$\ln Y_{rt} = \alpha + \alpha_r + \varepsilon \ln X_{rt} + u_{rt}$$

Data l'esiguità dei dati disponibili (20 regioni per 9 anni), non viene inserito alcun controllo al di fuori degli effetti fissi regionali. In questo modo si controlla per tutto ciò che è specifico della regione ed è costante nel tempo (i citati livelli dei prezzi nel 1995, ad esempio).

La tab. 5.11 riporta le stime dell'elasticità (ε , epsilon). Si ottiene una stima di base della elasticità del costo del lavoro rispetto al tasso di disoccupazione ILO totale (tutti i disoccupati / forze di lavoro) del 4,1%¹⁸, negativa e significativamente diversa da zero. Il valore è stabile – non

¹⁸ In quanto segue ci si riferisce costantemente al valore assoluto della elasticità del costo del lavoro al tasso di

statisticamente diverso – se si considera la sensibilità del costo del lavoro al solo tasso di disoccupazione ILO maschile, femminile, giovanile o di breve durata, mentre l’elasticità scende al 3% – significativamente minore di 4,1%, in senso statistico – se si considera il tasso di disoccupazione di lunga durata (disoccupati da almeno 12 mesi). Ciò è coerente con le attese, in quanto i disoccupati di lunga durata hanno caratteristiche “meno appetibili” per le imprese e quindi pongono minore pressione al ribasso sui prezzi (ovvero sul costo del lavoro). Tale considerazione illustra anche la razionalità dell’ordinamento delle elasticità del costo del lavoro rispetto al tasso di disoccupazione maschile (3,9%), femminile (3,8%) e giovanile (3,7%), che pur avendo valori molto simili sono chiaramente ordinati per elasticità decrescente.

Se si amplia la definizione di tasso di disoccupazione includendo chi cerca lavoro ma non attivamente e chi cerca lavoro ma non è immediatamente disponibile a lavorare, allora l’elasticità del costo del lavoro cresce dal 4,1% al 4,6%. Dal 3,9% al 4,9% considerando il solo tasso di disoccupazione maschile (questi due valori sono statisticamente diversi) e dal 3,8% al 4,5% considerando il solo tasso di disoccupazione femminile. Tali risultati confermano il fatto che molte persone che non rientrano nella definizione ILO di disoccupato sono, dal punto di vista del mercato, simili ai disoccupati ufficiali e la loro presenza pone pressione sui prezzi. Quindi, se è vero che la sensibilità dei prezzi (del costo del lavoro in questo caso) al tasso di disoccupazione locale è contenuta, sembra anche vero che questa cresce quando si considerano le condizioni del mercato del lavoro in senso più ampio.

Normalmente si stima la curva dei salari utilizzando il tasso di disoccupazione ufficiale (ILO), che è un dato maggiormente disponibile anche a livelli di disaggregazione territoriale articolati (province). Va però ricordato che l’elasticità così ottenuta potrebbe essere una sottostima della effettiva elasticità dei salari al tasso di disoccupazione rilevante dal punto di vista economico. Tutto ciò deve essere comunque affermato in termini ipotetici, in quanto l’esiguità dei dati disponibili non permette di raggiungere conclusioni statisticamente robuste, ma solo indicazioni di massima.

Tab. 5.11 - Stime di ϵ = elasticità del costo del lavoro alla disoccupazione

Diverse definizioni del tasso di disoccupazione:	Tasso di disoccupazione ILO		Tasso di disoccupazione allargato	
	Epsilon	S.E.	Epsilon	S.E.
Totale	-0,041	0,0076	-0,046	0,0066
Maschile	-0,039	0,0075	-0,049	0,0068
Femminile	-0,038	0,0071	-0,045	0,0063
Giovanile	-0,037	0,0069		
Lunga durata	-0,030	0,0059		
Breve durata	-0,041	0,0077		

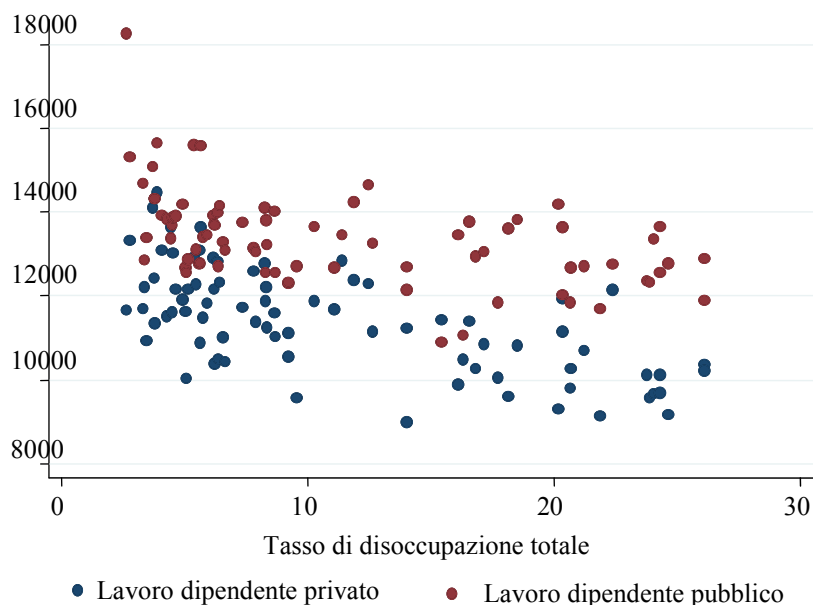
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

5.3.6 Diverse definizioni dell’insieme dei lavoratori

La fig. 5.7 mostra la relazione fra i redditi netti da lavoro dei lavoratori dipendenti e il tasso di disoccupazione locale (totale, definizione ILO), distinguendo fra dipendenti privati e pubblici. Mentre i redditi dei primi decrescono al crescere del tasso di disoccupazione, quelli dei secondi mostrano una relazione con le condizioni locali del mercato del lavoro decisamente più attenuata.

disoccupazione, che è chiaramente sempre negativa.

Fig. 5.7 - Salari netti da lavoro dipendente privato e pubblico per ogni regione in diversi anni



Fonte: elaborazione su dati Banca di Italia, anni 1995, 1998, 2000, 2002.

La fig. 5.8 presenta invece i redditi netti da lavoro dipendente privato e da lavoro autonomo (esclusi gli imprenditori e i professionisti¹⁹). Chiaramente i redditi da lavoro autonomo sono molto più variabili rispetto alle condizioni del mercato del lavoro locale di quanto non siano i salari dei dipendenti privati.

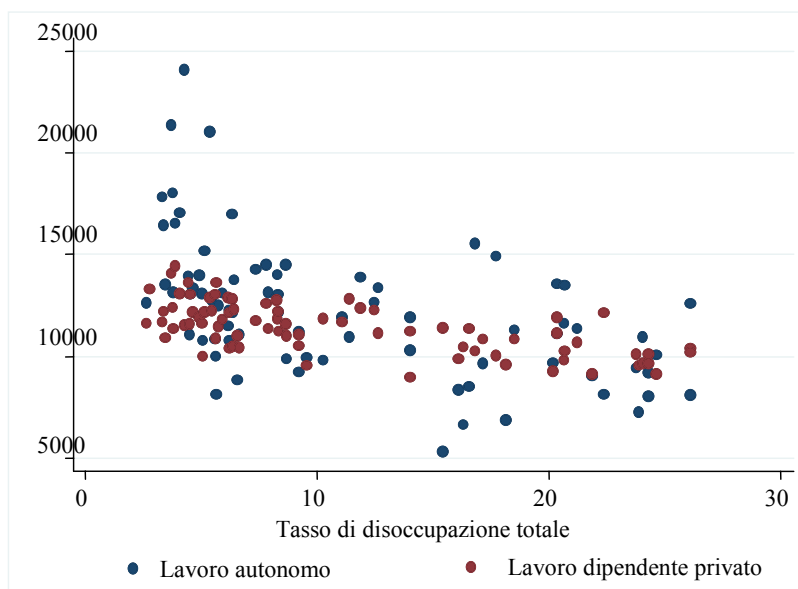
Tali evidenze segnalano l'importanza del considerare non solo i lavoratori dipendenti ma anche le fasce meno protette (nel senso di *Employment Protection Legislation*) degli occupati quando si vuole misurare la flessibilità del mercato del lavoro²⁰.

Si dovrebbe chiaramente includere anche il lavoro non regolare, flessibile per definizione. Qui non è possibile farlo, non disponendo di misure del reddito dei lavoratori non regolari. Il prossimo paragrafo è però dedicato ad esplorare questo ultimo aspetto, nella misura in cui le informazioni esistenti consentono di farlo.

¹⁹ L'aggregato considerato include i lavoratori autonomi/artigiani, i titolari/coadiuvanti di impresa familiare e i collaboratori coordinati e continuativi.

²⁰ Anche se i lavoratori autonomi qui considerati non corrispondono esattamente all'insieme dei lavoratori precari come normalmente si intende (co.co.co., collaborazioni occasionali, *free lance*, ecc.). Le rilevazioni ufficiali si adeguano con lentezza al mutare delle condizioni del mercato del lavoro. Per esempio i co.co.co. sono misurati separatamente dalla Banca d'Italia solo dal 2002, dall'ISTAT solo dal 2004.

Fig. 5.8 - Salari netti da lavoro dipendente privato e da lavoro autonomo (esclusi i professionisti) per ogni regione in diversi anni



Fonte: elaborazione su dati Banca di Italia, anni 1995, 1998, 2000, 2002.

5.3.7 L'occupazione non regolare²¹

Dopo aver ampliato l'ambito di osservazione della relazione tra salari e disoccupazione a diverse definizioni dell'aggregato dei disoccupati e a diverse tipologie di lavoratori, si procede ora ad indagare la relazione fra occupazione non regolare e disoccupazione.

La fig. 5.9 mostra la relazione fra tasso di disoccupazione ILO totale e tasso di lavoro non regolare. La relazione è crescente: una elevata disoccupazione si accompagna ad un'alta quota di lavoro non regolare. La distinzione fra livelli di lungo periodo e variazioni annuali attorno alla media (breve periodo) è in questo caso particolarmente interessante. La fig. 5.10 mostra la relazione di lungo periodo, positiva: le regioni caratterizzate da livelli alti di disoccupazione sono caratterizzate anche da livelli alti di occupazione non regolare. La fig. 5.11 mostra invece la relazione di breve periodo, come varia il tasso di occupazione non regolare al variare del tasso di disoccupazione²²: la relazione è negativa. L'elasticità stimata secondo la solita relazione (dove Y è il tasso di lavoro non regolare e X il tasso di disoccupazione) risulta negativa ma non significativamente diversa da zero. Se però ripetiamo l'esercizio rispetto al tasso di disoccupazione allargato²³ l'elasticità stimata è pari a 6,2% (s.e. 0,032), positiva e significativa. Quindi vi è una relazione di lungo periodo positiva fra disoccupazione, comunque misurata, e lavoro non regolare; la relazione di breve periodo rimane positiva considerando il tasso di disoccupazione allargato, diventa negativa considerando il tasso di disoccupazione ILO.

Che la relazione di lungo periodo, strutturale, sia positiva non sorprende. Le regioni dove la

²¹ Il volume di lavoro regolare misura l'occupazione registrata e conosciuta alle diverse istituzioni fiscali-contributive e statistiche, mentre quello non regolare interessa l'occupazione non visibile, in quanto volontariamente nascosta alle stesse istituzioni (definizione ISTAT).

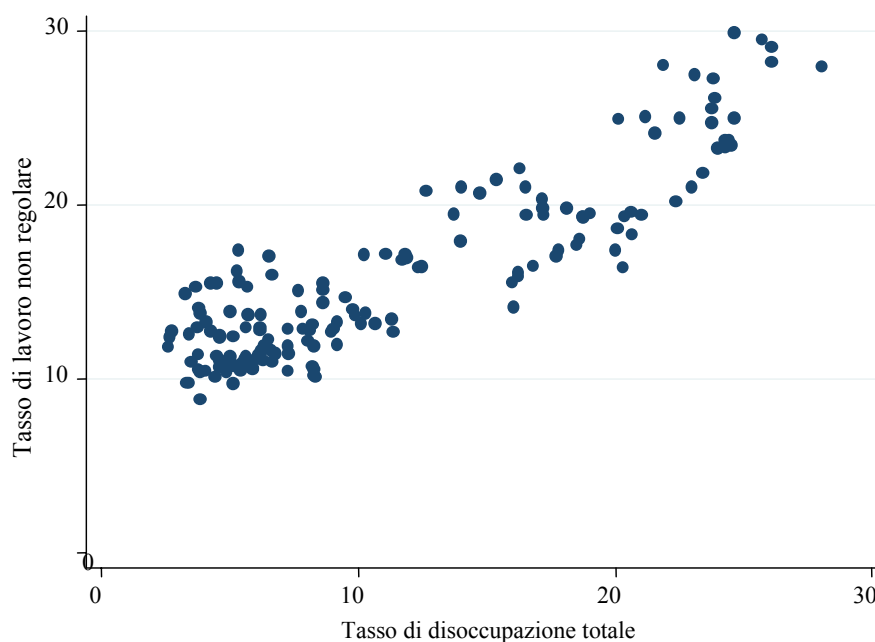
²² Le due figure si leggono come la fig. 5.5 e la fig. 5.6.

²³ Non riportiamo i grafici per brevità.

disoccupazione (definizione ILO o allargata) è elevata sono anche le regioni dove maggiore è la dimensione del lavoro non regolare. Si veda anche la fig. 5.12, dove il tasso di lavoro non regolare medio di lungo periodo è messo in relazione all'indice di povertà regionale (medio di lungo periodo). La relazione è chiaramente positiva.

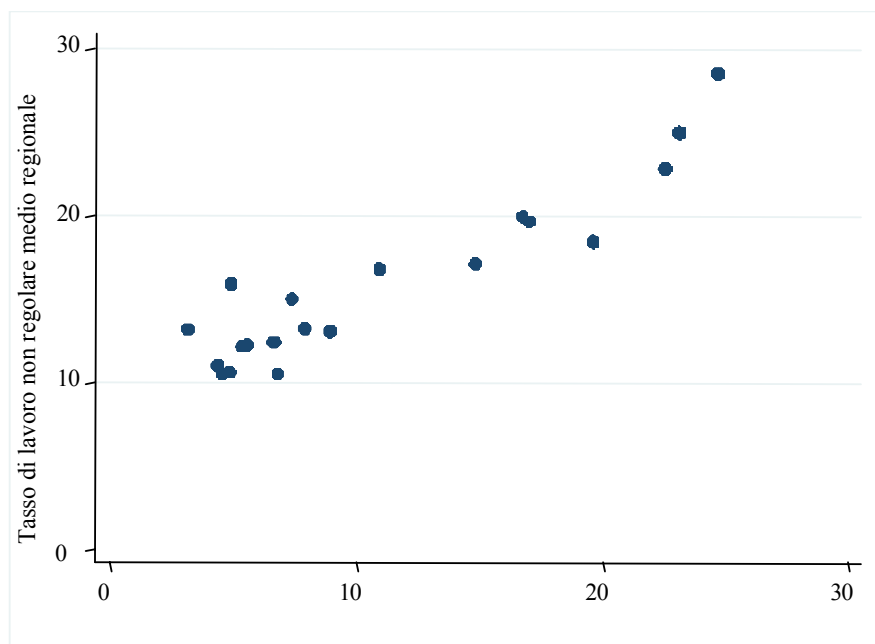
La relazione di breve periodo è meno ovvia e deve tenere presente il fatto che le misure di occupazione (regolare e non regolare) da RCFL (da cui i tassi di disoccupazione) e da Contabilità nazionale (da cui i tassi di lavoro non regolare) non sono necessariamente coincidenti. Un lavoratore non regolare come viene classificato dalle RCFL? Come risponde al questionario? Che è occupato? O che non lavora, ma non cerca attivamente e/o non è disponibile a lavorare a qualunque condizione (avendo altri impegni)? Nel primo caso (risponde di essere occupato) si spiega la relazione negativa fra tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione ILO (per data forza lavoro). Nel secondo caso si spiega la relazione positiva fra tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione allargato (queste persone entrano in entrambi gli aggregati). Sembra, ma ripetiamo sembra, che la seconda opzione prevalga sulla prima, data la maggiore significatività dal punto di vista statistico della stima positiva della elasticità rispetto a quella negativa (che non è significativamente diversa da zero).

Fig. 5.9 - Tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione totale ILO per ogni regione e ogni anno



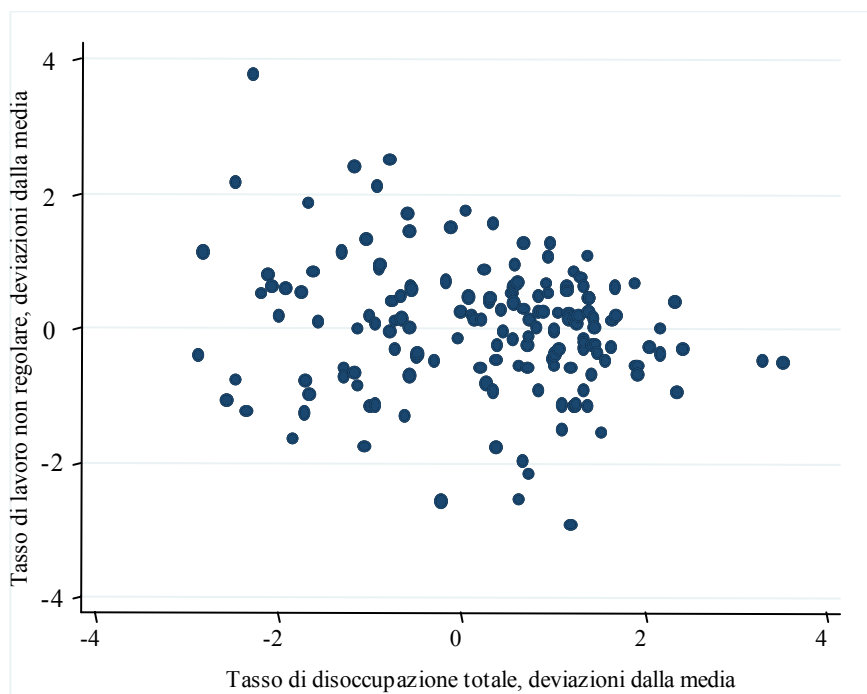
Tasso lavoro non regolare = non regolari / occupati totali
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

Fig. 5.10 - Tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione ILO, medie di lungo periodo



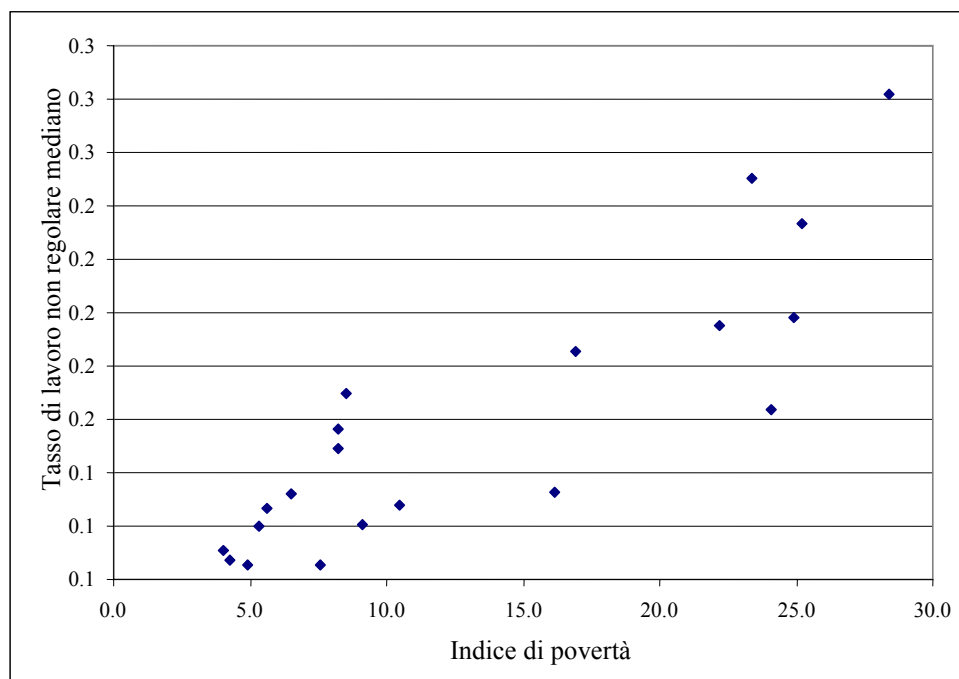
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

Fig. 5.11 - Tasso di lavoro non regolare e tasso di disoccupazione ILO, deviazioni dalla media, breve periodo



Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

Fig. 5.12 - Tasso di lavoro non regolare e indice di povertà



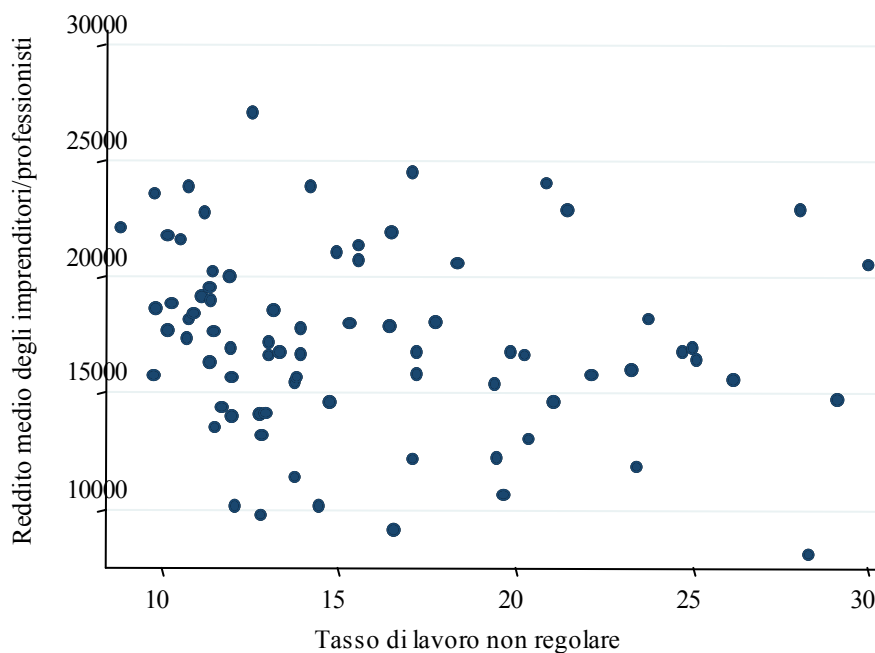
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

Per quanto riguarda la relazione con i redditi da lavoro medi la fig. 5.13 mostra che non vi è relazione fra tasso di lavoro non regolare e reddito degli imprenditori/professionisti nella regione²⁴, mentre vi è una relazione negativa con i redditi medi di tutti gli altri (fig. 5.14, dipendenti privati, pubblici e autonomi non professionisti). Questa relazione negativa fra tasso di lavoro non regolare e redditi da lavoro vale sia nel lungo che nel breve periodo, anche se l'elasticità stimata, pur negativa, non è statisticamente significativa.

Sembra quindi – anche se l'evidenza è lontana dall'essere statisticamente robusta – che anche l'occupazione non regolare contribuisca a premere verso il basso i prezzi sul mercato del lavoro, cioè che si comporti dal punto di vista economico come la disoccupazione. In altre parole, sembra che essa non spinga i salari verso l'alto, come accadrebbe se l'occupazione non regolare aumentasse la tensione sul mercato del lavoro (più occupazione, qualunque essa sia). Questo suggerisce che gli occupati non regolari concorrano con i disoccupati per l'ottenimento di una occupazione regolare; che anch'essi aspirino ad una occupazione regolare, esattamente come i disoccupati.

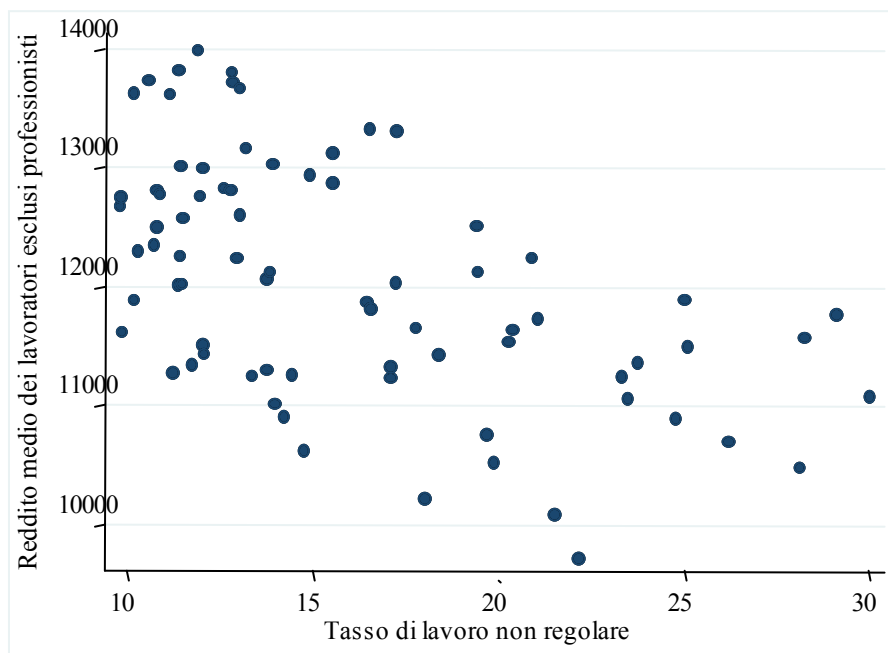
²⁴ Liberi professionisti, imprenditori individuali, soci/gestori di società.

Fig. 5.13 - *Reddito degli imprenditori/professionisti e tasso di lavoro non regolare*



Fonte: elaborazione su dati ISTAT e Banca di Italia, anni 1995, 1998, 2000, 2002.

Fig. 5.14 - *Reddito di tutti i lavoratori esclusi i professionisti e tasso di lavoro non regolare*



Fonte: elaborazione su dati ISTAT e Banca di Italia, anni 1995, 1998, 2000, 2002.

5.4 Misure, cause e conseguenze della rigidità verso il basso dei salari: una breve rassegna di studi analitici

5.4.1 Introduzione

In questo paragrafo, e nei due che seguono, si vuole studiare un aspetto diverso della flessibilità/rigidità dei salari, intesa, ora, come capacità/incapacità delle imprese di ridurre i salari (*downward wage rigidity*) a fronte di *shock* di domanda (che, in assenza di flessibilità, si scaricherebbero interamente sull'occupazione).

La caratteristica principale di questo filone di studi e di letteratura è quella di analizzare la rigidità dei salari a partire dall'osservazione di come questi varino da un anno all'altro per uno stesso lavoratore. In particolare, si tratta di stabilire la percentuale dell'occupazione che registra variazioni negative dei salari tra anni adiacenti o, al contrario, variazioni nulle.

In quest'ultimo caso, si tenta di capire se i “congelamenti salariali” sono giustificati dalle condizioni di mercato oppure sono ottenuti attraverso la resistenza dei lavoratori e delle istituzioni del mercato del lavoro, che, in vario modo, si oppongono a tagli salariali nominali e talvolta anche reali. Appare evidente che per questo tipo di analisi risulta cruciale la disponibilità di dati *panel* a livello micro, che cioè seguano il singolo lavoratore nel tempo.

Nel seguito, dopo una breve descrizione dei risultati sulla rigidità verso il basso dei salari riportati in studi micro su dati statunitensi (par. 5.4.2), verranno presentati i risultati di alcuni studi effettuati su paesi europei (par. 5.4.3). Una sintesi dei risultati degli studi su rigidità salariali nominali e reali, e loro conseguenze, per tre paesi europei, Germania, Gran Bretagna e Italia, è contenuta nel successivo par. 5.4.4. L'analisi sull'Italia è contenuta integralmente nel par. 5.5.

I risultati di tali studi mostrano come in tutti i paesi esistano rilevanti ostacoli alle variazioni salariali desiderate dalle imprese, soprattutto nell'ipotesi di riduzione. L'Italia appare in cima alle graduatorie di rigidità verso il basso dei salari in alcuni studi, mentre in altri il grado di rigidità italiano risulta essere nella media dei paesi analizzati. Inoltre, all'interno di questo filone di ricerca non si osserva un accordo pieno sulla natura delle rigidità verso il basso, ovvero se ad essere vincolati siano solo i salari nominali (che non possono essere ridotti) oppure se vi siano anche rigidità dei salari reali (come nel caso in cui i salari nominali vengono aumentati in misura uniforme tra settori e occupazioni e in misura non inferiore al tasso di inflazione o a un tasso deciso in sede di contrattazione collettiva).

5.4.2 Alcuni studi microeconomici statunitensi

I primi lavori sulle rigidità salariali nominali attraverso l'utilizzo di dati individuali si basano su semplici “esami visivi” di istogrammi che raffigurano la distribuzione delle variazioni salariali dei lavoratori che in due anni adiacenti sono rimasti nella stessa impresa (*job stayers*). Tali istogrammi presentano alcune regolarità::

- la scarsa presenza di variazioni al di sotto dello zero, ovvero di tagli salariali;
- un picco intorno allo zero, ovvero una concentrazione della massa di probabilità della distribuzione delle variazioni salariali sostanzialmente nulle;
- l'evidenza di distribuzioni eccessivamente asimmetriche e concentrate intorno a determinate soglie (lo zero, la variazione dei prezzi o quella contrattualmente determinata). Sia la asimmetria che la concentrazione potrebbero segnalare la presenza di rigidità, cioè di impedimenti alle variazioni salariali desiderate dalle imprese (in assenza di rigidità, difatti, la

distribuzione sarebbe più simmetrica e non presenterebbe particolari concentrazioni).

Si noti, però che le possibili cause di rigidità sono molteplici e che risulta difficile discriminare fra di esse, poiché spesso danno luogo a “deformazioni” simili (asimmetria, eccessiva concentrazione, ecc.) delle distribuzioni osservate delle variazioni salariali. Le ipotesi solitamente considerate sono due: la presenza di rigidità salariale verso il basso (*downward nominale wage rigidity*, DNWR) e la rilevanza di costi di transazione (o *menu costs*). Se entrambe le cause di rigidità, riducendo la frequenza di variazioni salariali negative, producono un assottigliamento della coda a sinistra della distribuzione delle variazioni salariali e un rigonfiamento della distribuzione intorno allo zero, i *menu costs* impediscono anche le piccole variazioni positive.

McLaughlin (1994), in uno studio seminale effettuato utilizzando dati PSID (*Panel Study of Income Dynamics*) per gli anni compresi tra il 1976 e il 1986, rileva come il 17% dei lavoratori registrino una riduzione nominale del salario. Studi successivi confermano questi risultati. In particolare Card e Hyslop (1997) rilevano come in media, durante gli anni ‘80, il 15-20% dei lavoratori presentavano una riduzione dei salari nominali. In entrambi i lavori la distribuzione delle variazioni dei salari nominali presenta una concentrazione della massa di probabilità attorno allo zero. Card e Hyslop (1997) rilevano una percentuale compresa tra il 6 e il 10% di congelamenti salariali nei periodi di alta inflazione (anni settanta) e di oltre il 15% nei periodi di bassa inflazione²⁵. In presenza di rigidità salariale nominale, un tasso d’inflazione positivo permette l’aggiustamento dei salari (attraverso la riduzione dei salari reali) a *shock* che si verificano nel mercato del lavoro.

Così, ad esempio, se la massa di probabilità attorno allo zero è determinata da vincoli che impediscono le riduzioni salariali²⁶, allora, questi vincoli dovrebbero risultare maggiormente costrittivi nei periodi di bassa inflazione rispetto ai periodi di alta inflazione.

Card e Hyslop (1997) effettuano le loro analisi partendo dall’assunzione di simmetria della distribuzione delle variazioni salariali in assenza di rigidità. Essi stimano una percentuale dei lavoratori affetta da DNWR intorno al 10-12% nella metà degli anni ‘80. La principale implicazione delle loro stime è che la DNWR ha prodotto un incremento di circa l’1% nei tassi di crescita del salario nominale orario dei lavoratori che non hanno registrato un cambio di lavoro, con una riduzione dell’effetto negli anni successivi. La principale conclusione di questo lavoro è che la rigidità salariale nominale esercita un effetto piccolo, ma misurabile sul tasso di crescita medio del salario, più significativo nei periodi di bassa inflazione.

Kahn (1997), con un approccio definito *histogram location approach*²⁷ su un campione PSID negli anni tra il 1970 e il 1988, stima una percentuale pari al 9,8% di lavoratori salariati che non

²⁵ Alcuni aspetti istituzionali non strettamente collegati alle rigidità salariali possono produrre un sovradimensionamento della massa di probabilità intorno allo zero. La contrattazione salariale di lungo periodo e/o errori di arrotondamento possono spiegare in parte l’eccesso di concentrazione delle variazioni salariali attorno allo zero. Al fine di controllare gli effetti della contrattazione di lungo periodo si può calcolare la percentuale di lavoratori che registrano variazioni salariali pari a zero per diversi orizzonti temporali. Card e Hyslop (1997) mostrano come i congelamenti salariali nella distribuzione delle variazioni salariali biennali siano del 2,6% negli anni 70 e dell’ 8,1% negli anni 80.

²⁶ Assumendo che la sottostante distribuzione delle variazioni salariali in assenza di rigidità sia costante nel tempo.

²⁷ In sintesi questo approccio consiste nel misurare la massa di variazioni salariali in ciascun segmento di un istogramma centrato sulle variazioni mediane del salario, e nello stimare la rilevanza dei punti di interesse della distribuzione delle variazioni salariali (ovvero la massa di probabilità delle variazioni negative, di quelle intorno allo zero, di quelle intorno ai segmenti adiacenti allo zero).

registrano riduzioni salariali a causa della presenza di DNWR.

Altonji e Deveraux (1999), in un NBER *working paper* utilizzano un approccio completamente diverso adottando una specificazione parametrica della funzione delle variazioni salariali (*earning function approach*) al fine di stimare il grado di rigidità salariali nominali, tenendo conto di eventuali errori di misura presenti nei dati (che possono generare variazioni spurie nei salari da un anno all’altro). In effetti, il problema degli errori di misura è fondamentale in questa letteratura e il modo in cui esso è trattato (o non trattato in alcuni studi) spiega in parte la variabilità dei risultati tra studi diversi. Altonji e Deveraux (1999) – usando anch’essi dati PSID, per il periodo dal 1971-1992, su un campione di lavoratori che non hanno effettuato cambi di lavoro, di cui osservano il salario orario, trovano evidenza di una sostanziale presenza di rigidità salariale nominale, una volta che si tenga conto (all’interno del modello econometrico) degli errori di misura.

5.4.3 *La letteratura in Europa*

I principali risultati di studi sulla rigidità salariale nominale per alcuni paesi europei sono riportati nella tab. 5.12. In alcuni casi lo studio sulle rigidità salariali è stato effettuato utilizzando un approccio di tipo descrittivo, in altri casi, vengono individuate misure basate sulla natura della distribuzione delle variazioni effettive dei salari attorno alla soglia di rigidità. Infine sono stati effettuati studi basati su un approccio di tipo parametrico. Nella tab. 5.12 sono sinteticamente riportati, oltre ai risultati per paese, i dati utilizzati, il periodo di analisi, la metodologia impiegata, il campione e il salario unitario di riferimento.

Il confronto tra le stime ottenute per i vari paesi non è tuttavia agevole, a causa delle differenze nei metodi utilizzati, nelle fonti dei dati, nei campioni selezionati e nelle misure di salario disponibili. A tal proposito, il contributo di Knoppik e Beissenger (2004) si rivela particolarmente interessante proprio perché stima il grado di rigidità verso il basso dei salari nominali su un insieme di paesi europei, adottando una metodologia comune e dati e definizioni confrontabili tra paesi (i dati sono quelli dell’*European Community Household Panel*). I risultati di questo studio evidenziano che, tra i dodici paesi europei studiati, l’Italia risulta il paese con la più alta rigidità verso il basso dei salari nominali, con un valore stimato del grado di rigidità 66%, contro una media europea del 37%. In altre parole, circa i due terzi dei tagli salariali “nozionali” (cioè i tagli che si avrebbero in assenza di rigidità) sono impediti – e trasformati in congelamenti salariali – dalla resistenza dei lavoratori e delle istituzioni del mercato del lavoro.

5.4.4 *Rigidità salariale nominale e reale: analisi da microdati e relative implicazioni per tre paesi: Italia, Gran Bretagna e Germania*

I lavori citati nel paragrafo precedente focalizzano l’attenzione sulla presenza di rigidità salariali nominali. Lavori più recenti effettuati su microdati in tre paesi europei – si veda per Italia Devicienti *et. al.*, 2005, per la Germania Bauer *et. al.* 2004, per la Gran Bretagna Barwell *et. al.* 2003 – analizzano la coesistenza di due diverse forme di rigidità: la rigidità nominale e la rigidità reale.

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.

Tab. 5.12 - Studi sulla rigidità salariale nominale in alcuni paesi europei

Studio	Paese	Dati/ Periodo	Campione e unità di misura	Approccio	Risultati
Goux (2001)	Francia	Déclaration Annuelles de Donnés Sociales (DADS) 1976-1992 and French Labor Force Survey (LFS) 1990-1996	Lavoratori <i>Stayer</i> e <i>full time</i> . Salario annuale	Descrittivo	25% di riduzioni salariali. Tra i lavoratori che presentano riduzioni nominali dei salari: 34% hanno migliori condizioni del lavoro, 22% registrano un riduzione nei bonus annuali, 30% cambia occupazione (definita su 4 cifre)
Knoppik e Bessinger (2003)	Germania	<u>IAB-Beschäftigtenstichprobe</u> (IABS) 1975-1995	Lavoratori <i>full time</i> <i>job stayers</i> . Salario annuale	Parametrico	Le riduzioni salariali che si verificherebbero in assenza di rigidità sono impedito in media nel 70% dei casi dalla presenza di rigidità.
Nickel Quintini (2003)	Regno Unito	New Earnigs Survey (NES) 1975-1999	Lavoratori <i>full time</i> . Salario orario	Descrittivo	Tagli salariali: 17%; Salari rigidi: 5,1%; significativa distorsione della distribuzione delle variazioni dei salari reali intorno allo zero. Impatto sulla <i>performance</i> macroeconomica (in termini di tasso di disoccupazione) modesto.
Smith (2000),	Gran Bretagna	BHPS 1991-1996	Lavoratori che non cambiano occupazione, salario settimanale.	Descrittivo	Tagli salariali: 23%, congelamenti salariali: 9%. Controllando per gli errori di arrotondamento e gli errori di misura, congelamenti salariali: 1%.
Dessy (1999)	Italia	Banca D'Italia 1989-1995	Lavoratori <i>mover</i> e <i>stayer</i> . Reddito netto	Descrittivo	Presenza di rigidità salariale nominale. Simile per <i>Movers</i> e <i>Stayers</i> .
Devicienti (2002)	Italia	INPS 1985-1996	Lavoratori <i>full time</i> e <i>stayer</i> . Salario giornaliero.	Parametrico	Tagli salariali: 9%, salari rigidi: 3%. Le riduzioni salariali che si verificherebbero in assenza di rigidità sono impedito in media nel 60% dei casi dalla presenza di rigidità. Moderato ma significativo impatto delle rigidità salariali sulla <i>performance</i> macroeconomica (in termini di tasso di disoccupazione di lungo periodo).

segue tab.

Tab. 5.12 segue

<i>Studio</i>	<i>Paese</i>	<i>Dati/ Periodo</i>	<i>Campione e unità di misura</i>	<i>Approccio</i>	<i>Risultati</i>
Feher e Goette (2002)	Svizzera	LFS svizzeri 1991-1996	Lavoratori che non cambiano occupazione; salario orario.	Parametrico	In periodi di bassa inflazione: 12% congelamenti salariali, 25% di tagli salariali. Tagli salariali trasformati in congelamenti salariali: 33% per <i>stayers</i> 15% per <i>movers</i> . La probabilità di congelamenti salariali è più alta per i lavoratori <i>full-time</i> rispetto ai
Dessy (2004)	EU	(ECHP) 1994-2000	Lavoratori full time e stayer. Salario orario.	Descrittivo	Elevata percentuale di variazioni salariali negative e congelamenti salariali. Gli errori di misura spiegano la quasi totalità delle variazioni salariali negative. Elevata rigidità salariale nominale in Europa.
Knoppik e Beissinger (2004)	EU	(ECHP) 1994-2001	Lavoratori <i>full time</i> e <i>stayer</i> . Salario mensile netto.	Semiparametrico <i>Histogram location</i>	Diffusione della rigidità salariale nominale rilevata sia attraverso analisi per singoli paesi sia dalle analisi su tutti i paesi.

La presenza di salari minimi, e la contrattazione centralizzata più in generale, farebbero pensare ad ulteriori, e diverse, forme di rigidità: in particolare, una rigidità verso il basso dei salari reali (*downward real wage rigidity*, DRWR).

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 nei lavori precedentemente citati permette di stimare l'importanza relativa dei due tipi fondamentali di rigidità, la rigidità verso il basso dei salari nominali e la rigidità verso il basso dei salari reali. Il par. 5.5.2 presenta il modello econometrico utilizzato in questi lavori. Guardando ai risultati complessivi nei tre paesi emerge che ovunque si riscontra la presenza significativa di entrambe le forme di rigidità salariale. Inoltre i risultati indicano una certa prevalenza della rigidità reale sulla rigidità nominale. Mentre il valore di soglia della rigidità reale sembra ruotare attorno al tasso d'inflazione in Gran Bretagna, nei paesi con una maggiore regolamentazione del mercato del lavoro, come l'Italia e la Germania, il valore di soglia sembra maggiormente legato alla contrattazione collettiva e ad altri fattori istituzionali. Seguendo la riduzione del tasso d'inflazione le rigidità reali hanno registrato una riduzione in tutti e tre i paesi accompagnate da un aumento della rigidità nominale. Effetti reali delle rigidità salariali sono osservabili sia sul tasso di disoccupazione, in particolare in Italia e in Germania, sia sulla stabilità del lavoro, particolarmente in Gran Bretagna e in Italia. Nel successivo paragrafo sono sinteticamente riportati i risultati specifici per la Germania e la Gran Bretagna. Lo studio sulla rigidità salariale in Italia è invece integralmente oggetto del par. 5.5.

Rigidità salariale nominale e reale in Germania: 1976-1997

Bauer *et al.* (2004) stimano la frequenza della rigidità reale e nominale nella Germania occidentale attraverso l'uso di dati amministrativi nel periodo 1976-1997. I risultati delle analisi evidenziano come la rigidità sia un fenomeno consistente in Germania. All'inizio del periodo più del 40% dei lavoratori *job stayers*, ovvero non soggetti a mobilità occupazionale, registrano un aumento del salario maggiore di quello che si sarebbe registrato in assenza di rigidità. Sebbene l'incidenza della rigidità è significativamente decresciuta nel tempo, nel 1997 i salari di circa un terzo dei lavoratori risultano influenzati dalla presenza della rigidità. Emergono sostanziali differenze settoriali nella significatività della rigidità. In particolare, nei settori caratterizzati da elevata disoccupazione, la rigidità salariale reale tende ad essere più elevata, mentre la rigidità salariale nominale ridotta. In generale, gran parte della rigidità salariale è rappresentata dalla rigidità reale, la quale cresce all'aumentare dell'inflazione e della centralizzazione della contrattazione, mentre per la rigidità nominale accade esattamente l'opposto. La presenza di rigidità salariale produce dei tassi di crescita dei salari maggiori del 2-6% di quelli che si verificherebbero in un regime pienamente flessibile. Il maggiore incremento dei salari è associato ad una più elevata disoccupazione, rilevando la tendenza delle imprese soggette a vincoli salariali costrittivi all'utilizzo di aggiustamenti nei margini dell'occupazione.

Rigidità salariale nominale e reale in Gran Bretagna: 1978-1998

Barwell e Schweitzer (2003) analizzano il grado di rigidità salariale in Gran Bretagna attraverso l'utilizzo di dati *New Earnings Survey Panel Dataset* (NESPD). Dai risultati emerge

che l’incidenza della rigidità reale in Gran Bretagna è molto più significativa di quella nominale. L’incremento dei lavoratori che registrano riduzioni salariali si riflette in una riduzione della rigidità reale che non può essere spiegata da mutamenti sindacali o della dimensione del settore pubblico. In generale risulta un minore potere dei sindacati nell’evitare le riduzioni salariali e un mercato del lavoro divenuto più flessibile negli anni recenti. Le rigidità salariali producono distorsioni significative nella distribuzione delle variazioni salariali nozionali. La crescita salariale osservata risulta maggiore del 2% rispetto a quella che si sarebbe verificata in assenza di rigidità. Queste distorsioni aiutano a spiegare le variazioni nel tempo e cross-sezionali della distruzione di posti di lavoro. In particolare, più elevata è la divergenza tra salari nominali e produttività, maggiore è la probabilità di distruzione di posti di lavoro.

5.5 Stime della rigidità verso il basso dei salari in Italia

5.5.1 Introduzione

Lo studio qui presentato si inserisce all’interno della letteratura sulla flessibilità dei salari in Italia, contribuendovi attraverso un’analisi microeconomica delle dinamiche salariali degli ultimi decenni. 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. I costi di transazione, inoltre, 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 eccessivamente 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 sia di tipo reale e legata alla contrattazione centralizzata.

L’approccio qui adottato permette di stimare l’importanza relativa dei due tipi fondamentali di rigidità, la rigidità verso il basso dei salari nominali e la rigidità verso il basso dei salari reali.

La rigidità dei salari, intesa come ostacolo per le imprese ad effettuare aggiustamenti al ribasso dei salari, 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 in risposta sia alle forze di mercato (si pensi, ad esempio, ai mutamenti tra le qualifiche determinato dal cambiamento tecnologico), sia alle riforme istituzionali avvenute nel mercato del lavoro, in primo luogo l’abolizione della scala mobile (si veda a tal proposito, tra gli altri,; Brandolini *et al.*, 2002; Cappellari 2000; Casavola *et al.*, 1995; Di Nardo *et al.*, 1996; Erikson e Ichino, 1995; Katz e Murphy, 1992; Lucifora, 1999; Manacorda, 2002 e 2004; OECD, 1996).

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, appare interessante porsi i seguenti interrogativi: 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? È corretto pensare che la distribuzione dei salari, svincolata dall’“imbrigliatura” istituzionale rappresentata dalla scala mobile – che com’è noto produceva una distorsione in senso egualitario dei differenziali – 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 paragrafo suggeriscono che in realtà ciò è avvenuto solo in parte. La portata dei cambiamenti intervenuti a partire dagli anni 80 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 esempio, di abilità informatiche), anche se spesso non osservabili dall’analista (cfr. Snower, [1999]). E invece i risultati qui ottenuti 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. 5.6.

Accanto alle rigidità verso il basso dei salari (nominali e reali) misurate nel breve periodo, alla poca rispondenza dei salari reali alle condizioni locali (cfr. par. 5.2 del presente volume)²⁸, all’eccessiva predeterminazione della mobilità retributiva (cfr. 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* a questo cruciale tassello del funzionamento del mercato del lavoro.

5.5.2 Rigidità verso il basso dei salari nominali e reali

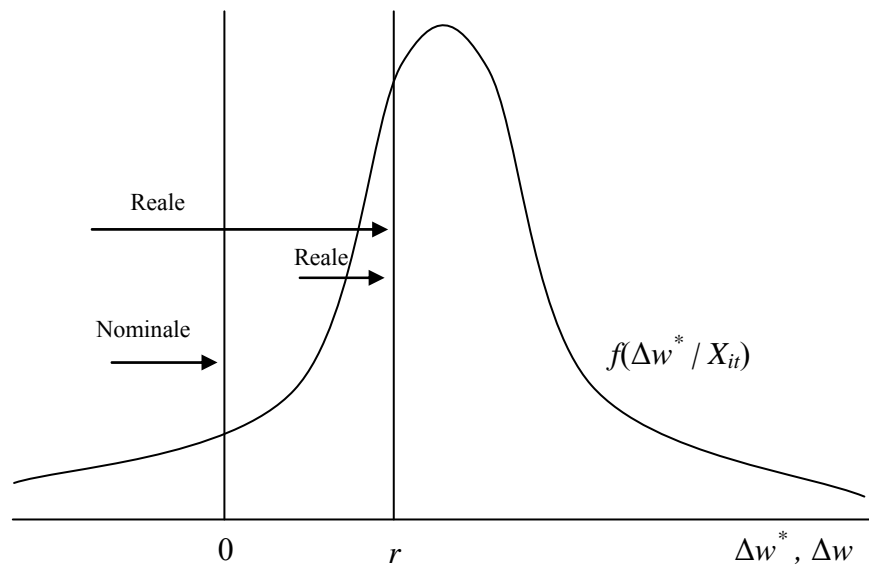
La stima delle rigidità dei salari da dati micro

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 livelli dei salari nominali, tra l’anno t e l’anno $t+1$, che indichiamo con Δw_t^* . La distribuzione è nozionale in quanto rappresenta una situazione controfattuale, non osservabile, di assenza di rigidità salariale. In fig. 5.15 tale distribuzione, che si assume sia approssimativamente normale, è rappresentata da $f(\Delta w_t^* | X_{it})$: se non avessero impedimenti, le imprese desidererebbero variare i salari nominali dei propri dipendenti in base alla distribuzione f , la cui posizione dipende dalle caratteristiche X_{it} del lavoratore i -esimo (e del

²⁸ Come approfondito nel par. 5.2, un filone della letteratura ha focalizzato l’attenzione sulla stima della cosiddetta “curva del salario”, ovvero di 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, come argomentato nel citato paragrafo, le stime disponibili per l’Italia non sembrano supportare empiricamente la validità dell’ipotesi.

posto di lavoro che questi ricopre). 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. In fig. 5.15 ciò è rappresentato dalla presenza di una freccia denominata “nominale”, che indica come alcune variazioni nozionali Δw_t^* possono essere negative (al di sotto della soglia a 0), ma non poter essere implementate a causa della resistenza posta dai lavoratori (*downward nominal wage rigidity*, DNWR). In tal caso la variazione effettiva dei salari, Δw_t , risulta pari a zero, anziché negativa; i tagli salariali desiderati vengono, dunque, per così dire, “congelati” (*wage freeze*).

Fig. 5.15 - Distribuzione nozionale delle variazioni percentuali dei livelli dei salari nominali



Un'altra forma di rigidità, denominata *downward real wage rigidity* (DRWR), possiede 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 in fig. 5.15. In questo caso, non solo alcuni tagli nozionali sono impediti e trasformati in $\Delta w_t = r$ (come rappresentato dalla freccia più lunga denominata “reale”), ma anche alcune variazioni nozionali comprese tra 0 ed r sono “forzatamente” aumentate fino a coincidere con la soglia r (si veda la freccia “reale” più piccola).

La soglia r non ha un'interpretazione univoca, potendo rappresentare sia una sorta di inflazione attesa sia, come si vedrà più avanti, le variazioni dettate dai contratti di categoria e dunque limitanti delle 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 costrittivi. In altre parole, si chiede al modello econometrico di: (a) stimare la probabilità che il meccanismo descritto come DNWR sia operante, denotando questa probabilità con p_n ; (b) stimare la probabilità che il meccanismo descritto come DRWR sia operante, denotando questa probabilità con p_r ; (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 – che si rivelerà cruciale nei dati qui utilizzati – che alcune variazioni salariali siano osservate con errori di misura, i quali, 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).

Questo modello generalizza l'approccio originariamente proposto da Altonji e Deveraux [1999] per stimare la DNWR, in quanto consente di stimare congiuntamente sia la DNWR sia la DRWR²⁹. 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 (per esempio, quella relativa ai *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, nonché 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; (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 : nello specifico, si tratta di caratteristiche del lavoratore (età, genere, qualifica e regione) e d'impresa (dimensione, *trend* occupazionale, settore ed età). D'altra parte, il numero relativamente ridotto di variabili contenute nei dati INPS non 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 dato t . Tuttavia, data l'elevata numerosità campionaria, le stime vengono effettuate separatamente per gruppi di anni adiacenti, t , $t+1$, per $t=1985, \dots, 1999$, consentendo di fornire *trend* nelle stime di rigidità, $p_r(t)$ e $p_n(t)$ e nei parametri del processo di errore di misura.

Dati, definizioni e selezione del campione

Nel presente lavoro viene fatto uso dei dati INPS imprese-lavoratori per il periodo compreso tra il 1985 e il 1999³⁰, 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

²⁹ Si veda Devicienti *et al.* (2003) per una descrizione completa del modello.

³⁰ Cfr. Contini (2002) per un'analisi dettagliata dei dati INPS e il sito www.labor-torino.it per la loro reperibilità e successivi aggiornamenti.

quindi ottenuto dividendo la retribuzione annuale lorda³¹ 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 (cfr. il par. 6.2). 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 retribuite³². Per non confondere gli aggiustamenti salariali per uno stesso lavoro con le variazioni salariali associate a cambi di lavoro, nelle analisi che seguono 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 osservate solo con errore (nella retribuzione totale e/o nel numero di giornate), rendendo necessaria una esplicita trattazione – sia pure solo statistica – del processo di errore nel modello.

La distribuzione delle variazioni delle retribuzioni contrattuali e di fatto

Da una prima analisi descrittiva della distribuzione delle variazioni del salario di fatto non emerge in modo chiaro la presenza di segni di rigidità, nelle sue varie forme (fig. 5.16).

Le principali caratteristiche della distribuzione delle variazioni salariali possono così essere sintetizzate (si rimanda a Devicienti *et al.* (2003), per un’analisi più completa):

- 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;
- si osserva 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 più simmetrica di quanto ci si potrebbe attendere;
- le variazioni pari a zero non superano, in media, il 6% di quelle osservate;
- 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;
- la riduzione rilevabile a sinistra dello zero indica la presenza di forme di rigidità asimmetrica in termini di resistenza alle riduzioni salariali nominali.

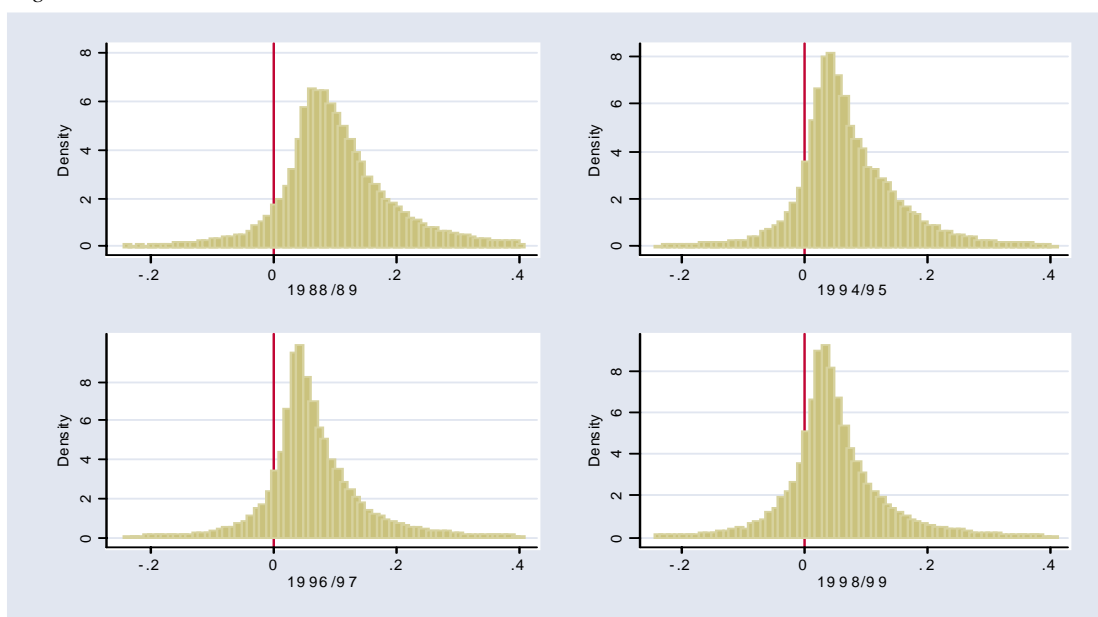
I salari reali sono cresciuti maggiormente nel 1987 e nel 1991 a causa dei rinnovi contrattuali avvenuti in quegli anni in cui vigeva ancora il meccanismo della scala mobile. Nel periodo compreso tra il 1993-1996 si registra una riduzione della crescita salariale condizionata da una politica dei redditi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

Nel par. 6.2 viene presentata una rassegna delle dinamiche delle retribuzioni contrattuali e di fatto. Il ruolo “guida” – se non “costrittivo” – della contrattazione collettiva verrà indagato ulteriormente nell’ambito dell’analisi econometrica precedentemente descritta e di cui si riportano i risultati nel seguito.

³¹ La retribuzione annuale è comprensiva di *bonus* e premi aziendali, a escludere gli arretrati.

³² 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 22 giornate lavorate. Cfr. Contini, Filippi e Malpede (2001). I risultati, peraltro, non si mostrano particolarmente sensibili a criteri alternativi di selezione.

Fig. 5.16 - Distribuzioni delle variazioni salariali nominali 1985-1999



Fonte: elaborazione su dati WHIP1985-1999.

5.5.3 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 grafica in fig. 5.16 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 i due tipi di rigidità, 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), mentre 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 DRWR (denotata con p_r), nel regime DNWR (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 di lavoratori effettivamente soggetti al regime di rigidità reale o al regime di rigidità nominale. Con riferimento alla fig. 5.15, 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 percentuale di variazioni salariali effettivamente colpite da DRWR e DNWR sono riportate, rispettivamente, in colonna 6 e 7 della tab. 5.13.

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, nei due casi specifici, nelle ultime due colonne della medesima tabella.

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. Similarmente il *real wage sweep-up* fornisce una misura di quanto le variazioni salariali effettive siano 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.

Tab. 5.13 - Sintesi dei principali risultati ottenuti dalle due differenti specificazioni del modello

Periodo	R stimato all'interno del modello			R fissato sulla base dei contratti nazionali collettivi		
	1985-91	1991-95	1995-99	1990-91	1991-95	1995-99
Numero osservazioni	54.485	43.191	42.268	19.282	21.480	22.931
Soglia di rigidità reale (r)	0,061	0,034	0,031	0,095	0,043	0,036
Probabilità regime rigidità reale (p_r)	0,63	0,45	0,42	0,87	0,44	0,44
Probabilità regime rigidità nominale (p_n)	0,22	0,29	0,26	0,12	0,34	0,3
% osservazioni soggette a DRWR	0,33	0,21	0,2	0,54	0,22	0,21
% osservazioni soggette a DNWR	0,06	0,08	0,08	0,02	0,09	0,08
<i>Sweep-up dovuto a DRWR</i>	0,027	0,012	0,012	0,05	0,011	0,011
<i>Sweep-up dovuto a DNWR</i>	0,004	0,003	0,003	0,001	0,003	0,003

Fonte: elaborazione su dati WHIP1985-1999, ad estensione di quelle in Devinenti et al. (2003).

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 dalle precedenti analisi sulla rigidità nominale del salario. Per esempio Knoppik e Bessinger (2001) per la Germania, 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 variazioni 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 attraverso la leva inflazionistica, rendendo 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 probabilità che un individuo sia influenzato 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 vengono 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 al 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 ad un valore della soglia reale 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 riduzione delle rigidità reali, 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 nominale 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 90, esso rimane rilevante e potenzialmente in grado di limitare l’allocazione efficiente degli *input* di lavoro.

5.5.4 *Le conseguenze della rigidità verso il basso dei salari: riallocazione della forza lavoro e disoccupazione*

L’impatto della probabilità stimata di trovarsi in DRWR e DNWR dipende, come già detto, dalla forma della distribuzione della variazione del salario nozionale. Una misura aggregata di tale impatto è data dal numero di congelamenti salariali e dalla dimensione degli *sweep-up*, come già definiti in precedenza. Secondo la tab. 5.13 in media il 25% circa delle osservazioni erano limitate dalla DRWR (lavoratori che appartengono a un regime di rigidità reale e il cui salario è allineato forzatamente ad una soglia). D’altra parte, solo il 7% delle osservazioni presentavano una DNWR effettiva (lavoratori le cui variazioni in negativo di salario nozionale sono trasformate in una variazione nulla del salario).

Analogamente, lo *sweep-up* salariale associato a DRWR era dell’1,45% annuo, e lo *sweep-up* associato a DNWR solo dello 0,3% annuo. Mentre questi risultati suggeriscono una possibile rilevanza macroeconomica delle rigidità verso il basso, si possono avere dei dubbi a causa della natura strumentale, nonché della prima approssimazione, delle stime delle variazioni salariali nominali sulle quali i risultati si basano. Inoltre una semplice misura dell’eccesso di pressione salariale aggregata (dovuta a rigidità verso il basso) può non bastare a derivare le implicazioni di tali rigidità. Dunque si preferisce ricorrere ad alternative, per stabilire la significatività economica delle rigidità verso il basso che sono state misurate.

In questo paragrafo sono presentati due test differenti. Per prima cosa gli *sweep-up* calcolati a livello provinciale sono messi in correlazione con il tasso di disoccupazione della provincia. Più precisamente, si vuole verificare se l’evoluzione nel tempo della disoccupazione della provincia è legata all’andamento nel tempo dei suddetti *sweep-up*, distinguendo quelli dovuti a DNWR e

quelli dovuti a DRWR. Si tratta di una verifica semplice e diretta delle implicazioni macroeconomiche generali delle rigidità verso il basso, in quanto consente di osservare se esse abbiano o meno rilevanza in termini di creazione di disoccupazione “in eccesso”.

Il secondo test è più specifico, e tenta di comprendere se le imprese, i cui aggiustamenti salariali sono impediti da rigidità salariale verso il basso, intervengano in via alternativa sul margine dell’occupazione. Più precisamente, viene approfondita la relazione tra riallocazione di posto di lavoro e lavoratore e rigidità salariale verso il basso, sfruttando gli agganci impresa-lavoratore presenti nei dati WHIP. Il probabile collegamento tra salario ed aggiustamento dell’occupazione è ben noto in termini teorici, ed è stato impiegato per spiegare la sensibilità relativamente limitata delle misure aggregate di *turnover* alle diverse leggi di tutela dell’occupazione esistenti tra nazioni. Più in particolare, il fatto è che i mercati del lavoro europei, rispetto ad altri contesti, quali quello statunitense, sono spesso caratterizzati tanto da maggiori restrizioni quantitative (ad es. restrizioni sull’aggiustamento dell’impiego), quanto da maggiori restrizioni sui prezzi (ad es. compressione salariale, rigidità salariale verso il basso), e le due caratteristiche falsano le dinamiche del mercato del lavoro che si osservano (cfr. Bertola e Rogerson, 1997 ed anche Nickell, 1998).

Mentre un’argomentazione simile è già stata messa alla prova mettendo in correlazione i tassi di riallocazione dei posti di lavoro e le misure di dispersione del salario intra-aziendale, a livello di impresa (ad es. Haltiwanger e Vodopivec, 2003), non risulta vi siano in letteratura altri studi che abbiano per oggetto test simili a quello qui proposto, ovvero svolti osservando direttamente il *turnover* e la rigidità salariale verso il basso.

Ciò presenta dei vantaggi. Innanzitutto, si può ritenere che l’osservazione diretta dei margini di aggiustamento dell’impiego e dei salari consenta un confronto più diretto e preciso. In effetti, la dispersione salariale intra-aziendale può dipendere da molti fattori tecnologici (per esempio, la gamma di abilità che una impresa ha bisogno di ricoprire) e non solo dalla presenza di misure restrittive delle politiche salariali autonome (per esempio quelle imposte dal sistema di contrattazione salariale esistente). Infatti, la stessa nozione di flessibilità salariale si riferisce alla sensibilità dei salari al cambiamento di condizioni, più che alla dimensione media della dispersione dei salari fra gli individui. Dunque il collegamento tra dispersione salariale e *turnover* potrebbe avere cause diverse, come ad esempio la prevalenza di mercati esterni piuttosto che interni, i canali di reclutamento e le implicazioni delle differenti strutture dei mercati interni sulla dispersione salariale intra-aziendale.

I dati qui utilizzati, comunque, avendo le caratteristiche di un campione agganciato impresa-lavoratore, derivano da un campione di lavoratori. Ciò significa che non è assicurata la copertura dell’universo della forza lavoro delle imprese del campione. Per la maggior parte delle imprese non si osserva un numero di lavoratori sufficiente a stimare in modo affidabile la dispersione salariale intra-aziendale. D’altra parte per le imprese è possibile stimare misure di rigidità salariale verso il basso basate sulle stime discusse in precedenza, dal momento che anche un solo lavoratore può fungere da *proxy* per la misura media di rigidità verso il basso per l’impresa.

Bisogna notare che le misure di *turnover* sono invece calcolate usando la totalità della forza lavoro di impresa, dal momento che i dati WHIP includono alcune caratteristiche di impresa. Seguendo la notazione di Davis e Haltiwanger (1992) (vedere anche Haltiwanger e Vodopivec, 2003), queste variabili supplementari permettono di definire tassi di associazione e di separazione, definiti come:

$$ACC_{jt} = acc_{jt} / [0,5 * (E_{jt} + E_{jt-1})],$$

$$SEP_{jt} = sep_{jt} / [0,5 * (E_{jt} + E_{jt-1})]$$

dove

acc_{jt} = numero di associazioni per l'impresa j tra $t-1$ e t e, analogamente,
 sep_{jt} = numero di separazioni per l'impresa j tra $t-1$ e t mentre
 E_{jt} = occupazione di fine periodo per l'impresa j al tempo t ³³.

Ricorrendo ai tassi di associazione e separazione delle imprese si possono definire le seguenti tre misure di *turnover* per l'impresa j al tempo t :

$$worker\ reallocation = ACC_{jt} + SEP_{jt};$$

$$excess\ worker\ reallocation = ACC_{jt} + SEP_{jt} - |ACC_{jt} - SEP_{jt}|,$$

$$job\ reallocation = |ACC_{jt} - SEP_{jt}|$$

Si noti che non vengono eseguite regressioni sulla variazione netta nell'impiego, ma solo sul valore assoluto, come misura del *job turnover*. La ragione risiede nel fatto che non si dispone di adeguate variabili di controllo per le variazioni nella domanda di lavoro a livello di impresa (per la stessa ragione nei modelli stimati in precedenza non era disponibile una caratterizzazione appropriata delle variazioni nella domanda di impresa).

In effetti, osserviamo la possibilità che una impresa colpita da rigidità verso il basso sia indotta, *ceteris paribus*, ad operare aggiustamenti dal lato dell'impiego. Di fatto ci aspettiamo una relazione più forte nel caso delle due misure di *worker turnover*: per determinati posti di lavoro, le imprese sono spinte a sostituire i lavoratori per aggirare le rigidità verso il basso. La relazione, nel caso della riallocazione del posto di lavoro, data la mancanza di variabili di controllo appropriate per le variazioni nella domanda di lavoro (che come tali influenzano il *job turnover* ed il suo segno), risulta più ambigua.

La tab. 5.14 presenta i risultati ottenuti per le tre misure di *turnover*.

Le rigidità verso il basso vengono catturate per mezzo degli *sweep-up*, considerando separatamente quelle dovute a DNWR e quelle dovute a DRWR e calcolate (in media per ciascuna impresa e ciascun anno) per ciascun lavoratore ed anno. Più nel dettaglio, sono utilizzate le stime presentate in precedenza, e in particolare quelle nelle quali la soglia reale cambia tra i lavoratori; dunque si ha molta variabilità, sia cross-sezionale sia longitudinale, nelle rigidità stimate. Si noti che le osservazioni vengono pesate tenendo conto della struttura di campionamento dei dati WHIP. Sono incluse anche delle *dummy* per industria, anno, provincia, classe dimensionale di impresa e classe di età di impresa, dal momento che si tratta di fattori che interferiscono con il *turnover*. Al fine di permettere una reazione non immediata alle rigidità verso il basso includiamo sia il periodo attuale dello *sweep-up*, sia quello ritardato.

La seconda colonna della tab. 5.14 evidenzia una relazione positiva tra rigidità salariale e riallocazione di posti di lavoro: le imprese con rigidità verso il basso maggiori hanno la tendenza

³³ In WHIP sono inclusi i lavoratori nati il 10 aprile, 10 maggio, 10 giugno, 10 luglio; la probabilità che un lavoratore venga incluso nel campione è dunque 4/365 (per dettagli, cfr. Contini (2002)). I lavoratori inclusi nel campione vengono poi associati alle relative imprese. Una impresa di piccole dimensioni ha una probabilità inferiore di essere osservata nel campione rispetto ad una impresa di grandi dimensioni. La probabilità di essere inserito nel campione è definita da una binomiale $B(k,s,n)$, indicando la probabilità di almeno k successi su n tentativi, quando la probabilità di successo è pari a s . Nel caso specifico, n è la dimensione di impresa, s è pari a 4/365 e k è uguale a 1. I pesi sono dati dall'inverso di queste probabilità.

a presentare tassi di riallocazione dei posti di lavoro più alti. I coefficienti degli *sweep-up* nominali sono maggiori di quelli degli *sweep-up* reali, essendo i primi peraltro stimati con minore precisione (in realtà lo *sweep-up* nominale ritardato risulta statisticamente non significativo). Ciò non spiega la media e la deviazione standard più grandi per gli *sweep-up* reali (tab. 5.15). Comunque, le tabb. 5.14 e 5.15, insieme, comportano che l’impatto di un aumento della deviazione standard nello *sweep-up* nominale sarebbe comunque un poco maggiore rispetto a quello di un aumento della deviazione standard nello *sweep-up* reale.

Tab. 5.14 - Relazione tra rigidità salariale di impresa e riallocazione

Variabile esplicativa	Variabile dipendente		
	Riallocazione di posto di lavoro per impresa	Riallocazione di lavoratore per impresa	Riallocazione di lavoratore “in eccesso” per impresa
<i>Sweep-up</i> nominale	5,2563	21,7082	19,7811
	-1,2063	-5,3774	-4,9745
<i>Sweep-up</i> nominale (ritardato di 1 anno)	0,7137	40,7605	39,0316
	-1,2672	-5,6464	-5,2299
<i>Sweep-up</i> reale	0,3058	0,4548	0,192
	-0,0445	-0,1986	-0,1837
<i>Sweep-up</i> reale (ritardato di 1 anno)	0,0954	0,482	0,3797
	-0,0359	-0,1602	-0,15
Variabili di controllo	Dummy per: 8 industrie, 7 anni, 108 province, 6 classi dimensionali di impresa, 5 classi di età di impresa	Dummy per: 8 industrie, 7 anni, 108 province, 6 classi dimensionali di impresa, 5 classi di età di impresa	Dummy per: 8 industrie, 7 anni, 108 province, 6 classi dimensionali di impresa, 5 classi di età di impresa
R-square	0,03	3%	0,055
Numeri osservazioni	67.624	67.624	67.624

Nota: errori standard tra parentesi. Regressioni pesate.

Fonte: elaborazione su dati WHIP 1985-1999.

Tab. 5.15 - Statistiche di sintesi per la regressione tra rigidità salariale di impresa e riallocazione

Variabile	Media	Deviazione standard
Job reallocation	0,1812	0,3195
Gross worker reallocation	0,9712	1,2981
Excess worker reallocation	0,7929	1,2198
Real sweep-up	0,0176	0,0282
Nominal sweep-up	0,0029	0,0014

Nota: regressioni pesate.

Fonte: elaborazione su dati WHIP1985-1999.

Come ci si può aspettare, per le due misure di *worker turnover* si evidenzia un impatto maggiore (e stimato con più precisione, colonne 3 e 4 della tab. 5.14). Tuttavia risulta ancora più evidente che i coefficienti degli *sweep-up* reali sono minori di quelli degli *sweep-up* nominale. Un aumento di una deviazione standard nello *sweep-up* nominale (reale) risulta in un aumento nella riallocazione dei lavoratori di circa 0,09 (0,03) dopo due anni, e di 0,08 (0,02) nella riallocazione dei lavoratori in eccesso.

Se per certi versi le ragioni sottostanti la predominanza degli effetti della DNWR appaiono poco chiare, questi risultati possono essere interpretati a forte conferma dell'ipotesi che le imprese alle quali non è consentito aggiustare i salari tendano a reagire aggiustando le quantità. Data questa ipotesi, si può rivolgere l'attenzione alla semplice verifica dell'impatto delle rigidità salariali sulla *performance* della disoccupazione aggregata.

Le misure di rigidità verso il basso in questo caso sono calcolate in media per ogni provincia ed ogni anno del campione. Si inizia (tab. 5.16) da una specificazione semplice, nella quale il logaritmo del tasso di disoccupazione provinciale è fatto regredire su esso stesso ritardato e sul logaritmo delle misure di rigidità, correnti e ritardate. L'impatto risulta piuttosto consistente, in particolare quello degli *sweep-up* reali.

Poiché i differenziali geografici nella disoccupazione, particolarmente in una nazione, come l'Italia, con differenziali di disoccupazione regionali ostinatamente persistenti, possono essere spiegati da molteplici fattori, nella terza colonna della tab. 5.16 sono riportati i risultati ottenuti inserendo variabili *dummy* per le province.

Tab. 5.16 - Relazione tra rigidità salariale di impresa e disoccupazione locale

Variabile esplicativa	Variabile dipendente: (log) tasso di disoccupazione locale		
(log) <i>sweep-up</i> nominale	0,0632	0,0018	0,0087
	-0,0309	-0,0295	-0,0282
(log) <i>sweep-up</i> nominale (ritardato di 1 anno)	0,0193	0,0876	0,063
	-0,0185	-0,0167	-0,0162
(log) <i>sweep-up</i> reale	0,0632	0,088	0,1271
	-0,0309	-0,0144	-0,0145
(log) <i>sweep-up</i> reale (ritardato di 1 anno)	0,1327	0,0627	0,0769
	-0,0168	-0,017	-0,0163
(log) disoccupazione locale	0,9526	0,3059	0,3403
(ritardata di 1 anno)	-0,0098	-0,0366	-0,0351
Variabili di controllo	No	108 <i>dummy</i> di provincia.	108 <i>dummy</i> di provincia, crescita aggregata del Pil (corrente e ritardata)
R-square aggiustato	0,933	0,951	0,955
Numeri osservazioni	775	775	775

Note: errori standard in parentesi. Le regressioni sono pesate rispetto all'occupazione.

Fonte: elaborazione su dati WHIP e ISTAT 1985-1999.

La variazione più importante nella stima è la riduzione nella dimensione del coefficiente del tasso di disoccupazione ritardato, per certi versi dovuta al fatto che mentre nella specificazione precedente il coefficiente catturava in qualche modo le differenze permanenti (risultando quindi distorto verso l'alto), nella seconda specificazione potrebbe essere distorto verso il basso. Concentrandosi sugli *sweep-up*, risulta particolarmente interessante il fatto che il quadro viene completamente confermato. Mentre i coefficienti cambiano un po' (lo *sweep-up* corrente nominale scompare e lo *sweep-up* reale ritardato ha un effetto molto ridimensionato), l'impatto generale delle rigidità verso il basso è ancora considerevole. Di ciò si trova conferma nell'ultima colonna della tabella, dove è inserito il tasso di crescita del PIL quale variabile di controllo dell'evoluzione del ciclo economico aggregato.

Mentre il canale attraverso il quale tale impatto macroeconomico opera è ancora inesplorato, dal momento che va approfondito il passaggio tra gli effetti sul *turnover* mostrati in precedenza a livello di impresa alla disoccupazione aggregata a livello locale, una tale evidenza dimostra la significatività macroeconomica delle rigidità salariali verso il basso. Si noti che in questo ultimo esercizio l’impatto degli *sweep-up* nominali e reali non è molto diverso (e, al limite, la somma dei coefficienti correnti e ritardati dello *sweep-up* reale è più grande della somma corrispondente per lo *sweep-up* nominale).

5.6 La rigidità nel più lungo periodo

5.6.1 Trend nei differenziali salariali

La rigidità dei salari è stata fino ad ora intesa in termini degli impedimenti che le imprese hanno nell’aggiustare il costo unitario del lavoro nel breve periodo. A lungo andare, i rallentamenti cui vengono sottoposti i 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 per l’allocazione delle risorse e i processi di crescita di lungo periodo.

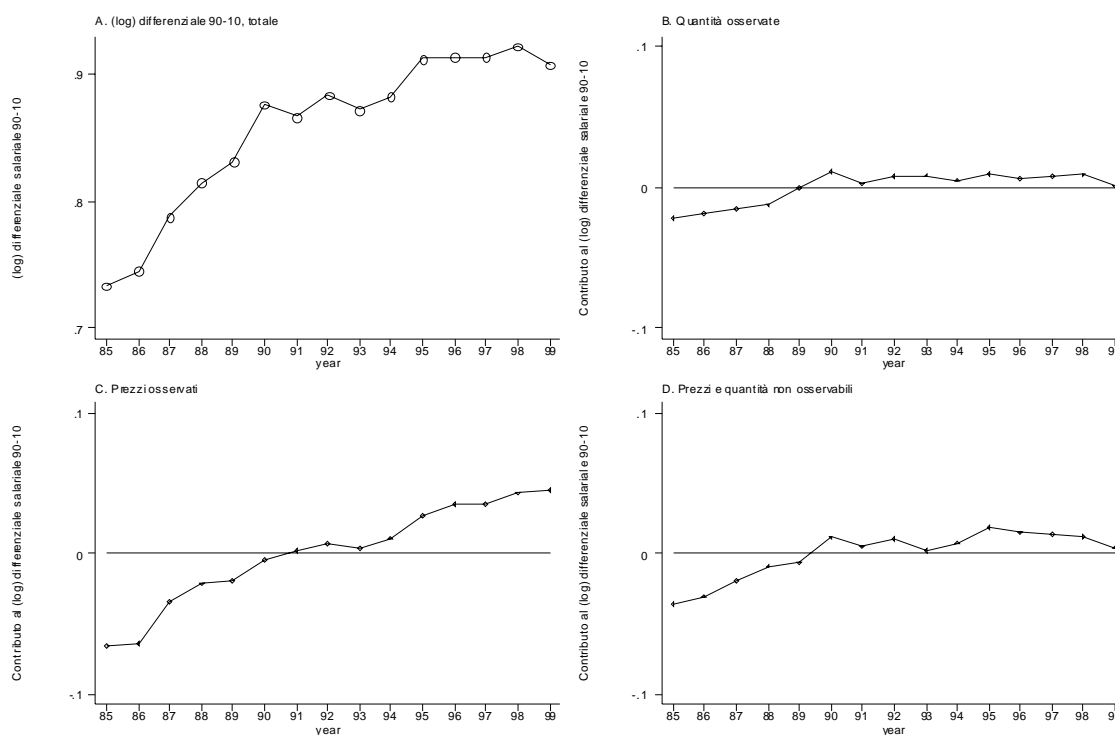
Misurare la “distanza” tra la distribuzione dei salari (reali) e la distribuzione di equilibrio al tempo t – ovvero una struttura salariale che rifletta condizioni di competitività e di produttività – è impresa non facile e non viene perseguita nel presente lavoro. Tuttavia, è possibile un’operazione più semplice, e cioè quella di fornire alcune indicazioni sugli andamenti dei differenziali salariali nel tempo e cercare di capire se questi si stiano muovendo “nella direzione giusta”. È questo l’approccio seguito da Borgarello e Devicienti (2002), i cui risultati – estesi fino al periodo 1985-1999 – 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 80 e la prima metà degli anni 90. Seguendo Juhn *et al.* (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 del lavoro e dell’individuo (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 “beta” stimati, e il terzo fattore a cambiamenti nella distribuzione dei residui (si veda Borgarello e Devicienti per ulteriori dettagli).

I risultati dell’analisi sono mostrati in fig. 5.17 e in tab. 5.17, con riferimento esclusivamente agli uomini, poiché in generale è più difficile modellare i salari delle donne a causa delle complicazioni legate alle decisioni di partecipazione al mercato del lavoro³⁴. Come indici di disuguaglianza, ci si concentra, per semplicità, sulle differenze dei (logaritmi dei) salari reali a vari percentili, cioè tra il novantesimo e il decimo percentile (P90-P10), il novantesimo e la

³⁴ 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.

mediana (P90-P50) e la mediana e il decimo (P50-P10). Con riferimento al primo di questi indicatori, la fig. 5.17, 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.

Fig. 5.17 - Trend nella disuguaglianza dei salari (P90-P10) e componenti di quantità, prezzo e residui



Fonte: elaborazione su dati WHIP 1985-1999.

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 nel gruppo di fattori (i), principalmente l'età e la qualifica. Nel pannello D l'effetto dei cambiamenti delle variabili non-osservabili si mostra relativamente meno importante, sebbene leggermente crescente durante il periodo campione. È interessante notare che i risultati di Junh *et al.* (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. 5.17 visualizza i risultati per l'intero periodo, la tab. 5.17 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 culminanti 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 (pannello A, tab. 5.17), 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, ed 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 interessa in particolare sottolineare come, ancora una volta, è 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, quindi apportando un contributo negativo sulla disuguaglianza totale in quella parte della distribuzione.

I pannelli rimanenti in tab. 5.17 confermano che la maggior parte dell'aumento della disuguaglianza si è verificato durante il primo sotto-periodo (1985-1991), con un andamento delle componenti che ampiamente riflette quanto già discusso 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 0,025, 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 più alta della distribuzione, ma è più che controbilanciato dall'effetto negativo esercitato nella parte bassa della distribuzione. Infine, l'effetto residui – ovvero delle componenti non osservate – è dappertutto negativo. È importante sottolineare l'andamento dei fattori non osservabili anche dopo gli accordi di luglio '93. Non si ha evidenza certa, ma l'aspettativa di ritrovare un maggior ruolo delle caratteristiche diverse dall'anzianità lavorativa o dall'occupazione nel guidare l'apertura dei differenziali salariali – essendo quest'ultime caratteristiche già riflesse nelle “quantità” e “prezzi” osservabili – potrebbe risultare disattesa. 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 sembra di poter cogliere traccia di tali modifiche, per lo meno all’interno del presente esercizio di analisi.

Tab. 5.17 - Componenti osservabili e non-osservabili nel cambiamento della disuguaglianza salariale

Cambiamento percentile	Quantità(I^Q)	Prezzi(I^P)	Fattori non-osservabili (I^U)	Totale ($I^Q + I^P + I^U$)
<i>A. 1999-85</i>				
90-10	0,023	0,111	0,04	0,173
90-50	0,043	0,085	0,032	0,161
50-10	-0,021	0,025	0,008	0,012
<i>B. 1991-85</i>				
90-10	0,025	0,068	0,04	0,133
90-50	0,031	0,044	0,034	0,109
50-10	-0,006	0,024	0,006	0,024
<i>C. 1994-91</i>				
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	0,003	0
<i>D. 1999-94</i>				
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. Si veda Borgarello e Devicienti (2002) per la descrizione della procedura di scomposizione.

Fonte: elaborazione su dati WHIP 1985-1999.

In sintesi, l’analisi svolta 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 80 e la metà degli anni 90. 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 60 e 70 – 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 90, 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 salariali³⁵ e l’impatto delle modifiche istituzionali.

5.6.2 *Alcune considerazioni conclusive*

Nei parr. 5.5 e 5.6 è stata analizzata la rigidità dei salari, sottolineandone alcune dimensioni – sia di breve che di lungo periodo – ed essendo la prima 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”.

Con riferimento ai differenziali salariali e ai loro andamenti temporali, è stata analizzata un’ulteriore dimensione di rigidità salariale, quella 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 troppo dominata da componenti istituzionali, svincolata dalle condizioni di produttività e fortemente condizionata dalla anzianità dei lavoratori.

Per quanto riguarda la rigidità dei salari definita “di breve periodo”, i risultati possono essere così sintetizzati:

- in Italia i salari risultano essere rigidi, ma la rigidità reale è predominante rispetto alla rigidità nominale;
- 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;
- 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;
- le rigidità salariali esercitano un notevole impatto sul *turnover* dei lavoratori a livello d’impresa;
- esiste una correlazione positiva tra misure aggregate di rigidità salariale e tasso di disoccupazione a livello locale che dà conferma della loro rilevanza macroeconomica.

È opportuno notare, tuttavia, che i risultati ottenuti sono, almeno in parte sensibili alle ipotesi dei modelli econometrici e che la letteratura internazionale non ha ancora raggiunto un consenso unanime sull’entità delle rigidità stimate. Ad esempio, un modello alternativo di stima della DNWR e della DRWR (si veda Dickens *et al.*, 2006) ottiene risultati che invertono l’ordine di importanza delle due forme di rigidità per l’Italia, e anche per altri paesi europei, tra i quali la Germania. Secondo queste stime alternative, le imprese sarebbero più vincolate nel tagliare i salari nominali che non i salari reali, e, in Italia, la DNWR sarebbe in assoluto la più alta nel gruppo dei 16 paesi OCSE analizzati. Alla parziale, dunque, indeterminatezza dei risultati occorre attribuire il giusto peso, considerando, nel contempo due fatti. In primo luogo, il carattere “di frontiera” e “in corso d’opera” della letteratura sulle rigidità salariali; da questo punto di vista il presente rapporto contribuisce a delineare un quadro sullo stato dell’arte sull’argomento. In secondo luogo, si noti che complessivamente (cioè sommando le stime di DNWR e DRWR) la

³⁵ Potrebbe, ad esempio, 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 la ciclo economico e alle politiche dei redditi degli anni 90.

stima della rigidità verso il basso ottenuta da Dickens *et al.* (2006) è molto simile a quella qui ottenuta nelle precedenti analisi. Infine, occorre sottolineare che la distinzione stessa tra DNWR e DRWR perde parte della sua importanza in presenza di un’inflazione, come quella attuale, assestata intorno a valori bassi. In questo caso, l’inflazione non può fungere quale variabile di aggiustamento dei salari reali in presenza di rigidità nominale, e la DNWR in effetti comporta anche ostacoli all’aggiustamento dei salari reali.

5.7 Migrazioni, salari e differenze territoriali nel costo della vita

L’osservazione di alti e persistenti differenziali di disoccupazione tra le regioni italiane induce ad interrogarsi sul perchè i disoccupati delle regioni ad alta disoccupazione non migrino verso le regioni con maggiori opportunità di lavoro. I processi di migrazione degli *input* produttivi potrebbero, almeno in teoria, contribuire a riavviare i processi di *catching-up* territoriale: il lavoro spostandosi dalle regioni del Sud a quelle del Nord, il capitale seguendo la rotta opposta.

Per quanto complesse siano le motivazioni familiari che sottostanno alla scelta di mobilità tra regioni così lontane come la Calabria e la Lombardia, la motivazione economica rimane comunque centrale. In più parti di questo rapporto si è mostrato come i differenziali di salario tra aree (province, regioni, macroregioni) esistano e siano anche rilevanti in taluni casi. Ma per un potenziale emigrante il confronto tra le retribuzioni nominali della città di partenza e quella di arrivo non è molto significativo, se non è contestualmente accompagnato da un analogo confronto nel costo della vita tra le due città. In estrema sintesi, quest’ultimo confronto richiede che un determinato paniere di beni sia valutato prima in base ai prezzi della città di origine e poi in base ai prezzi della città di partenza: il rapporto tra il costo del paniere nelle due città dà così un’idea del maggior o minore reddito di cui si deve disporre per poter mantenere invariato il proprio tenore di vita spostandosi da una città all’altra. Non è questa la sede per entrare negli spinosi problemi di costruzione di indici spaziali del costo della vita (si veda, ad esempio, Campiglio, 1996), quali la difficoltà relativa alla scelta delle quantità che entrano nel paniere da valutare ai prezzi delle due città. Non è ovvio infatti se chi si sposta da Palermo a Milano continui a mantenere le sue abitudini di consumo palermitane (quantità della città di partenza) o se presto si abituerà agli stili di vita milanesi (quantità della città di arrivo), anche in risposta al fatto che taluni beni di consumo possono presentare prezzi molto diversi tra le due città.

Al momento attuale, purtroppo, l’ISTAT non produce indici ufficiali per il confronto del costo della vita tra le diverse aree del paese³⁶. Il calcolo della eventuale convenienza economica della mobilità è dunque effettuato di seguito sulla base di fonti non ufficiali, e riveste perciò una natura preliminare. In particolare, in tab. 5.18 viene stimata la variazione del salario *reale* per un lavoratore che si sposta da un determinato capoluogo di regione (città di origine) per raggiungere qualsiasi altro capoluogo di regione (città di arrivo).

La variazione nei salari *nominali* conseguente alla decisione di mobilità è stimata a partire dai dati WHIP (salari settimanali). Per la concomitante variazione del costo della vita si è fatto riferimento ai dati reperibili in Campiglio (1996), pag. 63, e qui riportati nell’ultima colonna in tab. 5.18, con riferimento alle famiglie in affitto, anno 1993 e considerando la somma di spese alimentari, spese in beni durevoli e spese di abitazione (si rimanda a Campiglio, 1996, per i dettagli), per un totale di oltre 180 beni di consumo.

³⁶ L’ISTAT precisa che gli indici dei prezzi al consumo regionali che esso diffonde consentono il confronto temporale dei prezzi in una data regione, ma non il confronto spaziale tra regioni diverse.

Ad esempio, un lavoratore che nel 1993 si spostava da Palermo a Milano poteva attendersi un aumento del costo della vita pari al 21%, che riflette in primo luogo un forte incremento dei costi di abitazione (affitto). L'aumento sarebbe stato del 14% se il lavoratore partiva da Bari (ultima colonna di tab. 5.18).

In tab. 5.18, ultima colonna, il calcolo delle variazioni nel costo della vita è effettuato ipotizzando che i panieri delle città a confronto siano valutati ai prezzi prevalenti nelle rispettive città, ma contengano sempre le “quantità di Milano”³⁷. In questo caso i dati (dell’ultima colonna) possono essere utilizzati per creare una “matrice di transizione” in cui è riportata la variazione del costo della vita tra qualunque coppia di città di arrivo e città di partenza (l’intera tab. 5.18).

Tab. 5.18 - Matrice di transizione: variazione del costo della vita per un lavoratore che si sposta

Città di partenza	Città di arrivo											
	Palermo	Napoli	Trieste	Bari	Reggio Calabria	Brescia	Genova	Bologna	Venezia	Torino	Modena	Milano
Palermo	1,00											
Napoli	0,98	1,00										
Trieste	0,99	1,01	1,00									
Bari	1,06	1,08	1,07	1,00								
Reggio Calabria	1,04	1,06	1,05	0,98	1,00							
Brescia	1,06	1,08	1,07	1,00	1,02	1,00						
Genova	1,06	1,08	1,07	1,00	1,02	1,00	1,00					
Bologna	1,07	1,09	1,08	1,01	1,03	1,01	1,01	1,00				
Venezia	1,08	1,10	1,09	1,02	1,04	1,02	1,02	1,01	1,00			
Torino	1,10	1,12	1,11	1,04	1,05	1,04	1,04	1,03	1,02	1,00		
Modena	1,11	1,13	1,12	1,05	1,06	1,05	1,05	1,04	1,03	1,01	1,00	
Milano	1,21	1,23	1,22	1,14	1,16	1,14	1,14	1,13	1,12	1,10	1,09	1,00

Note: famiglie con casa in affitto, anno 1993. Il confronto è effettuato utilizzando le quantità di Milano.

Fonte: Campiglio (1996).

Una analoga matrice è calcolata dai dati WHIP per le variazioni dei salari *nominali* settimanali per ciascuna coppia di capoluoghi di regione (tab. 5.19). La differenza, cella per cella, tra le due matrici è quanto riportato in tab. 5.20: si tratta delle variazioni attese nei salari *reali* associate alla decisione di mobilità.

Ribadendo la natura preliminare e puramente indicativa dei calcoli effettuati, la tab. 5.20 si presta comunque ad interessanti osservazioni.

- I differenziali salariali esistono, ma non sembrano fornire ampi incentivi alla mobilità territoriale, una volta che si tiene conto delle differenze territoriali nel costo della vita. L'esempio di un insegnante in una scuola statale che guadagna pressappoco la stessa cifra a Milano come a Palermo è forse fin troppo ovvio. Ma anche nel settore privato gli incentivi alla mobilità territoriale appaiono piuttosto ridotti. Nel 1993 un lavoratore che da Palermo si

³⁷ Si veda Campiglio per indici calcolati utilizzando le quantità della città di partenza. Si noti che, in generale, la variazione del costo della vita è più alta se si usano le quantità della città di partenza anziché quelle della città di arrivo (Milano). Ciò riflette il fatto che i consumatori possono contenere l'aumento del costo della vita sostituendo i beni che nella città di arrivo risultano più costosi che nella città di partenza.

spostasse a Milano poteva attendersi un aumento del 27% nelle retribuzioni nominali, ma anche un aumento del 21% nel costo della vita: il suo tenore di vita (in termini reali) sarebbe aumentato di un ben più modesto 6%. Per la maggior parte degli spostamenti, i vantaggi di mobilità rimangono contenuti (solo +3% da Palermo a Modena), anche se non mancano i casi i cui i vantaggi sono abbastanza concreti (+25% tra Reggio Calabria e Bologna). I costi sociali della mobilità (di cui non si può tenere conto nei calcoli di cui sopra) possono tranquillamente essere superiori ai vantaggi della mobilità³⁸ e contribuire a spiegare, da una parte, il declino dei flussi migratori Sud-Nord degli ultimi decenni in Italia, dall'altra, il basso livello comparativo di mobilità italiana rispetto ad altri paesi europei (come evidenziato nel cap. 2). Un altro importante fattore – di cui si è invece tenuto conto nel calcolo del costo della vita – riguarda gli incrementi dei costi per abitazione a cui vanno incontro i potenziali migranti, anche a causa di un mercato per le case in affitto che in Italia è meno sviluppato che altrove.

Tab. 5.19 - Matrice di transizione: variazione dei salari nominali settimanali

Città di partenza	Città di arrivo											
	Palermo	Napoli	Trieste	Bari	Reggio Calabria	Brescia	Genova	Bologna	Venezia	Torino	Modena	Milano
Palermo	1,00											
Napoli	1,02	1,00										
Trieste	1,00	0,98	1,00									
Bari	0,92	0,90	0,92	1,00								
Reggio Calabria	0,90	0,88	0,90	0,98	1,00							
Brescia	1,01	0,99	1,01	1,10	1,13	1,00						
Genova	1,18	1,16	1,19	1,29	1,32	1,17	1,00					
Bologna	1,14	1,12	1,15	1,25	1,28	1,13	0,97	1,00				
Venezia	1,06	1,04	1,06	1,16	1,18	1,05	0,90	0,93	1,00			
Torino	1,14	1,12	1,15	1,24	1,27	1,13	0,97	1,00	1,08	1,00		
Modena	1,14	1,12	1,14	1,24	1,27	1,13	0,96	1,00	1,07	1,00	1,00	
Milano	1,27	1,25	1,27	1,38	1,42	1,26	1,07	1,11	1,20	1,11	1,11	1,00

Fonte: elaborazione su dati WHIP 1993.

Tab. 5.20 - Matrice di transizione: variazioni attese del salario reale per chi si sposta, tenendo conto delle variazioni del costo della vita

Città di partenza	Città di arrivo											
	Palermo	Napoli	Trieste	Bari	Reggio Calabria	Brescia	Genova	Bologna	Venezia	Torino	Modena	Milano
Palermo	0,00											
Napoli	0,03	0,00										
Trieste	0,00	-0,03	0,00									

segue tab.

³⁸ Senza enfatizzare più di tanto il paragone, si pensi alle speranze degli italiani di inizio secolo di poter aumentare di 5-6 volte il proprio tenore di vita emigrando oltre oceano.

Tab. 5.20 segue

Città di partenza	Città di arrivo											
	Palermo	Napoli	Trieste	Bari	Reggio Calabria	Brescia	Genova	Bologna	Venezia	Torino	Modena	Milano
Bari	-0,14	-0,18	-0,15	0,00								
Reggio Calabria	-0,15	-0,18	-0,15	-0,01	0,00							
Brescia	-0,05	-0,09	-0,06	0,10	0,11	0,00						
Genova	0,12	0,08	0,12	0,29	0,30	0,17	0,00					
Bologna	0,07	0,03	0,07	0,24	0,25	0,12	-0,04	0,00				
Venezia	-0,02	-0,06	-0,03	0,14	0,15	0,03	-0,12	-0,08	0,00			
Torino	0,04	0,00	0,04	0,21	0,22	0,09	-0,07	-0,03	0,06	0,00		
Modena	0,03	-0,01	0,02	0,20	0,21	0,08	-0,08	-0,04	0,05	-0,01	0,00	
Milano	0,06	0,02	0,05	0,24	0,26	0,12	-0,07	-0,02	0,08	0,01	0,02	0,00

Fonte: elaborazione su dati 1993 WHIP e Campiglio (1996).

La tab. 5.21 mostra come il metodo di calcolo dell'indice del costo della vita territoriale ha una certa influenza nella stima dei vantaggi della mobilità. Nella prima colonna la variazione del costo della vita è calcolato assumendo che le quantità consumate siano quelle della città di partenza; nella seconda colonna le qualità sono quelle della città di arrivo (Milano), mentre la terza colonna mostra la media tra i due precedenti metodi di calcolo. Ciò che importa sottolineare qui è che, con riferimento ai trasferimenti verso Milano, i vantaggi della mobilità si riducono ulteriormente se il migrante continua a mantenere le abitudini di consumo della città di origine. Trasferirsi da Palermo a Milano implica un aumento della retribuzione reale attesa pari al 6% se il paniere di consumo prima e dopo il trasferimento è quello di Milano (colonna 2); se invece il paniere utilizzato è quello di Palermo il trasferimento a Milano comporta addirittura una perdita di tenore di vita pari al 7%.

- Come più volte osservato precedentemente, il processo di determinazione salariale – con una contrattazione che poco spazio concede alle differenziazioni regionali e alle politiche salariali autonome d'impresa – risulta in parte responsabile della persistenza degli ampi divari territoriali di disoccupazione tra le diverse aree del paese, in quanto vengono a ridursi considerevolmente quei vantaggi alla mobilità dei fattori produttivi che potrebbe contribuire al riassorbimento di tali divari. Come osservato da molti, negli anni passati la contemporanea presenza di pieno impiego al Nord, alta disoccupazione al sud e di ridotti flussi migratori tra le due aree sembrava delineare una sorta di “equilibrio politico”, garantito da massicci trasferimenti pubblici verso il sud, senza peraltro dimenticare la “valvola di sfogo” offerta al sud dal sommerso. Tale equilibrio, tuttavia, non appare più sostenibile a ragione delle crescenti difficoltà che il paese attraversa sul fronte delle finanze pubbliche, unitamente alla eliminazione degli sgravi per il costo del lavoro al sud decisa in sede comunitaria, al riconoscimento unanime dei vantaggi dell'emersione e di un maggior orientamento verso i settori produttivi ad alto valore aggiunto – e di un graduale disimpegno dai settori tradizionali, più fortemente minacciati dalla crescente competizione dei paesi a recente industrializzazione. Una maggiore flessibilità dei salari – in particolare una loro maggiore rispondenza alle condizioni locali, le quali includono tra l'altro non trascurabili differenziali nel costo della

vita – sembra poter costituire un importante ingrediente in un necessariamente più ampio pacchetto di politiche dello sviluppo.

Tab. 5.21 - *Variazioni attese del salario reale per chi si sposta a Milano*

<i>Città di partenza</i>	<i>Metodi alternativi di costruzione dell'indice</i>		
	<i>Indice calcolato sulle quantità della città di partenza (%)</i>	<i>Indice calcolato sulle quantità di Milano (%)</i>	<i>Indice medio</i>
Palermo	-0,07	0,06	0
Napoli	-0,06	0,02	-0,02
Trieste	-0,01	0,05	0,02
Bari	0,13	0,24	0,19
Reggio Calabria	0,19	0,26	0,22
Brescia	0,04	0,12	0,08
Genova	-0,13	-0,07	-0,1
Bologna	-0,08	-0,02	-0,05
Venezia	0,04	0,08	0,06
Torino	-0,04	0,01	-0,02
Modena	-0,03	0,02	-0,01

Fonte: elaborazione su dati 1993 WHIP e Campiglio (1996).

6. COSTO DEL LAVORO E POLITICHE SALARIALI

6.1 Il costo del lavoro in Italia dal 1987 al 1999: alcune esplorazioni da dati micro

6.1.1 Introduzione

Nel presente paragrafo ci si propone di analizzare le differenze territoriali nel costo del lavoro e di approfondire la relazione tra tale variabile e il tasso di disoccupazione regionale. A differenza di analoghi esercizi condotti su “dati medi di cella” (come nel par. 5.3), in questo caso il costo del lavoro è calcolato su base individuale, cioè ricostruito, per ciascun lavoratore, a partire dai dati sulle retribuzioni lorde, sulle caratteristiche del lavatore, del posto di lavoro e dell’area geografica contenuti nei dati WHIP, tenendo conto, inoltre, della normativa in materia di contributi sociali, fiscalizzazioni e sgravi vigente nei vari anni oggetto di analisi. Nel ricostruire il costo del lavoro individuale sono stati pertanto seguiti i seguenti passi.

Il costo del lavoro costituisce la somma complessiva delle retribuzione di fatto (al lordo delle trattenute fiscali e previdenziali), degli oneri sociali a carico del lavoratore e del trattamento di fine rapporto. Gli oneri sociali, ovvero il complesso di contributi a carico del datore di lavoro che devono essere versati all’Istituto Nazionale di Previdenza Sociale e agli enti di assistenza sociale (premi Inail), sono computati al netto di fiscalizzazioni e sgravi a favore delle imprese del Sud. Sono imputate anche le aliquote (o quote fisse) dei contratti agevolati identificati attraverso il loro specifico codice contributivo.

Nella tab. 6.1 vengono espone con maggiore dettaglio le voci che compongono il costo del lavoro.

Tab. 6.1 - Costo del lavoro dati WHIP

-
1. Retribuzione settimanale Whip 1987-1999;
 2. Oneri sociali Inps (differenziati per tempo, per settore, dimensione d’impresa e occupazione);
 3. Fiscalizzazione degli oneri sociali (differenziati per tempo, per area, settore dimensione d’impresa);
 4. Contratti agevolati: contratti di formazione lavoro e contratti agevolati per l’assunzione di particolari tipologie di lavoratori;
 5. Premi Inail (differenziati per settore);
 6. Sgravi per le regioni del Mezzogiorno:
 - sgravio totale decennale per i neo-assunti delle imprese del settore industriale (fino al 1991); annuale dal 1992;
 - sgravi aliquota (generale, aggiuntivo, unico) fino al 1997 e in forma capitaria dal 1997 per i lavoratori del Mezzogiorno;
 7. Trattamento di fine rapporto (circa il 7,4% della retribuzione rilevante).
-

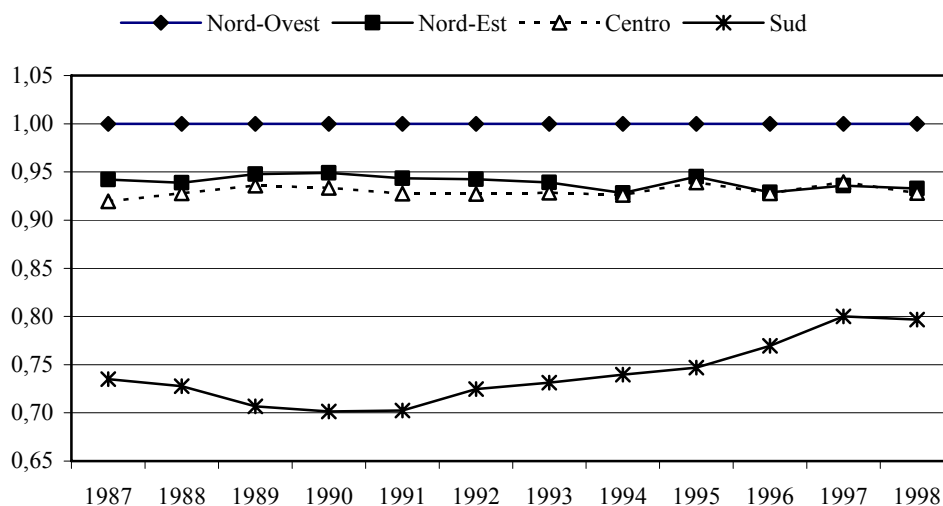
La misura del costo del lavoro ottenuta dai dati WHIP si differenzia dalle misure fornite dai dati di contabilità nazionale di fonte ISTAT per molteplici aspetti: differenti sono non solo le misure di retribuzione e di unità lavorative, ma anche la popolazione di riferimento. L'uso di dati amministrativi, infatti, consente di costruire una misura del costo del lavoro che ha come esclusivo riferimento i lavoratori “regolari”. Nonostante alcuni limiti il *dataset* sul costo del lavoro costruito sulla base dei dati WHIP costituisce però una fonte unica di microdati che consente di effettuare delle analisi sul costo del lavoro controllando per le eterogeneità di settori, imprese e lavoratori. Le integrazioni sul *dataset* WHIP sono in parte in corso d'opera, motivo per cui vengono qui riportate alcune preliminari esplorazioni limitatamente al comparto dell'industria in senso stretto.

6.1.2 Il costo del lavoro nel settore dell'industria

Il costo del lavoro rappresenta una variabile chiave nelle scelte di localizzazione. Fino agli anni novanta gli oneri sociali a carico del lavoratore hanno costituito un vero e proprio strumento di politica economica mirato ad incrementare i differenziali del costo del lavoro tra Nord e Sud del paese. Tale strumento è stato progressivamente ridotto e successivamente smantellato a causa della incompatibilità con le leggi sulla concorrenza dell'Unione europea. I differenziali del costo del lavoro a parità di retribuzione possono infatti risultare più ampi a causa delle detrazioni della contribuzione sociale e degli sgravi a favore delle regioni a più alto tasso di disoccupazione.

La fig. 6.1 espone l'andamento del differenziale del costo del lavoro in Italia per le macroregioni Nord-Ovest, Nord-Est, Centro e Sud, ponendo il costo del lavoro del Nord-Ovest pari a uno. Nel periodo tra il 1987 e il 1998, il costo del lavoro nelle regioni del Mezzogiorno risulta inferiore in media del 20-25% rispetto al costo del lavoro del Nord-Ovest; nel tempo i differenziali tra Nord e Sud del paese tendono a convergere in risposta alla progressiva riduzione degli interventi di fiscalizzazione degli oneri sociali e degli sgravi sugli oneri sociali nel Mezzogiorno.

Fig. 6.1 - Differenziali nel costo del lavoro in Italia per macroregioni (Nord-Ovest=1) - 1987-1998



Fonte: WHIP, 1987- 1998.

Le figg. 6.2, 6.3, 6.4 e 6.5 mostrano l’andamento del costo del lavoro e delle retribuzioni medie rispetto al tasso di disoccupazione per le diverse regioni italiane negli anni 1987 e 1997.

Fig. 6.2 - Retribuzione e tasso di disoccupazione locale - 1987

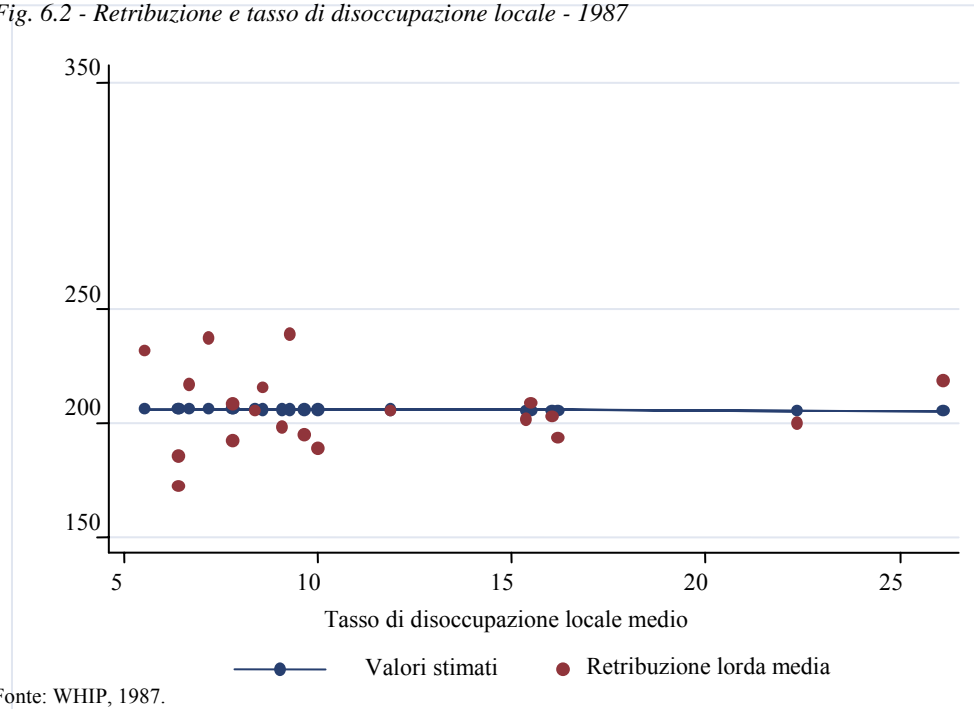


Fig. 6.3 - Costo del lavoro e tasso di disoccupazione locale - 1987

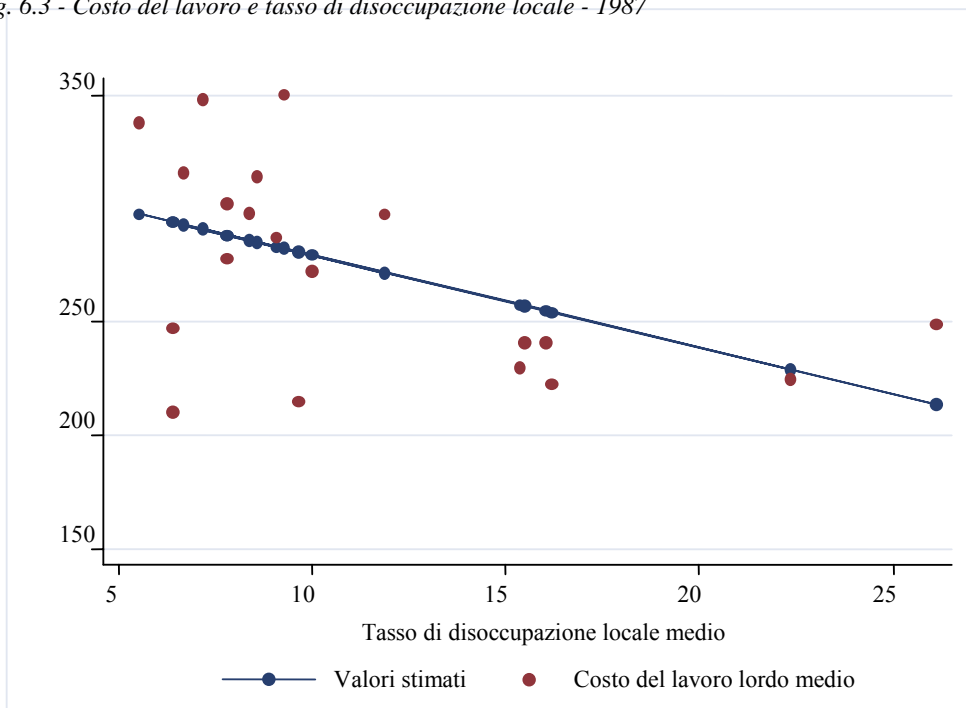
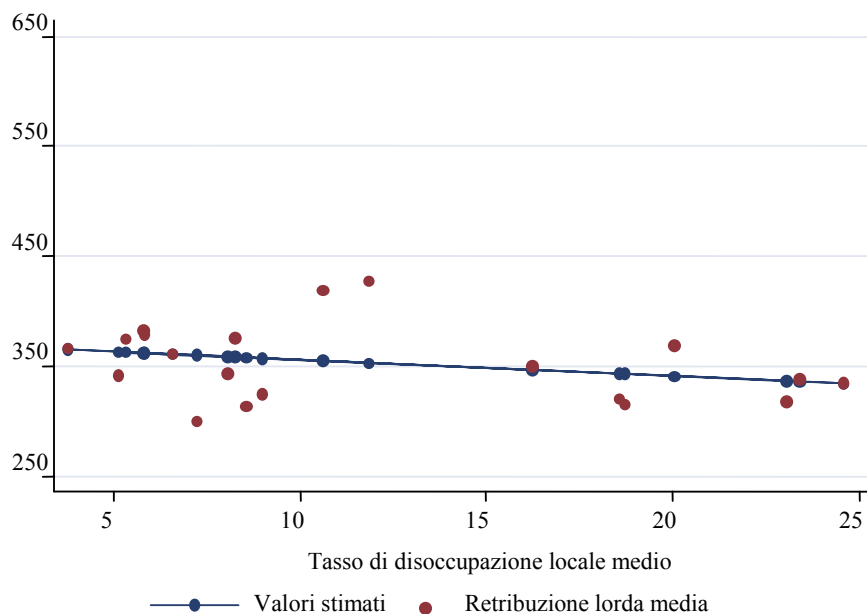
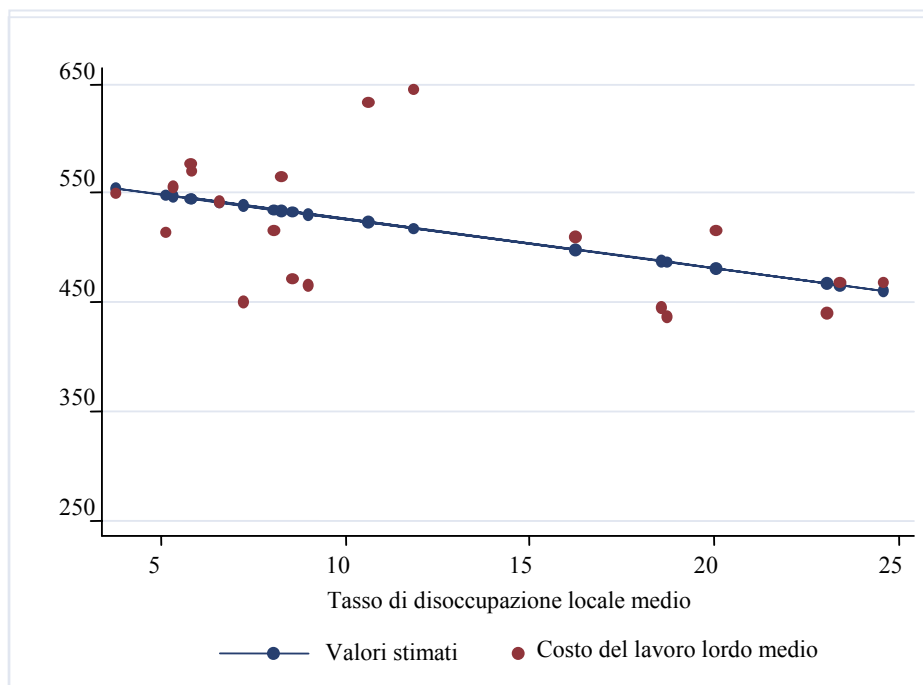


Fig. 6.4 - Retribuzione e tasso di disoccupazione locale - 1997



Fonte: WHIP, 1997.

Fig. 6.5 - Costo del lavoro e tasso di disoccupazione locale - 1997



Fonte: WHIP, 1997.

L’analisi visiva sembra suggerire una relazione tra il tasso di disoccupazione locale e il costo del lavoro più ripida rispetto a quella tra il tasso di disoccupazione e la retribuzione lorda. Come atteso, le differenze tra le due relazioni risultano più marcate nel 1987. In entrambi i grafici sono stati presi in considerazione le retribuzioni lorde e il costo del lavoro lordo medi; in altri termini non si è tenuto conto degli effetti di composizione delle caratteristiche di impresa e dei lavoratori. Il livello medio del costo del lavoro nelle singole aree è significativamente influenzato dalla distribuzione dimensionale delle imprese, dalla composizione occupazionale, ma anche dalla diversa intensità tecnologica delle imprese.

6.1.3 La stima della curva dei salari e del “costo del lavoro”

Al fine di studiare se, e di quanto, le detrazioni contributive e gli sgravi fiscali abbiano prodotto una maggiore reattività del costo del lavoro alle condizioni del mercato locale del lavoro rispetto alle retribuzioni lorde nel settore dell’industria, è stata stimata una curva dei salari utilizzando come variabile dipendente sia la retribuzione, sia il costo del lavoro. La specificazione utilizzata consente di considerare la reattività di breve e di lungo periodo di entrambe le variabili.

Viene stimata l’equazione dei salari su un panel di dati individuali controllando anche per gli effetti fissi individuali (stima *within-group*). I controlli (X) sono: età, età², dimensione d’impresa, qualifica. Inoltre sono inclusi sia gli effetti fissi regionali, sia un *trend* specifico per regione³⁹.

La specificazione considera due sottoperiodi, prima e dopo il 1993, ed è stata stimata in due versioni: una in cui variabile dipendente è rappresentata dal costo del lavoro, l’altra, per confronto, in cui la variabile dipendente è data dal salario lordo (settimanale). Occorre infatti tener presente che le politiche del costo del lavoro sono state attuate con tempistiche differenti rispetto alla politica dei redditi. Le riduzioni degli interventi nel mezzogiorno sono state gradualmente nel corso degli anni anche se più marcate a partire dalla seconda metà degli anni novanta.

Tab. 6.2 - Stime della elasticità della curva dei salari e del costo del lavoro su dati individuali nel settore dell’industria, uomini

	Log (salari settimanali lordi)	Log (costo del lavoro settimanale)
Disoccupazione	-0,008	-0,031
(p-value)	0,012	0
Disoccupazione per anno > 1993	-0,007	0,028
(p-value)	0,017	0
Salario a t-1	0,248	0,398
(p-value)	0	0
<i>Elasticità derivate:</i>		
Elasticità di lungo periodo	-0,011	-0,052
Elasticità di lungo periodo dopo il 1993	-0,017	-0,006
Numeri di osservazioni	353.355	353.355

Fonte: elaborazione su WHIP.

³⁹ L’equazione stimata è specificata come : $\ln w_{ijt} = \rho_j + \tau_t + \varphi_1 \ln U_{jt} + (1-\alpha) \ln w_{ijt-1} + T_j \rho_j + \beta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}$.

Riferendosi ai salari settimanali, senza considerare il *break* del 1993, l’elasticità stimata di breve periodo è attorno allo 0,8%, scarsamente significativa, quella di lungo periodo sale all’1,1%. Se si permette ai valori di essere diversi prima e dopo l’introduzione della politica dei redditi del 1993, allora l’elasticità di breve periodo è pari a 1,5% (risulta infatti, dello 0,7% più ripida rispetto al periodo precedente) dopo il 1993; l’elasticità di lungo periodo dopo il 1993 è pari all’1,7%.

I risultati mettono in evidenza come nel primo sottoperiodo l’elasticità del costo del lavoro al tasso di disoccupazione sia significativamente più elevata di quella del salario. A fronte di un’elasticità del salario di breve periodo pari allo 0,8% e di lungo periodo pari all’1,1%, emerge un’elasticità del costo del lavoro al tasso di disoccupazione locale di breve termine pari al 3% e di lungo periodo pari al 5%. Come atteso, non viene rilevato alcun *break* strutturale e l’elasticità del costo del lavoro diviene significativamente meno ripida fino a quasi annullare gli effetti prodotti nella prima metà degli anni novanta. Notevole anche la riduzione dell’elasticità di lungo periodo che passa dal 5% allo 0,6%, portandosi su valori analoghi a quelli ottenuti nell’equazione dei salari.

I risultati ottenuti riflettono abbastanza il quadro istituzionale italiano in cui le politiche mirate ad incrementare i differenziali del costo del lavoro hanno spesso avuto un’ottica di lungo periodo – si pensi agli sgravi decennali in vigore fino al 1991 – e in cui la progressiva riduzione delle fiscalizzazioni e degli sgravi è stata effettuata in risposta alle politiche comunitarie più che sulla base di considerazioni legate all’andamento delle economie locali.

6.2 Retribuzioni contrattuali e retribuzioni di fatto

6.2.1 Introduzione

Nel presente paragrafo viene condotto un esercizio volto ad approfondire gli aspetti istituzionali alla base della presunta rigidità della struttura salariale italiana. Anche se l’oggetto dell’analisi torna ad essere quello dei differenziali salariali, se ne sottolinea un aspetto nuovo: il ruolo delle retribuzioni contrattuali (ovvero delle retribuzioni stipulate nei contratti nazionali di categoria) nella distribuzione delle retribuzioni di fatto. Come nel paragrafo precedente, l’analisi è effettuata a livello micro e, in quanto tale, ha richiesto la preliminare raccolta delle informazioni sulle retribuzioni contrattuali per categorie di contratti e di lavoratori, e il successivo aggancio ad un sottoinsieme di lavoratori presente nel *dataset* WHIP.

Il processo di determinazione salariale, accanto alla struttura del mercato del lavoro, costituisce un importante fattore per la spiegazione della dispersione e dei differenziali di salario.

Il quadro istituzionale italiano negli anni novanta è caratterizzato, come più volte sottolineato, da profonde riforme del sistema negoziale. Il protocollo del 23 luglio 1993 modifica la struttura della contrattazione e definisce una politica dei redditi imperniata sulla tecnica della predeterminazione dell’inflazione, il definitivo superamento della scala mobile e il riconoscimento di due livelli di contrattazione: il primo, nazionale di categoria, con l’obiettivo di salvaguardare il potere di acquisto delle retribuzioni, il secondo, aziendale, ancorato a criteri di *performance* dell’impresa. Un’analisi della retribuzione per diverse fonti di salario – retribuzioni contrattuali e slittamento salariale – consente di individuare il differente peso delle componenti istituzionali e di quelle legate alle forze di mercato sulla struttura dei salari e, quindi, di identificare possibili *break* strutturali determinati dalle riforme istituzionali.

Più precisamente, poiché l’incisività e l’estensione della contrattazione nazionale – le quali, notoriamente, tendono ad appiattare i differenziali salariali – tendono ad essere alte, una variabile chiave nello spiegare la struttura dei salari è costituita dallo slittamento salariale o *wage drift* (la differenza percentuale tra retribuzioni contrattuali e di fatto). L’analisi qui presentata sull’argomento è suddivisa in tre paragrafi. Il primo descrive il *dataset* e il campione utilizzati nelle analisi, il secondo presenta alcune evidenze sui differenziali salariali, il terzo focalizza l’attenzione sul peso relativo delle differenti fonti di salario sulla dispersione della retribuzione di fatto.

6.2.2 *Il dataset*

L’analisi che segue nei paragrafi successivi si avvale dell’uso dei dati di imprese-lavoratori INPS contenuti in WHIP (*Work Histories Italian Panel*) per il periodo compreso tra il 1987 e il 1998. Poiché i dati WHIP registrano, per ogni rapporto di lavoro, il relativo contratto nazionale di categoria, nonché il livello di inquadramento, è possibile associare a ciascun lavoratore (o alla sua retribuzione di fatto) anche la retribuzione prevista dai contratti collettivi.

Al fine di considerare le relazioni tra retribuzioni contrattuali e retribuzioni di fatto, sono state raccolte informazioni su 25 principali contratti nazionali di categoria e direttamente incorporate in WHIP. 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 di inquadramento specifici al contratto stesso. Ne consegue che, per ciascun individuo, è possibile osservare non solo i salari di fatto, ma anche la retribuzione prevista dai contratti collettivi, ottenuta sommando le tre componenti di cui sopra. Si deve tener conto del fatto che il campione utilizzabile in proposito, tuttavia, si riduce (a poco più del 70% delle osservazioni disponibili per il periodo 1990-99).

Nonostante alcuni limiti, il *dataset* così ottenuto rappresenta l’unica fonte di microdati in Italia su un campione nazionale e per diversi settori che consenta di osservare contemporaneamente le retribuzioni di fatto e le retribuzioni contrattuali.

I dati utilizzati non consentono l’osservazione diretta delle ore lavorate per lavoratore dipendente. Il salario unitario di fatto è quindi ottenuto dividendo la retribuzione annuale lorda del lavoratore per il numero di giornate retribuite durante l’anno. Il rischio, in precedenza segnalato, di eventuali distorsioni nella costruzione di questa unità di misura – dovute a possibili sottodichiarazioni da parte delle imprese nel numero di giornate lavorate finalizzate a rendere compatibili i salari medi giornalieri con i minimi contributivi vigenti – viene ovviato ricorrendo ad un campione di lavoratori che registrano più di duecento giornate lavorate, ottenendo così una misura del salario unitario potenzialmente corretta.

6.2.3 *Differenziali salariali, retribuzioni contrattuali e retribuzioni di fatto*

Il protocollo di luglio ‘93 ha introdotto un nuovo sistema di contrattazione basato su due livelli negoziali, il primo centralizzato, il secondo decentrato a livello d’impresa.

Il salario negoziato a livello centralizzato per diversi livelli d’inquadramento assume un ruolo di minimo che rende standard i salari tra lavoratori e imprese di uno stesso settore. La contrattazione decentrata può invece rendere meno stringenti i vincoli imposti dai contratti nazionali adattando i salari alle condizioni specifiche d’impresa.

La rilevanza dei contratti collettivi nella determinazione dei salari appare evidente: nel

periodo 1990-1998, in media circa il 74% della retribuzione giornaliera individuale è stabilita dai contratti collettivi (tab. 6.3), lasciando limitato spazio alla contrattazione “decentrata”.

Tab. 6.3 - *Retribuzione contrattuale e slittamento salariale-medie (1990-1998)*

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Retribuzione contrattuale	0,74	0,733	0,743	0,745	0,742	0,743	0,742	0,739	0,74
Slittamento salariale	0,26	0,267	0,257	0,255	0,258	0,257	0,258	0,261	0,26

Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990-1998.

La tab. 6.4 consente di apprezzare alcune tendenze di fondo registrate dalle diverse componenti di reddito in Italia durante il periodo 1990-1998. Ponendo a cento il rapporto delle diverse componenti di reddito nel 1992, nella prima colonna viene mostrata la dinamica delle retribuzioni contrattuali, nella seconda e terza colonna rispettivamente delle retribuzioni di fatto e dello slittamento salariale.

Il ruolo “guida” – se non “costrittivo” – delle retribuzioni contrattuali sulla dinamica delle retribuzioni di fatto emerge chiaramente dal confronto dei valori presenti nelle prime due colonne della tabella; le dinamiche delle due componenti di reddito risultano infatti identiche per tutto il periodo considerato.

Tab. 6.4 - *Trend della retribuzione contrattuale, della retribuzione di fatto e dello slittamento salariale*

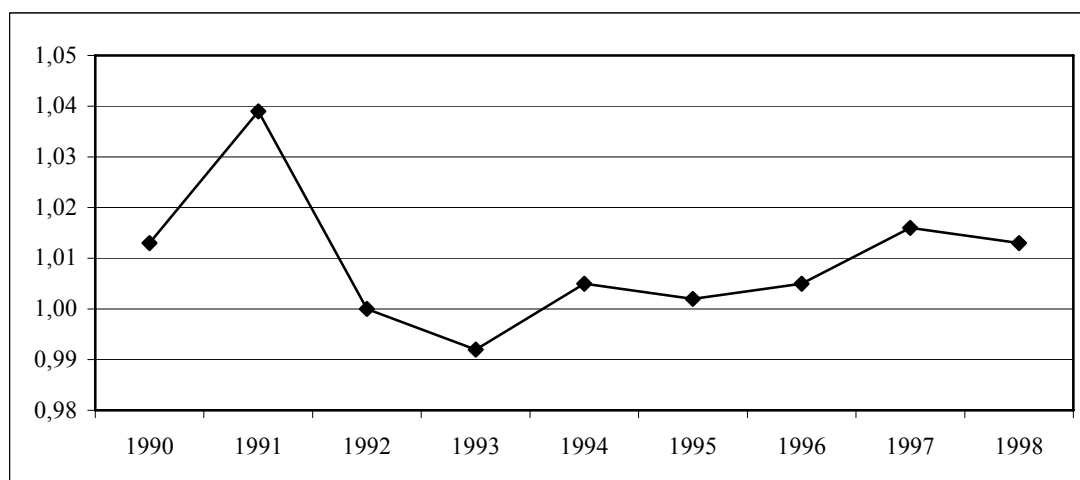
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Retribuzione contrattuale	0,869	0,951	1,000	1,044	1,075	1,117	1,157	1,201	1,244
Retribuzione di fatto	0,891	0,967	1,000	1,038	1,073	1,114	1,154	1,201	1,241
Slittamento salariale	1,013	1,039	1,000	0,992	1,005	1,002	1,005	1,016	1,013

Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990-1998.

Lo slittamento salariale come si osserva dalle tabelle precedenti e nella fig. 6.6 non presenta evidenti mutamenti, sia pur con un *trend* lievemente crescente. In sostanza, negli anni successivi al protocollo di luglio '93, 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, nel periodo, della contrattazione decentrata.

Nelle tabb. 6.5 e 6.6 è riportata la differenza percentuale (in livello) tra retribuzione di fatto osservata e minimi insiti nei contratti nazionali di categoria. È da rilevare come il divario sia strettamente legato al livello di inquadramento e alle dimensioni d'impresa: è per le qualifiche meno elevate e nelle piccole imprese che, come del resto prevedibile, il contratto nazionale è potenzialmente più costrittivo della retribuzione effettiva, rappresentandone una quota più elevata. Più precisamente il *drift* è in media intorno al 21% per gli operai, il 30% per gli impiegati e più del 50% per i dirigenti. Non emergono evidenti differenze sulla dinamica dello slittamento salariale degli operai e degli impiegati, che resta costante nel tempo, mentre risulta più volatile la dinamica della componente di secondo livello per i dirigenti.

Fig. 6.6 -Dinamica dello slittamento salariale, 1990-1998



Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990-1998.

Tab. 6.5 - Quota della retribuzione effettiva non ascrivibile al contratto nazionale, per anno e occupazione

Occupazione	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Operai	0,220	0,214	0,203	0,207	0,209	0,212	0,212	0,217	0,213
Impiegati	0,332	0,317	0,307	0,311	0,313	0,306	0,303	0,305	0,309
Dirigenti	0,647	0,748	0,746	0,677	0,741	0,583	0,580	0,569	0,568

Fonte: elaborazione da dati WHIP 1991-1999.

Dalla tab. 6.6 si evince chiaramente una relazione diretta tra slittamento salariale e dimensione d'impresa. I differenziali dello slittamento salariale per dimensione d'impresa risultano più pronunciati per il comparto dell'industria rispetto ai servizi, riflettendo il diverso grado di diffusione della contrattazione decentrata all'interno dei settori. dell'attività produttiva può contribuire a spiegare i differenziali di reddito. La dimensione territoriale racchiude in sé una molteplicità di elementi che determinano le condizioni locali del lavoro. Le differenze in termini di dotazioni di infrastrutture, di costo di capitale, di accessibilità al mercato, ma anche il diverso tessuto sociale si riflettono in differenze nella produttività totale di un'area, e, di conseguenza, nella struttura dei salari. La presenza di un sistema di contrattazione parzialmente centralizzato può limitare l'aggiustamento dei salari alle condizioni del mercato del lavoro, riducendo i differenziali salariali.

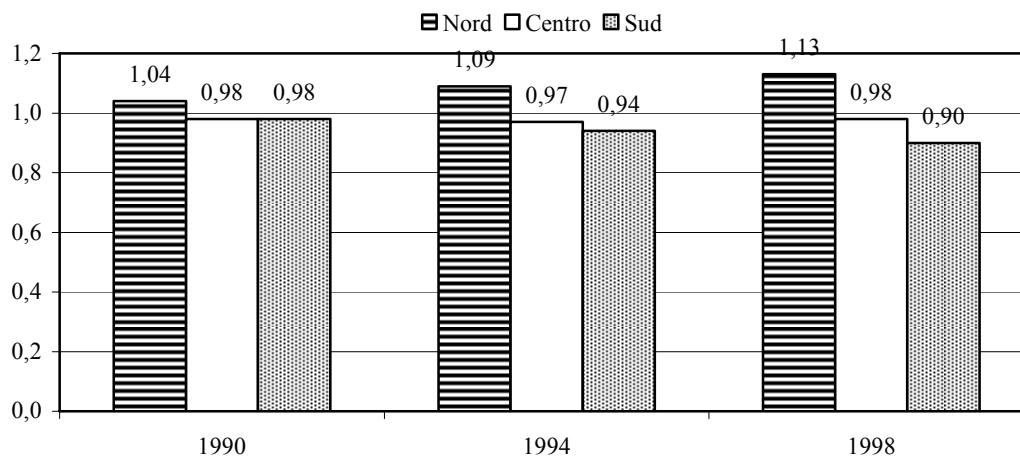
Accanto ad effetti legati alla composizione del lavoro e alla struttura produttiva (composizione di settore e composizione dimensionale dell'impresa), anche la diversa localizzazione. Le figg. 6.7 e 6.8 mostrano i differenziali territoriali dello slittamento salariale e della retribuzione di fatto in termini nominali. I differenziali territoriali dello slittamento salariale sono più pronunciati dei differenziali delle retribuzioni di fatto. I differenziali territoriali appaiono più compressi nel 1990, tendono poi ad ampliarsi nel 1994 e nel 1998. Nel 1998 il differenziale tra Nord e Sud dello slittamento salariale in termini nominali è del 23%; le differenze si dimezzano se si considerano le retribuzioni di fatto che includono i salari contrattuali.

Tab. 6.6 - Quota della retribuzione effettiva non ascrivibile al contratto nazionale per settori e dimensione d'impresa

Contratto	Dimensione d'impresa				
	0-19	20-49	50-199	200-499	>=500
Alimentare	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
Metalmeccanico	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

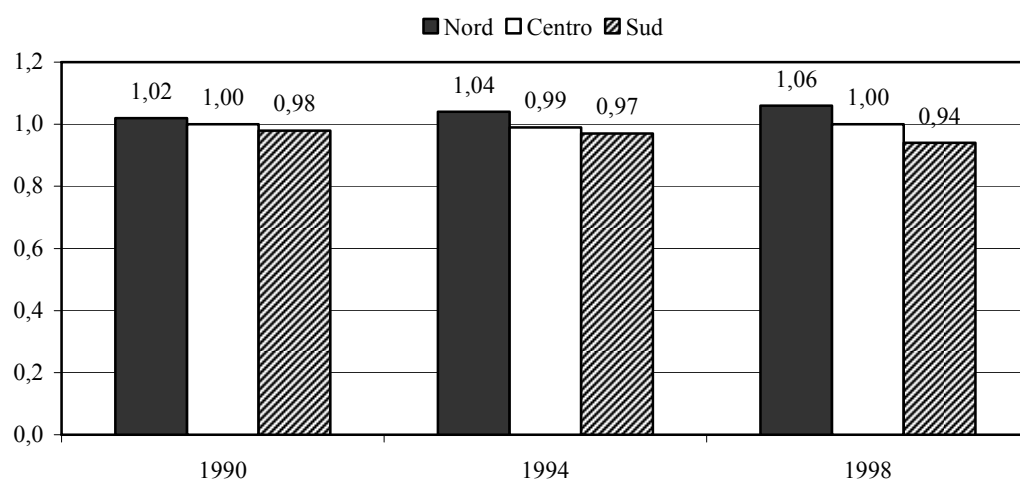
Fonte: elaborazione da dati WHIP 1991-1999.

Fig. 6.7 - Differenziali territoriali dello slittamento salariale (media nazionale = 1)



Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990, 1994, 1998.

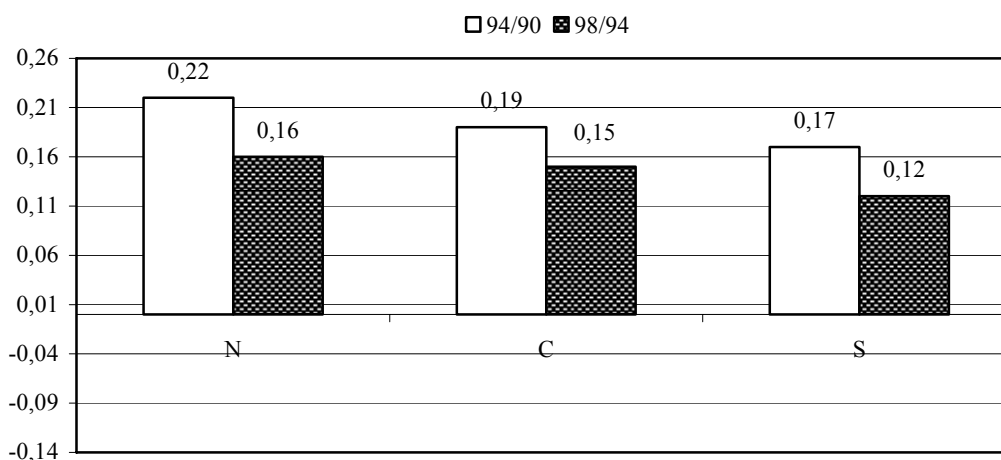
Fig. 6.8 - Differenziali territoriali delle retribuzioni di fatto (media nazionale = 1)



Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990, 1994, 1998.

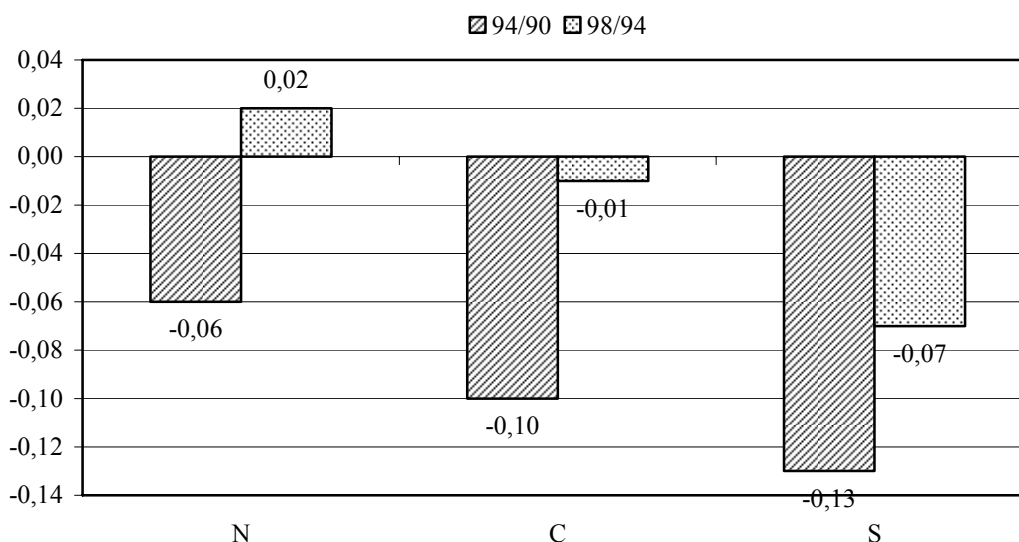
Le figg. 6.9 e 6.10 mostrano le variazioni nominali del reddito e dello slittamento salariale confrontando il livello medio delle due variabili nel 1994 rispetto al 1990 e del 1998 rispetto al 1994. È da evidenziare come l'appiattimento delle dinamiche del reddito sia principalmente il frutto di variazione dello slittamento salariale e, più in particolare, come esso sia stato determinato da una più forte riduzione dello slittamento salariale al Sud rispetto al Nord del paese. Questi risultati sono il riflesso della differente diffusione della contrattazione decentrata avvenuta nella seconda metà degli anni 90, fortemente più ridotta al Sud del paese (si veda Casadio, 2004).

Fig. 6.9 - Variazione del differenziale delle retribuzioni di fatto per area



Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990, 1994, 1998.

Fig. 6.10 - Variazione del differenziale dello slittamento salariale per area



Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990, 1994, 1998.

Dispersione salariale: ruolo delle retribuzioni contrattuali e delle retribuzioni di fatto

Un’analisi del peso relativo delle istituzioni rispetto alle forze di mercato sulla dispersione salariale è oggetto del presente paragrafo, attraverso la scomposizione della dispersione salariale per diverse fonti di salario.

La tab. 6.7 riporta la scomposizione della dispersione della retribuzione di fatto per differenti componenti di salario utilizzando l’“indice di Shorrocks” (1982). Tale indice misura quanta parte della dispersione (varianza) della retribuzione di fatto è attribuibile alla dispersione del salario contrattato a livello nazionale e quanta parte è invece attribuibile alla componente di secondo livello, ovvero allo slittamento salariale. Il contributo proporzionale della componente s_k del reddito proveniente dalla fonte k (k = retribuzione contrattuale o slittamento retributivo) alla dispersione totale è definito come segue:

$$s_k = \text{cov}(Y_k, Y) / \sigma^2$$

dove Y rappresenta la retribuzione totale e $\text{cov}(Y_k, Y)$ rappresenta la covarianza tra il reddito proveniente da una delle due fonti e la retribuzione totale, mentre σ^2 rappresenta la varianza totale. Come atteso, la principale fonte di dispersione salariale è costituita dallo slittamento salariale a cui è possibile attribuire circa i tre quarti della dispersione totale. Di contro, i salari da contratto, pur costituendo la fonte principale di reddito dei lavoratori, spiegano solo il 25% della dispersione totale. È importante sottolineare che, anche se non si evince in media un incremento del peso relativo dello slittamento salariale rispetto alla componente contrattata centralmente, si registra negli anni 1991 e 1992 un incremento seppur moderato del peso relativo della componente di secondo livello sulla dispersione della retribuzione, che passa dal 71% al 74%, restando poi costante al 74% negli anni successivi. Una sia pur moderata variazione della struttura dei salari sembra essere stata determinata principalmente dallo smantellamento della scala mobile.

Tab. 6.7 - Scomposizione della dispersione retributiva per fonti di salario

Fonti di salario	Anno								
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Slittamento salariale	0,717	0,728	0,739	0,741	0,742	0,743	0,742	0,741	0,742
Salario da contratto	0,283	0,272	0,261	0,259	0,258	0,257	0,258	0,259	0,258

Fonte: elaborazione da dati WHIP 1990-1998.

La tab. 6.8 mostra la dispersione del salario contrattato centralmente, dello slittamento salariale e del salario di fatto. La distribuzione del reddito per ciascuna delle fonti viene suddivisa in decili, misurando poi le differenze tra le retribuzioni dei lavoratori a basso salario (primo decile), con quelle dei lavoratori a salario elevato (nono decile) e a salario medio (quinto decile); inoltre, vengono misurate le differenze tra i salari più elevati e i salari medi. Le diverse misure utilizzate permettono di apprezzare l’andamento della dispersione salariale in diversi punti della distribuzione del reddito.

Si può osservare, innanzitutto, che, come atteso, lo slittamento salariale produce un effetto di incremento della dispersione a qualsiasi livello della distribuzione. Il più elevato valore della misura di dispersione osservata sullo slittamento salariale rispetto alle altre misure di dispersione

emerge sia dal confronto tra livelli medi e livelli bassi, sia tra livelli medi e livelli alti, nonché tra punti estremi della distribuzione. L’incremento della dispersione determinata dallo slittamento salariale risulta, però, maggiore nella parte bassa della distribuzione del reddito, che non nella parte alta della distribuzione stessa. In altri termini, i lavoratori con un alto salario da contratto – come mostrato dal rapporto tra il nono e il quinto decile della distribuzione del reddito – tendono ad avere una minore dispersione dello slittamento salariale. I contratti nazionali esercitano un effetto “egualitario”, maggiore sui lavoratori a basso reddito, meno pronunciato sui lavoratori a più alto reddito.

Tab. 6.8 - Indici di dispersione delle retribuzioni contrattuali di fatto e dello slittamento salariale

	Anno									
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	
	<i>P90/P10</i>									
Salario da contratto	1,21	1,27	1,30	1,30	1,28	1,30	1,31	1,30	1,33	
Retribuzione di fatto	2,01	2,10	2,11	2,08	2,08	2,11	2,11	2,09	2,10	
Slittamento salariale	5,12	5,96	6,41	6,20	6,15	6,45	6,16	5,74	5,78	
	<i>P50/P10</i>									
Salario da contratto	1,08	1,11	1,13	1,12	1,10	1,11	1,10	1,10	1,12	
Retribuzione di fatto	1,29	1,32	1,33	1,32	1,32	1,32	1,31	1,32	1,31	
Slittamento salariale	2,80	3,19	3,27	3,17	3,18	3,33	3,16	3,00	2,98	
	<i>P90/P50</i>									
Salario da contratto	1,12	1,15	1,15	1,15	1,17	1,17	1,18	1,18	1,18	
Retribuzione di fatto	1,56	1,58	1,59	1,58	1,58	1,60	1,60	1,59	1,60	
Slittamento salariale	1,83	1,87	1,96	1,95	1,93	1,94	1,95	1,91	1,94	
	<i>CV</i>									
Salario da contratto	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	
Retribuzione di fatto	0,11	0,13	0,13	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	0,12	
Slittamento salariale	0,28	0,31	0,35	0,34	0,33	0,34	0,34	0,32	0,32	

Fonte: elaborazione su dati WHIP 1990-1998.

Similmente, guardando alla dispersione del salario per qualifica (tab. 6.9), emerge come gli impiegati presentino una minore dispersione dello slittamento salariale rispetto agli operai. La maggiore dispersione dello slittamento salariale per gli operai non produce però, una maggiore dispersione delle retribuzioni di fatto confermando il ruolo maggiormente costrittivo delle retribuzioni contrattuali per i lavoratori a basso reddito.

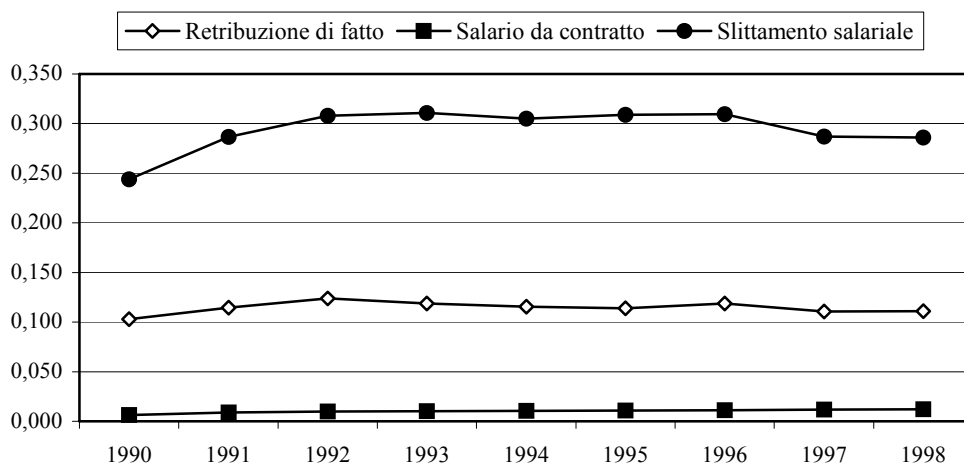
Analoghi risultati si evidenziano confrontando la dispersione salariale per diversi settori. Le figg. 6.11 e 6.12 mostrano l’evoluzione della dispersione delle componenti di reddito – misurata dal coefficiente di variazione – per i settori dell’industria e dei servizi.

Tab. 6.9 - Dispersione dello slittamento salariale e delle retribuzioni di fatto per qualifica

Anno	Operai		Impiegati	
	Slittamento salariale	Retribuzione di fatto	Slittamento salariale	Retribuzione di fatto
1990	0,27	0,052	0,25	0,128
1991	0,32	0,058	0,24	0,134
1992	0,35	0,060	0,29	0,141
1993	0,34	0,058	0,28	0,134
1994	0,33	0,060	0,28	0,136
1995	0,34	0,061	0,28	0,136
1996	0,34	0,062	0,28	0,137
1997	0,32	0,063	0,28	0,133
1998	0,31	0,061	0,29	0,132

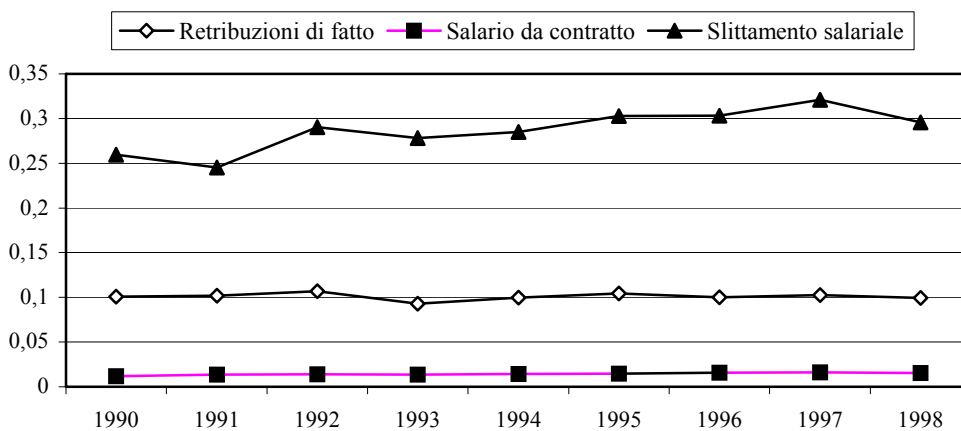
Fonte: elaborazione su dati WHIP 1990-1998.

Fig. 6.11 - Dispersione salariale nel settore dell'industria



Fonte: elaborazione su dati WHIP 1990-1998

Fig. 6.12 - Dispersione salariale nel settore dei servizi



Fonte: elaborazione su dati WHIP 1990-1998

Nel comparto dell'industria le dinamiche dello slittamento salariale si riflettono sulle dinamiche delle retribuzioni di fatto, registrando un incremento della dispersione fino al 1995, seguito poi da un'inversione di tendenza e un restringimento dei differenziali dal 1996 al 1998. Il comparto dei servizi mostra una dinamica un po' diversa, in quanto un aumento della dispersione dello slittamento salariale non è seguito da un incremento della dispersione delle retribuzioni di fatto, la cui dinamica, probabilmente più ancorata all'andamento della dispersione dei salari contrattuali, mantiene un *trend* costante.

6.2.4 *La contrattazione aziendale e il premio di risultato in Italia prima e dopo l'accordo di luglio 1993*

L'accordo del 23 luglio 1993 è considerato un momento fondamentale nell'evoluzione del sistema di relazioni industriali del nostro paese. Con riferimento agli aspetti retributivi della contrattazione, la riforma ha definito due distinti momenti di negoziazione sul salario: 1) a livello *centralizzato*, con cadenza biennale, prevalentemente per il mantenimento del potere d'acquisto delle retribuzioni e per il perseguimento di obiettivi macroeconomici di carattere generale; 2) a livello *decentrato* (aziendale o territoriale), per la definizione di incrementi retributivi legati all'andamento dell'impresa.

Questo secondo aspetto ha rappresentato in qualche misura “l'istituzionalizzazione” del salario variabile, favorendone una sostenuta diffusione e stimolando, di conseguenza, un crescente interesse (non solo scientifico) nei confronti dello studio delle dimensioni e delle modalità assunte dal fenomeno.

Le analisi effettuate sull'argomento, sia a livello nazionale che a livello locale, sono numerose e risulta pertanto utile seguire Auleta (1999) nel tentativo di sistematizzare la tematica.

Alcuni studi presi in considerazione analizzano il periodo precedente la riforma⁴⁰.

Da questo primo gruppo di analisi si desumono alcuni elementi ricorrenti nella contrattazione sul premio di risultato effettuata prima della riforma del 1993.

La quota potenziale di retribuzione flessibilizzata, che risulta circa pari al 3,50% della retribuzione totale, una volta tenuto conto della parte garantita del premio in termini effettivi, scende al 3,00%.

L'obiettivo prevalentemente perseguito con l'introduzione del salario variabile è l'aumento della produttività; altre finalità piuttosto ricorrenti sembrano essere quelle del miglioramento della qualità del prodotto e del sistema di relazioni industriali all'interno delle imprese. A fronte di tali obiettivi, risultano positive le valutazioni espresse sui risultati ottenuti in termini di incremento della produttività. Più incerta, invece, appare l'evidenza sull'impatto prodotto dall'adozione di schemi di retribuzione variabile sugli altri obiettivi dichiarati. Con riferimento agli indicatori utilizzati, si registra la netta prevalenza di quelli di produttività, mentre meno diffusi, anche se presenti in diversi casi, sono gli indicatori di qualità e quelli costruiti utilizzando voci del bilancio aziendale.

⁴⁰ Il primo lavoro esaminato è quello curato da Cossentino e Prosperetti (1991). La ricerca è basata sull'analisi di 128 accordi, segnalati dalla stampa nazionale e da altre fonti, stipulati fra il 1984 ed il 1989, relativi sia all'industria, sia al settore dei servizi. Una seconda ricerca, curata da Prosperetti, Ajello, Caironi e Ravanelli (1997), è stata eseguita utilizzando un campione non casuale di 885 imprese, private e pubbliche, operanti in tutti i settori dell'economia, estratte dalla pubblicazione “*Principali Società Italiane*” edita da Mediobanca (1991). Biagioli, in collaborazione con Curatolo (Biagioli e Curatolo, 1997), ha condotto un'ulteriore analisi empirica per il periodo 1982-91, utilizzando dati di bilancio delle imprese metalmeccaniche incluse nell'indagine Mediobanca (1991). Le imprese considerate sono 166, generalmente di grandi dimensioni.

Altri studi analizzano invece il periodo successivo alla riforma, tra cui 6 indagini a livello nazionale e 16 a livello locale.

Le 6 indagini effettuate a livello nazionale sono:

1. quella curata da Paolucci per il CNEL (Paolucci, 1997), nella quale viene esaminato l’impatto della riforma del 23 luglio 1993 in termini di adeguamento del sistema di relazioni industriali ai cambiamenti tecnologici ed organizzativi che hanno interessato il mondo della produzione;
2. Prosperetti e Giulivi (1997). In questa ricerca, atta ad accertare la capacità premiante dell’integrazione aziendale della retribuzione, gli autori evidenziano come in una quota elevata di aziende emerga un’accentuata flessibilità del premio anche verso il basso;
3. il lavoro curato da Rossi (1997) per il Centro Studi Confindustria, nel quale vengono analizzate le principali caratteristiche degli accordi stipulati nelle imprese manifatturiere a partire dal luglio 1993 fino alla fine del 1996. Sempre Fulvio Rossi in collaborazione con Paolo Sestito, nello studio *“Contrattazione aziendale, struttura negoziale e determinazione decentrata del salario”*, conclude, sulla base di dati analitici di alcune grandi imprese meccaniche con presenza di contrattazione aziendale, che *“la busta paga media è composta all’incirca per il 78% da voci stabilite dal CCNL, per l’11% da voci derivanti dalla contrattazione aziendale e per un altro 11% da superminimi individuali”*.

Inoltre la quota attribuibile a contrattazione aziendale varia da circa il 13% per gli operai a circa il 7% per i quadri. In sintesi, è ragionevole attendersi che, nelle imprese dove esiste contrattazione aziendale, il livello complessivo del salario medio sia composto al più per il 12-13% da voci definite nella sequela di contratti aziendali via via succedutisi nel tempo. La quantificazione dell’incidenza della contrattazione aziendale sulla busta paga non costituisce, in ogni caso, una buona indicazione del differenziale retributivo tra imprese simili ma caratterizzate rispettivamente dalla presenza o meno di contratto aziendale: in assenza di contrattazione, le imprese possono comunque corrispondere ai propri dipendenti un trattamento superiore al minimo nazionale, con effetti non predeterminabili sul differenziale rispetto alle imprese dove si applica un contratto aziendale.

Vari studi econometrici, tra cui quello di Dell’Aringa e Lucifora *“Collective Bargaining and relative earnings in Italy”*, mettono in luce come, a parità di altre condizioni, la contrattazione aziendale innalzerebbe il livello medio dei salari di circa il 3-4%;

4. la ricerca curata da Monitor Lavoro (1998), nella quale l’analisi sul premio di risultato è stata condotta su 171 accordi suddivisi per categorie sindacali. Il periodo di riferimento dell’analisi è costituito dagli anni 1994-1996; lo studio presenta anche raffronti con le informazioni desunte dall’analisi del periodo 1991-1993 e con i risultati di un’indagine svolta per conto del Ministero del Lavoro dall’IRES nel 1991 (Biagioli, Broglia e Cardinaleschi, 1992);
5. il lavoro curato dall’ISTAT (1999), nel quale vengono presentati i risultati della prima rilevazione, effettuata nel 1997, sulla flessibilità nel mercato del lavoro. La rilevazione riguarda circa 8.000 imprese, diffuse su tutto il territorio nazionale, con almeno 10 dipendenti ed appartenenti sia all’industria sia ai servizi. La modalità attraverso la quale l’indagine è stata condotta è quella della compilazione, mediante intervista telefonica, di un questionario;
6. l’ultimo lavoro qui considerato tra quelli condotti sull’intero territorio nazionale è lo studio curato da Federchimica e FULC (1997). L’indagine riguarda un campione di 227 accordi del settore chimico, relativi al periodo 1995-98, che hanno interessato circa 80.000 addetti.

Tab. 6.10 - *Composizione della retribuzione annua (al netto di straordinari e turni) per alcuni livelli di riferimento, industria metalmeccanica. Valori percentuali*

	Ccnl	Superminimi individuali	Altro	di cui:				
				Superminimi collettivi	Premio di produzione	Altre voci mensili	Importi annuali	
Operai, livello 3	1988	86,3	0,8	12,9	3,4	2,8	1	5,7
	1997	84,2	2,8	12,9	1,3	2,6	2,6	6,4
Impiegati, livello 5	1988	75,6	8,5	15,8	5,8	2,7	0,6	6,7
	1997	75,3	11,8	12,9	1,0	4,1	2,5	5,3
Quadri	1988	51,5	36,8	11,7	4,5	1,8	0,2	5,2
	1997	45,6	40,3	14,1	1,0	3,8	2,1	7,2

Fonte: elaborazione su dati Assolombarda.

Dall'esame di queste ricerche nazionali emerge che l'adozione di forme di retribuzione variabile in funzione delle *performance* d'impresa sembra aver ricevuto un notevole impulso dalla riforma del 1993. L'evidenza più significativa in questa direzione è data dall'aumento considerevole del numero di imprese che hanno effettuato contrattazione sul salario variabile. In altri termini, è possibile affermare che, quando viene realizzata la contrattazione a livello aziendale di aspetti retributivi, questa assume con maggiore frequenza rispetto al passato anche la forma del premio di risultato. A fronte di questi progressi vanno però segnalati anche alcuni elementi meno incoraggianti. In primo luogo, la quota del premio di risultato sul totale della retribuzione risulta essere ancora molto contenuta (in genere oscilla fra il 3% ed il 5%).

Anche per quanto concerne l'impiego degli indicatori, la prevalenza di quelli di produttività sembrerebbe indicare una certa "inerzia" di comportamenti rispetto a pratiche già sperimentate in passato, piuttosto che il risultato di un reale processo di ricerca delle forme più adatte alle diverse realtà produttive per l'implementazione del salario variabile.

Con riferimento all'impiego dei diversi indicatori bisogna, però, sottolineare l'elemento di novità costituito dall'aumento nell'impiego di voci di bilancio aziendale (indicatori di redditività) e dal diffuso ricorso all'utilizzo di più indicatori congiuntamente, con la finalità di cogliere meglio la complessità dell'impresa e di bilanciare esigenze ed obiettivi di diversa natura.

Dopo il 1999, Centra e Giammatteo, sulla base di uno studio a livello nazionale su dati di fonte contributiva INPS per il periodo 1991-1996, concludono che "...la componente relativa alla presenza di forme di contrattazione aziendale evidenzia complessivamente un impatto positivo di tale fattore sui livelli retributivi rispetto ai casi di sola applicazione della contrattazione nazionale. Con riferimento alla retribuzione di base determinata dal modello, l'incidenza della contrattazione aziendale viene stimata intorno al 9% che, pur individuando un valore leggermente superiore a quelli ottenuti da altre ricerche effettuate in proposito (3%-5% Auleta O., 1999), evidenzia come il contributo retributivo della contrattazione aziendale risulti ancora piuttosto contenuto...".

Le 16 indagini sui sistemi locali sono divisibili per macroaree: 5 per il Nord-Est, 7 per il Nord-Ovest (2 per il Piemonte e 5 per la Lombardia) e 4 per il Centro Italia.

Dall'insieme dei lavori relativi ai sistemi locali del Nord-Est⁴¹ è possibile derivare alcune

⁴¹ Si tratta delle seguenti ricerche:

considerazioni di carattere generale sulla contrattazione del premio di risultato.

Nel corso degli anni più recenti, l'adozione di meccanismi retributivi dipendenti dalle *performance* aziendali ha registrato una certa diffusione, ma, allo stesso tempo, persistono, a livello aziendale, forme di retribuzione di tipo tradizionale. Da alcune ricerche viene confermato anche che l'adozione di forme di retribuzione variabile risulta più diffusa al crescere della dimensione aziendale. In ogni caso, la quota di retribuzione effettivamente flessibilizzata è ancora molto contenuta (3-4%).

Le finalità alla base dell'introduzione del salario variabile sono prevalentemente costituite dall'incentivazione dello sforzo lavorativo, dall'aumento della produttività, dalla suddivisione del rischio d'impresa, mentre, poco numerosi, sono i casi di effettivo coinvolgimento dei lavoratori alla gestione ed all'organizzazione dell'impresa. Questa carenza di coinvolgimento emerge sia da un punto di vista formale, sia, in misura anche maggiore, da un punto di vista sostanziale, e rappresenta probabilmente uno dei principali punti critici della diffusione del premio variabile.

Gli indicatori più diffusi sono quelli di produttività, seguiti da quelli di qualità e redditività. Al riguardo viene anche rilevata in alcuni casi una certa associazione fra dimensione aziendale e tipo di indicatori utilizzati: nelle imprese di dimensione più piccola sono relativamente più diffusi gli indicatori di redditività, mentre, nelle grandi imprese, ricorrono con maggiore frequenza quelli di produttività. L'importanza assunta dalla dimensione aziendale risulta però ridimensionata se si considera la contrattazione sul salario variabile nel suo complesso. Gli elementi che sembrano assumere maggiore importanza, infatti, sono il settore di appartenenza e la categoria sindacale dell'impresa, mentre, le caratteristiche specifiche dell'azienda (quali, ad esempio, le modalità organizzative e gestionali ed il grado innovativo) e la sua dimensione hanno un ruolo secondario nella definizione del meccanismo di retribuzione variabile. Questo risultato è incoerente con lo spirito della riforma del 1993 che, almeno formalmente, indicava nell'esaltazione delle specificità aziendali uno degli elementi fondamentali nell'implementazione del premio di risultato.

Considerazioni analoghe possono essere riferite anche alle modalità con le quali viene gestita l'effettiva erogazione del salario variabile. In generale, infatti, si registra una scarsa differenziazione individuale dei premi erogati (con conseguente livellamento delle retribuzioni) e, quando la riparametrazione individuale è presente, essa si basa su parametri tradizionali quali il livello d'inquadramento professionale o la presenza individuale. Ne consegue, sia l'incapacità di cogliere il contributo specifico delle diverse mansioni, in un'ottica innovativa di gestione ed organizzazione dell'impresa, sia una ridotta efficacia del meccanismo di incentivazione dei dipendenti, in un'ottica più tradizionale di semplice stimolo dello sforzo lavorativo.

L'analisi della contrattazione sul salario variabile nel Nord-Ovest deve essere condotta tenendo in considerazione le principali caratteristiche dell'economia del territorio. Al riguardo è

-
1. la ricerca curata dalla CISL di Pordenone (FDA-CISL, 1997) si basa sull'analisi testuale degli accordi sottoscritti tra direzioni aziendali e rappresentanze dei lavoratori dopo il 1993;
 2. il secondo studio considerato è quello di Camuffo (1996). La ricerca si basa su un campione di 41 aziende, operanti nella regione veneta, che, nel periodo compreso fra l'accordo del luglio 1993 e la metà del 1995, hanno siglato un accordo sul salario variabile;
 3. il sistema locale veneto è oggetto di analisi anche nella ricerca di Giaccone (1995), e si basa su 97 accordi aziendali stipulati dopo il 23 luglio 1993 sino all'estate del 1995. Gli accordi sono relativi a tre categorie sindacali dell'industria (58 per i metalmeccanici, 13 per i chimici e 26 per i tessili);
 4. la diffusione e le caratteristiche della contrattazione del salario variabile nella provincia di Bolzano vengono analizzate nella ricerca curata da AFI-IPL (1998);
 5. l'ultimo lavoro considerato per l'area del Nord-Est è relativo al premio di risultato nel sistema locale di Udine (Fabbri e Pini, 1999).

opportuno sottolineare l'importanza che, a differenza del Nord-Est, le imprese di grandi dimensioni ricoprono per l'economia del Nord-Ovest.

Per l'area del Nord-Ovest sono prese in esame due ricerche per la regione del Piemonte⁴² e cinque ricerche relative alla regione Lombardia⁴³. Le conclusioni a cui è possibile pervenire sulla base dei lavori presentano sia aspetti positivi, sia punti critici.

L'elemento più incoraggiante è dato dalla crescente diffusione, anche fra imprese di piccola e media dimensione, degli accordi sul salario variabile. La riforma del 1993 sembra, dunque, aver esercitato una notevole spinta all'adozione di questa forma retributiva. Tuttavia, molti elementi critici permangono sulle modalità degli accordi sul salario variabile e sulla loro gestione. La prevalenza di finalità di incentivazione dello sforzo lavorativo emerge in modo netto, sia dalle dichiarazioni degli attori interessati, sia dalla considerazione degli indicatori più diffusi. Questo rappresenta un elemento di differenziazione rispetto alla realtà del Nord-Est per la quale sembra prevalere la finalità di suddivisione del rischio. Un ulteriore elemento che emerge con una certa ricorrenza dai lavori considerati riguarda la contraddizione esistente tra il buon livello raggiunto nella progettazione dei sistemi di retribuzione variabile e le forti carenze che ancora persistono in termini di partecipazione dei dipendenti alla gestione ed alla verifica degli stessi. Questo aspetto, crediamo, si inserisca in una generale mancanza di coinvolgimento dei lavoratori negli aspetti organizzativi, elemento questo che dovrebbe accompagnarsi alla diffusione della partecipazione di carattere economico, ma che è ancora prevalentemente assente nelle esperienze realizzate nei sistemi locali del Nord-Ovest.

L'ultimo gruppo di studi esaminati si riferisce ad un ambito territoriale, il Centro Italia⁴⁴, in

⁴² Nello specifico le ricerche qui considerate trattano i seguenti aspetti:

1. l'estensione e le caratteristiche della contrattazione aziendale nelle imprese metalmeccaniche piemontesi sono analizzate nel lavoro della FIOM-CGIL Piemonte (1998). Lo studio si basa sull'analisi di 540 accordi aziendali, relativi ad altrettante imprese, che hanno interessato 150.625 lavoratori, pari a circa il 50% dei dipendenti occupati nel settore metalmeccanico di questa regione;
2. la contrattazione sul premio di risultato nel sistema locale di Alessandria è analizzata nello studio condotto dalla CGIL Alessandria (1999).

⁴³ Con riferimento alla Lombardia:

1. l'Osservatorio regionale sulla contrattazione costituito da FAT-FLAI-UILA24 ha condotto una ricerca sulla contrattazione aziendale per la categoria degli alimentaristi nel periodo 1994-1997 (FAT-FLAI-UILA Lombardia, 1998). La ricerca si basa sull'analisi di 203 contratti aziendali relativi a 252 aziende o unità produttive, per un totale di 30.044 lavoratori;
2. un secondo lavoro relativo alla Lombardia è quello sulla contrattazione di secondo livello nel comparto legno e materiali da costruzione (FILLEACGIL Lombardia, 1997);
3. il terzo lavoro esaminato per la Lombardia è curato da Unione Industriali Bergamo – OD&M (1997). Esso si basa sull'analisi di circa 200 contratti di secondo livello stipulati dalle aziende della provincia di Bergamo fra il 1994 ed il 1996 e sull'elaborazione dei risultati di un questionario somministrato alle stesse aziende;
4. un quarto lavoro è quello condotto su un campione di accordi aziendali del comparto chimico-farmaceutico, realizzato da FILCEA-CGIL Lombardia-Net Working S.r.l. (1999). Questa ricerca si basa sull'analisi di 69 contratti integrativi aziendali siglati nel periodo 1995-1998;
5. un ultimo studio considerato per l'area del Nord-Ovest è quello condotto dalla FIOM-CGIL Lombardia (1997). Esso si basa sull'analisi di 1.147 accordi aziendali relativi al settore metalmeccanico per il periodo 1994-1997.

⁴⁴ 1) La ricerca curata da Baglioni (1997) prende in esame la contrattazione decentrata nella provincia di Parma. L'analisi condotta sul salario variabile si basa su un campione di 36 accordi sottoscritti nel periodo 1987-92 e di 78 accordi per gli anni 1992-1995. Le imprese che costituiscono il campione appartengono ad otto categorie sindacali e vengono distinte per classe dimensionale; 2) Nella ricerca realizzata dalla CGIL Ferrara (1997) vengono analizzati i contratti di salario variabile stipulati in ambito provinciale nel settore chimico durante il periodo compreso fra l'inizio del 1994 e la metà del 1997. Si tratta in complesso di 12 accordi; 3)

cui tradizionalmente i sistemi locali di produzione sono caratterizzati da modelli di relazioni industriali con forti contenuti di partecipazione, coinvolgimento e rappresentanza dei lavoratori alla vita dell'impresa, anche mediante meccanismi conflittuali.

Pini ha realizzato nel 2002 uno studio sulla contrattazione e i premi nelle imprese alimentari in Emilia Romagna per il periodo 1998-2001 nel quale analizza i risultati ottenuti, confrontandoli con quelli di una sua precedente analisi sugli anni dal 1994 al 1997. Un primo risultato significativo che emerge è rappresentato dalla elevata diffusione di schemi retributivi premianti. Oltre l'85% delle imprese risulta aver stipulato contratti che prevedono un legame strutturato tra *performance* dell'impresa e retribuzione del dipendente.

Rispetto al periodo 1994-1997 si registra per lo stesso settore una crescita di circa 20 punti percentuali nella diffusione del salario variabile (68%).

Tab. 6.11 - Confronto sulle modalità del premio tra i periodi 1994-1997 e 1998-2001 (dati percentuali)

	1994-1997	1998-2001
Numero imprese	124	164
Percentuale imprese con MRP su totale imprese con contrattazione	67,8	85,4
% imprese con rinnovo Mrp	16,9	63,4
% imprese con rinnovo Mrp sostitutivo	7,1	47,6
% imprese con rinnovo Mrp integrativo	9,8	15,8
% imprese con UT integrativa	8,7	10,3
% imprese con Clausola di rinvio	6,0	28,2
% imprese con Mrp decontributivo	8,7	6,1
% imprese con Rinvio premio	1,1	1,2
% imprese con Cancellazione premio	0,6	0,0

Fonte: Pini P., (2002).

La quota di salario variabile potenzialmente erogabile al raggiungimento degli obiettivi previsti è in media pari al 7% circa della retribuzione stabilita nel CCNL. Rispetto alla fase contrattuale 1994-1997 si segnala una crescita sostanziale di tale quota, registrando un aumento pari al 25% dal livello di 5,2%.

La quota di premio erogabile al raggiungimento degli obiettivi inizia a costituire, quindi, una parte significativa della retribuzione, di poco inferiore ad una mensilità.

La relazione fra dimensione d'impresa e quota di retribuzione flessibilizzata è positiva. Differenze significative si riscontrano per territorio sindacale. Ancora più significative sono le differenze per tipologia d'impresa e contratto nazionale applicato.

Sulla base del database costruito e mediante una indagine aggiuntiva presso le rappresentanze

Nel lavoro di Fabbri – Melotti – Pini (1998) si esaminano gli accordi sottoscritti nella provincia di Bologna durante il periodo compreso fra il gennaio 1994 ed il luglio 1997. La maggior parte di tali accordi è tratta dalla banca dati dell'IRES Emilia Romagna, mentre altri sono stati raccolti direttamente presso le Camere del Lavoro di Bologna e di Imola, in modo da coprire completamente la contrattazione sul premio di risultato effettuata nelle imprese appartenenti al sistema locale bolognese; 4) Un ultimo studio preso in considerazione è quello sulla contrattazione aziendale nella provincia di Ancona, realizzato congiuntamente dall'Assindustria e dai sindacati confederali di Ancona (Assindustria Ancona – CGIL-CISL-UIL Ancona, 1998). La ricerca si basa sull'analisi di 66 contratti aziendali stipulati fra il 1993 ed il 1997, prevalentemente riguardanti imprese industriali di piccola dimensione.

sindacali delle imprese del settore alimentare (Pini e Tortia, 2002), è possibile per un certo numero di imprese individuare la quota del premio effettivamente erogata nel periodo esaminato, considerando generalmente il 1999 ed il 2000 come anni di riferimento delle *performance* aziendali. Nel complesso la quota distribuita è pari al 5,85% della retribuzione base. La quota erogata varia a seconda della classe dimensionale, del territorio sindacale e del comparto produttivo. Nello studio, gli autori segnalano un accresciuto carattere di variabilità effettiva dei premi, con la riduzione dei casi in cui una parte del premio appare garantita indipendentemente dal risultato produttivo e/o economico e l'aumento dei casi per i quali è formalmente previsto anche l'eventuale azzeramento del premio in caso di esito insoddisfacente; inoltre evidenziano la diminuzione di forme esplicite di consolidamento del premio, in via diretta o indiretta (mediante l'influenza su altre voci retributive). Si segnala, poi, la diffusione consistente di fenomeni di esclusione di componenti significative di lavoratori dell'impresa dalla erogazione dei premi, quali i dipendenti con rapporto di lavoro a termine, della durata inferiore ai sei mesi o tre mesi, in prova, stagionali, interinali, formazione e lavoro, ecc.

Con riferimento al livello di contrattazione, gli autori osservano un aumento della quota di imprese nelle quali la determinazione della parte variabile del salario avviene non esclusivamente a livello dell'intera azienda, bensì a livello di stabilimento, linea produttiva, reparto, squadra e/o gruppo di lavoro, ed anche individuale; ciò a conferma di una maggiore articolazione e strutturazione dei premi volti a catturare fattori di efficienza produttiva, qualità delle prestazioni, coinvolgimento dei dipendenti.

Infine, proprio su questo ultimo piano, lo studio segnala la crescita significativa di modalità strutturate di monitoraggio, valutazione, gestione e verifica del meccanismo premiante, quali sono le commissioni tecniche bilaterali, a cui sono demandati vari compiti di tipo consultivo e/o negoziale sull'argomento, nonché l'analisi di dati di *performance* economica dell'impresa per i quali viene richiesta la riservatezza.

Da nessuna delle analisi elencate è possibile derivare risultati univoci e perfettamente comparabili tra loro sulla contrattazione del salario variabile in Italia. Possono però essere isolati ed enfatizzati sia alcuni risultati di tipo generale, sia alcune specificità dei sistemi locali esaminati.

Tali considerazioni inducono a riaffermare la necessità ed utilità di quelle analisi in grado di catturare l'impatto specifico del tessuto socioeconomico in cui la contrattazione del salario variabile viene realizzata. Date le profonde differenze esistenti nell'economia italiana e l'intento della riforma del 1993 di favorire una maggiore rispondenza dei contenuti della contrattazione alle caratteristiche specifiche dell'azienda e del contesto in cui questa opera, un'analisi approfondita della diffusione e delle forme assunte dalla contrattazione del salario variabile non può che passare attraverso lo studio specifico dei risultati ottenuti nei diversi sistemi locali del paese.

6.3 Politiche salariali di impresa e differenziali retributivi

6.3.1 Gli effetti della politica salariale di impresa o “the tide rises all boats”

Un ultimo aspetto che merita di essere considerato consiste nella osservazione della rilevanza dell'esistenza o meno di politiche salariali specifiche di impresa nella determinazione dei differenziali retributivi osservati.

Alcune evidenze e considerazioni in tale ambito possono essere derivate dai risultati del progetto *NBER International Sloane* coordinato da Edward Lazear, il quale si propone di analizzare la struttura salariale delle imprese in diversi paesi, raccogliendo i dati in modo da renderli massimamente confrontabili⁴⁵. Sebbene le analisi siano condotte a livello di paese, senza ulteriore disaggregazione territoriale, esse forniscono comunque alcune utili indicazioni sulla struttura salariale, grazie alla elevata comparabilità dei dati fra paesi. Il periodo considerato è lo scorso decennio (per l'Italia 1990-1998).

Il primo e più evidente dato che emerge dalla ricerca è che la politica salariale delle imprese è rilevante in ogni paese. Le imprese sembrano gestire i salari che pagano ai propri dipendenti in modo attivo, differenziandosi marcatamente le une dalle altre. Un chiaro esempio di ciò è rappresentato dal fatto che le imprese che pagano alti salari retribuiscono in tale misura tutti i loro dipendenti, non solo una parte di essi. La fig. 6.13 mostra questo effetto, misurando, sulle ascisse, il salario medio pagato dalle imprese italiane che impiegano più di 1.000 lavoratori (le imprese vengono ordinate in modo crescente lungo questa dimensione); sulle ordinate è riportato il salario mediano, il primo e l'ultimo decile della distribuzione dei salari *entro* l'impresa. Come si vede chiaramente i lavoratori che ricevono i salari più bassi (primo decile) entro una impresa che paga alti salari ottengono una retribuzione superiore ai lavoratori meglio pagati (ultimo decile) impiegati in imprese che pagano bassi salari. Questo effetto, definito *the tide rises all boats*, non è presente solo nelle grandi imprese, ma anche nelle piccole.

Fig. 6.13 - Decimo, cinquantesimo e novantesimo percentile della distribuzione dei salari delle imprese italiane con più di 1.000 dipendenti, ordinate secondo il salario medio



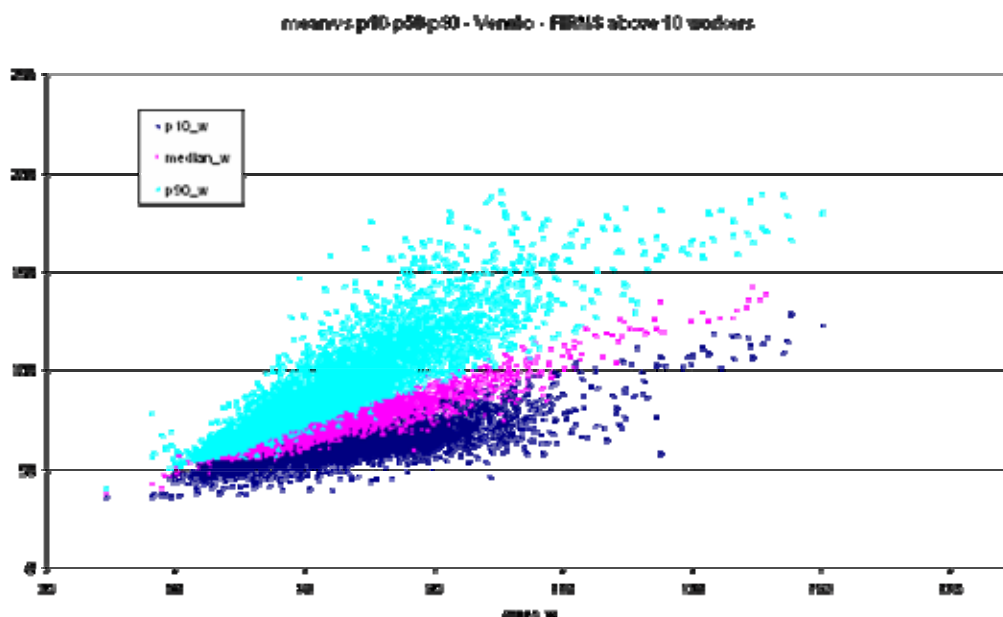
Fonte: elaborazione su dati WHIP 1990-1998

⁴⁵ Il progetto, conclusosi nel 2006, ha coinvolto i seguenti paesi: Francia, Germania, Italia, Danimarca, Finlandia, Norvegia, Svezia. Cfr. Lazear e Shaw (2006); Contini *et. all.* (2006).

La fig. 6.14, costruita come la figura precedente, mostra lo stesso effetto per le imprese sopra i 10 dipendenti localizzate nelle province di Treviso e Vicenza.

Questa evidenza è coerente con la presenza di una politica salariale specifica d’impresa. Ma è coerente anche con l’esistenza di imprese omogenee dal punto di vista del capitale umano posseduto dai loro lavoratori, i quali dovrebbero risultare tutti molto qualificati e quindi tutti ben retribuiti? Probabilmente no, in quanto questa seconda spiegazione contrasta, da un lato, con la grande dimensione delle imprese in cui l’effetto comunque si manifesta (5.000 dipendenti tutti molto qualificati?) e, soprattutto, contrasta con l’apertura dei differenziali salariali entro l’impresa al crescere del salario medio, la quale riflette la maggiore eterogeneità dei lavoratori occupati. Infine, l’effetto *the tide rises all boats* è coerente con l’operare della contrattazione salariale decentrata? Potrebbe esserlo per le grandi imprese, dato che quasi tutte le imprese con più di 1.000 dipendenti hanno sindacati aziendali. Ma è molto meno verosimile per le piccole imprese, che sono coinvolte – non spesso – in accordi territoriali e/o di settore. In generale l’origine della politica salariale d’impresa (interna o parzialmente eterodiretta dalla contrattazione con i sindacati) è molto difficile da stabilire.

Fig. 6.14 - Decimo, cinquantesimo e novantesimo percentile della distribuzione dei salari delle imprese di alcune province venete con più di 10 dipendenti, ordinate secondo il salario medio



Fonte: elaborazione su dati WHIP 1990-1998 per le province di Treviso e Vicenza

6.3.2 La politica salariale tra imprese e dentro le imprese

In tutti i paesi inclusi nel progetto suindicato, la variabilità totale dei salari nel paese viene scomposta in variabilità *dentro* l’impresa e in variabilità *tra* le imprese. Se la variabilità tra le imprese è significativa rispetto alla variabilità totale, allora ciò è una ulteriore indicazione a favore dall’esistenza di una politica salariale specifica di impresa. La tab. 6.12 mostra i valori percentuali della variabilità tra imprese rispetto alla variabilità totale, riferita sia ai livelli salariali che ai loro tassi di variazione. Si tenga presente che i valori riferiti all’Italia sono sottostimati, per

caratteristiche dei dati WHIP⁴⁶. In generale tutti i valori sono elevati. Per avere un termine di paragone, si consideri quanto segue. Se si calcola la stessa percentuale utilizzando non l'appartenenza a una determinata impresa ma altre caratteristiche, in Italia si ottengono valori prossimi allo zero per genere, localizzazione geografica, settore di attività, mentre si rileva una percentuale prossima al 30% per occupazione ed età.

Tutto questo sembra indicare l'esistenza di “margin di manovra” a disposizione delle imprese – nei paesi europei considerati – nella determinazione dei salari, in autonomia o in concerto con i sindacati aziendali. Ciò lascia “spazio” per una determinazione dei salari “locale”, ovvero a livello di impresa. Quanto la politica salariale di impresa risponda a condizioni locali del mercato del lavoro e quanto invece risponda ad altre variabili e finalità è un aspetto che merita di essere approfondito.

Tab. 6.12 - Variabilità dei salari, livelli e tassi di variazione (percentuale della variabilità tra imprese rispetto alla variabilità totale)

Nazione	Anno	Livelli dei salari	Tassi di variazione dei salari
Italia	1998	37,5	23,1
Norvegia	1993	42,0	28,6
Finlandia	2000	47,1	60,0
Germania	2000	n.d.	23,1
Svezia	2000	n.d.	42,9
Danimarca	2000	52,7	47,1

Fonte: Sloane book.

6.3.3 La rigidità dei salari

Un altro punto rilevante affrontato nello studio riguarda la rigidità verso il basso dei salari reali, giornalieri o settimanali⁴⁷, i quali includono inevitabilmente variazioni nelle ore lavorate. Variazioni salariali negative e significative si rilevano per molti lavoratori, anche fra chi ha un'anzianità in impresa relativamente lunga (superiore ai 3 anni). Le tabb. 6.13 e 6.14 mostrano le variazioni percentuali nei salari reali dei lavoratori che si trovano rispettivamente al primo quartile e al primo decile della distribuzione delle variazioni salariali reali. In tutti i paesi considerati le variazioni sono negative; ciò significa che i salari reali di un lavoratore su quattro, anche in periodi di crescita economica, si riducono. Le riduzioni medie vanno dallo 0,4% della Norvegia, al 3% della Francia per il primo quartile, dallo 0,8% della Norvegia al 12% della Francia per il primo decile. Le variazioni negative sono molto elevate per chi cambia lavoro (*movers*), ma sono significativamente negative anche per chi è nella stessa azienda da almeno tre anni (*long tenure*): in Italia, i salari reali giornalieri nel 1998 dei lavoratori con anzianità almeno triennale si sono ridotti del 2% in corrispondenza del primo quartile e del 7% in corrispondenza del primo decile. Le differenze fra paesi non sono particolarmente marcate e ovunque risulta che la riduzione in termini reali dei salari non può essere considerata una eccezione, neanche in periodi di ciclo economico favorevole. Anche tali evidenze sembrano indicare l'esistenza di “margin di manovra” a disposizione delle imprese – nei paesi europei considerati – nella determinazione dei salari, anche per la riduzione delle retribuzioni reali.

⁴⁶ Per dettagli si veda Lazear e Shaw (2006).

⁴⁷ Solo la Danimarca ha salari orari.

Tab. 6.13 - Variazioni dei salari reali al primo quartile della distribuzione

<i>Nazione</i>	<i>Anno</i>	<i>Variazione media</i>	<i>Variazione per lavoratori movers</i>	<i>Variazione per lavoratori short tenure</i>	<i>Variazione per lavoratori long tenure</i>
Francia	1996	-0,031	-0,194	-0,06	-0,023
Svezia	2000	-0,011	-0,063	0,007	-0,015
Italia	1998	-0,021	-0,073	-0,026	-0,02
Norvegia	1993	-0,004	n.d.	-0,002	-0,005
Germania	2000	-0,01	n.d.	-0,01	0

Fonte: Sloane book.

Tab. 6.14 - Variazioni dei salari reali al primo decile della distribuzione

<i>Nazione</i>	<i>Anno</i>	<i>Variazione media</i>	<i>Variazione per lavoratori movers</i>	<i>Variazione per lavoratori short tenure</i>	<i>Variazione per lavoratori long tenure</i>
Danimarca	2000	-0,12	-0,3	-0,15	-0,1
Finlandia	2000	-0,1	-0,16	-0,09	-0,09
Italia	1998	-0,08	-0,21	-0,12	-0,07
Norvegia	1997	-0,008	-0,017	-0,014	-0,006

Fonte: Sloane book.

CONCLUSIONI

La situazione dei differenziali salariali descritta nel secondo capitolo del rapporto pone difficili problemi al futuro dell’Unione europea 25, anche nella prospettiva di ulteriori allargamenti. Ciò è vero per tutte le regioni della vecchia Europa che confinano con o che si trovano in prossimità dei nuovi paesi membri, e in particolare per la Germania. Si consideri, a titolo di esempio, che il costo del lavoro nella Repubblica Ceca e in Polonia è all’incirca un quarto di quello della ex Germania Est, e un quinto del resto del paese. Analoghi problemi sorgono tra Svezia e Finlandia, da un lato, e gli ex paesi baltici, nonché la Polonia, dall’altro. Ma anche una prossimità più remota, come quella tra Italia e Romania, per citare un paese di recente ingresso, pone problemi analoghi. Gli imprenditori della vecchia Europa trovano e continueranno a trovare sempre più convenienza a spostare le attività ad alta intensità di lavoro all’Est, e i lavoratori della vecchia Europa saranno sempre più esposti a quella concorrenza. Non sembra delinearsi uno scenario in cui potranno mantenersi i differenziali attuali, ma gli inevitabili processi di convergenza saranno lunghi e dolorosi, specialmente se le conseguenze ricadranno principalmente su quei segmenti di lavoratori della vecchia Europa a più modesto livello di qualifiche. Fintanto che i sistemi di infrastruttura, dei trasporti, legale, in definitiva i sistema-paese *at large* della vecchia EU manterranno un vantaggio rilevante nei confronti dei nuovi paesi, i rischi di *social dumping* potranno essere contenuti. Ma questi sono i fronti sui quali i nuovi paesi membri fanno di dovere investire maggiormente proprio per chiudere il *gap*, e quindi l’orizzonte disponibile non è lungo. Affinché non si paghino quelle conseguenze, è necessario che i sistemi di *welfare* europei vengano potenziati, e non smantellati come molti governi sembrano intenzionati a fare al fine di quadrare i propri bilanci. Anche perché gli aventi diritto non saranno solo più solo gli strati di popolazione “indigeni” più deboli a richiederne le cure, ma anche gli immigrati dai paesi della nuova EU allargata, sia lavoratori che loro famiglie, che si avvarranno della libertà di movimento sancita dalla nuova normativa europea.

Guardando alla situazione italiana, i problemi della necessaria e auspicata convergenza tra Centro-Nord e Mezzogiorno sono della stessa natura, anche se di minore gravità.

L’ipotesi di partenza della ricerca, ampiamente confermata dai dati, è che vincoli strutturali, istituzionali e culturali abbiano per anni interferito con il ruolo allocativo dei salari e in qualche misura contribuito ad aggravare squilibri territoriali radicati nella storia del paese.

Il filo rosso che fa da sfondo all’intero rapporto si riferisce al ruolo allocativo dei salari, cioè alla loro capacità/incapacità di diffondere appropriati segnali economici per una corretta allocazione dei fattori produttivi. In particolare, si è inteso sottolineare il nesso tra flessibilità/rigidità dei salari e aggiustamento economico territoriale, in un ambito – come quello italiano – in cui, anche quando la crescita economica è stata soddisfacente a livello aggregato, si è però accompagnata a profondi e crescenti squilibri territoriali, conseguenza di vincoli/condizioni iniziali che nascono lontano nella storia del paese.

I risultati empirici illustrati nel rapporto sono coerenti con questa interpretazione teorica. Sebbene, rispetto ai numerosi approcci alla misurazione della rigidità/flessibilità retributiva, non

sia sempre agevole interpretare le evidenze empiriche di volta in volta prodotte a favore o contro l’ipotesi di rigidità, i risultati evidenziati nelle analisi condotte confermano per l’Italia una posizione di relativa maggiore rigidità dei salari rispetto alla maggioranza dei paesi europei.

Tuttavia, quando si allarga il campo di osservazione ad altri aspetti del fenomeno e a segmenti del mercato del lavoro diversi dall’occupazione dipendente “regolare”, emergono evidenze contrarie all’ipotesi di eccessiva rigidità delle retribuzioni italiane.

Occorre, difatti, non trascurare un tassello importante del problema, quello di un mercato del lavoro che, in Italia più che negli altri paesi EU, si presenta come *duale*. Ad un settore “primario”, protetto e con salari alti e piuttosto uniformi sul territorio nazionale, se ne contrappone uno secondario, sommerso o semi-sommerso, caratterizzato da pochissime tutele e quasi completa flessibilità, sia dei salari che dell’occupazione. L’economia sommersa ne costituisce la parte preponderante, specie al Sud, ma vi rientrano anche molte categorie di lavoro “atipico” sorte negli ultimi anni, dove precarietà e flessibilità sono la norma. È quindi certo che la rigidità dei salari che si osserva in molti studi sull’Italia appaia più alta di quanto non sia in realtà, proprio per l’impossibilità di tenere conto dell’esistenza del settore secondario, più difficile da osservare e dunque meno suscettibile di analisi statistica.

Pertanto, sulla base delle evidenze e dei risultati presentati e argomentati nel corso dello studio, vengono qui di seguito sintetizzati, da una parte, i principali aspetti che tendono a confermare l’ipotesi di rigidità delle retribuzioni italiane, dall’altra, gli ambiti e le interpretazioni che volgono in direzione opposta.

- In Italia, i differenziali territoriali nei salari e nel costo del lavoro sono relativamente più compressi che altrove; al contrario, la disoccupazione per l’Italia mostra la più alta dispersione territoriale.
- La dispersione regionale intra-nazionale del costo del lavoro per dipendente in Italia si colloca ad un livello medio-basso rispetto a quella delle restanti nazioni europee, con un coefficiente di variazione, nel 2001, del 7,4%. Per la Germania, il coefficiente è pari al 9,3%, per la Francia al 18,5%, per l’Inghilterra al 18,2% e per l’Austria al 13,3%; nei paesi di recente entrata nell’UE, la variabilità è ancora maggiore (30,5% per l’Ungheria, 19,9% per la Repubblica ceca e 18,6% per la Slovacchia).
- Se si scompone la dispersione dei salari orari lordi nelle componenti “tra regioni” e “all’interno delle regioni”, si scopre che la variabilità tra regioni spiega in Italia una quota modesta della variabilità totale (circa l’1%), di diversi punti percentuali inferiore rispetto a quella della Germania (6%), della Francia e della Spagna (4%) e dell’Inghilterra (3,4%).
- Una fonte di rigidità dei salari risiede nelle clausole contrattuali che legano gli avanzamenti retributivi all’anzianità lavorativa, in modo sostanzialmente automatico e indipendente dal profilo età-produttività. Il confronto dell’andamento del costo del lavoro dei lavoratori giovani e dei lavoratori anziani è un punto di partenza per l’individuazione di questi elementi di rigidità. Se nel 1985 il salario medio di un giovane (con età inferiore ai 25 anni) era pari al 71% di quello di un *over 45*, nel 1996 lo stesso era sceso al 60%. L’ampliarsi della forbice è ancora più visibile nella parte alta della distribuzione dei salari (al novantesimo percentile), che passa dal 66% al 49% nello stesso intervallo di tempo.
- La cosiddetta *wage curve*, al centro del dibattito teorico ed empirico recente sulla tematica, ipotizza che i salari reali, e dunque i differenziali salariali, rispondono alle diverse condizioni locali del mercato, in particolare alla disoccupazione locale. Per l’Italia, i lavori di Lucifora e Origo (1999) hanno messo in dubbio l’esistenza della *wage curve*, la quale non risulta

statisticamente significativa ad una analisi microeconomica approfondita. Le loro stime, però, si riferiscono al periodo che precede gli accordi di luglio 1993, con l'introduzione di riforme (abolizione della scala mobile, introduzione della contrattazione di secondo livello, locale e aziendale) tese a rendere più flessibile il processo di determinazione salariale. I risultati ottenuti nel presente lavoro con modelli del tipo Lucifora-Origo sembrano confermare che in Italia i salari rispondono poco alle condizioni locali dei mercati. Confronti con altri paesi – sia i dati dell'ECHP, sia il modello econometrico di base sono uniformi – mostrano come l'Italia, con un'elasticità pari a -3%, si collochi nella parte bassa della graduatoria delle elasticità salario-disoccupazione. Dopo il 1993, però, qualcosa sembra cambiare e, infatti, l'elasticità dei salari al tasso di disoccupazione locale aumenta, anche se in modo piuttosto contenuto.

- È importante considerare, inoltre, che tali risultati sono riferiti al solo lavoro “regolare”, mentre è indubbia la rilevanza, anche e soprattutto nel caso italiano, di un settore secondario “atipico” e/o sommerso. La nuova versione del modello econometrico esplorata nel presente rapporto consente di derivare una stima della reattività dei salari alla disoccupazione in “ambito allargato”, introducendo nell'universo di riferimento il (segmenti del) settore secondario/economia sommersa. I risultati che si ottengono indicano una flessibilità salariale assai maggiore e più in linea con quella rilevata in altri paesi UE.
- Un ulteriore aspetto indagato nel rapporto è quello delle relazioni tra le retribuzioni del settore privato e quelle del settore pubblico (a cui sarebbe necessario aggiungere quelle di settori protetti dalla concorrenza internazionale, come gli ex-pubblici dell'energia, delle aziende di servizi municipalizzate e le banche, i quali presentano sovente retribuzioni nel Sud più elevate di quelle del Centro-Nord). Per quanto il confronto tra i due settori appaia tutt'altro che agevole, emerge, non sorprendentemente, che nel pubblico le retribuzioni medie sono più elevate, la compressione salariale è maggiore e si osserva una minore reattività delle retribuzioni alle condizioni locali del mercato del lavoro rispetto al settore privato.
- Nel rapporto, la rigidità dei salari è analizzata anche con riferimento agli impedimenti che le imprese avrebbero nell'attuare le variazioni salariali desiderate. Se la rigidità 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 minimi contrattuali potrebbe invece generare rigidità verso il basso dei salari reali (*downward real wage rigidity*, DRWR). I risultati per il periodo 1985-1999 mostrano che la rigidità salariale reale resta la forma predominante nel mercato del lavoro italiano, anche se in misura ridotta rispetto al periodo in cui vigeva la scala mobile. Emerge una tendenza verso la riduzione della rigidità nominale, determinata anche dalla diffusione, peraltro ancora modesta, della contrattazione aziendale. La probabilità di rigidità reale verso il basso, nel periodo 1985-1998, è stimata intorno a 0,50, mentre la probabilità di quella nominale è pari a 0,26. In media, nel periodo 1986-1999 più del 25% delle osservazioni sono affette da rigidità reale, e solo il 6% da rigidità nominale.

Come evidenziato all'interno del rapporto, i risultati sono sensibili alle ipotesi dei modelli econometrici e, in aggiunta, la letteratura internazionale non ha ancora raggiunto un consenso unanime sull'entità delle rigidità stimate. Ad esempio, un modello alternativo di stima delle due forme di rigidità verso il basso, nominale e reale, ne inverte l'ordine di importanza con riferimento all'Italia, ma anche ad altri paesi europei, tra i quali la Germania. Secondo queste

stime alternative, difatti, le imprese sarebbero più vincolate a tagliare i salari nominali che non i salari reali, e in Italia, la DNWR sarebbe in assoluto la più alta nel gruppo dei 16 paesi OCSE analizzati. La parziale indeterminatezza dei risultati va correttamente ponderata alla luce di due considerazioni: da una parte, la letteratura su tale definizione di rigidità è ancora in corso d’opera e necessita di essere ulteriormente approfondita; dall’altra la distinzione stessa di rigidità salariale verso il basso nominale o reale perde parte della sua importanza in presenza di un’inflazione, come quella attuale, assestata intorno a valori bassi. In questo caso, non si può ricorrere al ruolo che una inflazione medio-alta può avere nell’aggirare gli impedimenti alle riduzioni dei salari nominali e la rigidità nominale in effetti comporta anche ostacoli all’aggiustamento dei salari reali.

- Un altro aspetto affrontato nel rapporto riguarda l’ipotesi secondo la quale i processi di determinazione salariale, con le loro supposte rigidità, abbiano minato la *performance* economica del paese, in particolare quella delle sue aree storicamente più deboli e arretrate. La prospettiva della curva dei salari, in cui una misura di *performance* economica (la disoccupazione) avrebbe un impatto sui salari reali, verrebbe in tal modo ribaltata. L’ipotesi appare fondata: le aree con più alta rigidità dei salari sembrano anche essere quelle a bassa *performance* complessiva (e con essa, non sorprendentemente, anche con un maggiore tasso di disoccupazione). Pur con tutte le cautele associate alla natura esplorativa dell’analisi, sembrano emergere due importanti tasselli del problema *salari territoriali-performance*:
 - i salari non rispondono alle condizioni locali del mercato (*wage curve*), data l’esistenza di istituzioni e vincoli che limitano la loro flessibilità;
 - la rigidità dei salari potrebbe interferire con il ruolo allocativo degli stessi e, *forse*, generare più alta disoccupazione e squilibrio territoriale. L’evidenza su questo secondo punto è tuttavia, assai fragile.
- Se si analizzano i differenziali salariali alla luce delle tendenze del costo della vita, notevolmente più basso nel Sud, si osserva una riduzione dei vantaggi economici della mobilità del lavoro dalle aree ad alta disoccupazione verso quelle a bassa disoccupazione. Inoltre, in tale ottica, l’Italia si posiziona in cima alla graduatoria europea dei paesi a bassa mobilità territoriale. Anche se per molti anni i trasferimenti pubblici verso il Sud e l’economia sommersa hanno rappresentato le più importanti valvole di sfogo, l’insostenibilità di tale modello di intervento – per i problemi di finanza pubblica, per i divieti espressi in sede comunitaria, per il preoccupante livello raggiunto dall’economia sommersa – appare fuor di dubbio.
- Un ultimo principale aspetto analizzato nel rapporto riguarda la sensibilità della *wage curve*, calcolata utilizzando come variabile dipendente il costo del lavoro, – il quale rappresenta la variabile chiave per le imprese –, anziché il salario *tout-court*, alle condizioni locali del mercato del lavoro. Negli anni passati, varie forme di abbattimenti del costo del lavoro erano state previste per determinate tipologie di lavoratori e per le aree più svantaggiate del paese, più di recente gradualmente abolite in ottemperanza alle disposizioni comunitarie. La presenza di numerose agevolazioni a favore del Sud ha sì reso il costo del lavoro più sensibile alle condizioni locali del mercato del lavoro di quanto non sia il salario, ma, da una parte, l’entità dell’effetto appare complessivamente modesto, dall’altra, l’effetto stesso si attenua nella seconda metà degli anni novanta, in linea con l’eliminazione degli sgravi.

Una sorta di *consensus view* non solo accademica è presente in Italia secondo la quale la struttura salariale, compressa dalla contrattazione collettiva, sarebbe in parte responsabile della scadente

performance occupazionale del Sud del paese. Accanto all’evidenza empirica che tende a confermare un quadro di rigidità salariale, è possibile osservarne dell’altra in direzione contraria. Si sintetizzano, di seguito, i frammenti di tale evidenza empirica:

- La crescita salariale in Italia, espressa a parità di potere di acquisto, è stata la più bassa nell’ambito di EU15 nel periodo 1995-2001 (2,6% annuo); il medesimo tasso di crescita espresso in euro è risultato per l’Italia pari al 4,7%, inferiore a quello relativo a Regno Unito, Irlanda, Portogallo, Grecia e Svezia.
- Il costo del lavoro nel 2001 si colloca al dodicesimo posto tra i quindici paesi EU15 se espresso in euro; al settimo posto, se espresso in euro-PPS.
- L’Italia è l’unico paese in cui si osserva un processo di convergenza significativo dei salari regionali tra il 1995 e il 2001.
- Riguardo alla percentuale di individui *low pay*, l’Italia non appare diversa dalla maggioranza dei paesi europei (circa il 13% dei lavoratori dipendenti). Se però si considerano le singole aree, a livello NUTS2, si osservano quattro aree italiane, tutte del Nord, in fondo alla classifica delle prime cento aree europee elencate per ordine decrescente di percentuale di *low paid*, (con percentuali al di sotto del 5%).
- La dispersione delle retribuzioni individuali è più alta in Italia che nei paesi scandinavi: il rapporto tra il novantesimo e il cinquantesimo percentile è in Italia dell’1,7%, rispetto a poco più dell’1% in Norvegia e Svezia. Analoghe differenze si riscontrano relativamente al rapporto tra il cinquantesimo e il decimo percentile. Le disuguaglianze salariali in Italia sono però minori di quelle osservate in molti paesi EU13. Inoltre, per quanto riguarda la varianza dei salari orari, l’Italia si colloca all’ottavo posto tra i paesi EU15.
- Se si considerano i differenziali salariali *tra* le imprese e *dentro* le imprese, si ha una indicazione di quanto le imprese dispongano di spazi per politiche autonome di remunerazione del personale. L’evidenza suggerisce che tali spazi esistono e non sono per l’Italia molto diversi da quanto si osserva in altri paesi, ad indicazione del fatto che non vi sono particolari appiattimenti retributivi tra diversi inquadramenti all’interno della stessa impresa.
- Nelle imprese italiane si osservano numerosi lavoratori il cui salario nominale viene ridotto tra un anno e l’altro: i tagli reali interessano all’incirca un lavoratore su quattro. Più precisamente, nel primo decile della distribuzione dei salari, la riduzione media in un anno di congiuntura moderatamente favorevole (ad esempio, nel 1998) è dell’8% in Italia, contro il 15% in Francia (nel 1996); l’entità della riduzione osservabile è decisamente più alta tra chi cambia lavoro (*movers*) che tra chi permane nel medesimo posto di lavoro (*stayers*).

In conclusione i numerosi risultati presentati nella ricerca possono contribuire a chiarire i meccanismi sottostanti alla relazione tra differenziali salariali locali, rigidità salariali e *performance* economica, oltre che a orientare ulteriori sviluppi di ricerca sulla tematica.

Con riferimento all’Italia, se molte delle analisi confermano la sostanziale scarsa rilevanza della relazione tra disoccupazione e salari, una volta che si sia tenuto conto dei diversi fattori che possono influire sulla medesima relazione, si è anche sottolineato l’effetto significativo che l’inserimento nell’analisi dei salari associati a nuove forme di lavoro e contrattuali, nonché di intervalli temporali in congrua misura successivi al momento dell’introduzione di modifiche nel processo di determinazione salariale, possono avere sulla stima e sulla valutazione della significatività della *wage curve* in Italia. Ciò costituisce un valido spunto di ricerca per la produzione di nuove e, compatibilmente con la disponibilità di dati, più ampie elaborazioni sulla

tematica. In aggiunta a ciò, meritano di essere approfonditi i numerosi risultati che, accanto ad un generalmente confermato giudizio di rigidità della struttura salariale italiana, evidenziano ambiti e dinamiche favorevoli ad una visione opposta o perlomeno attenuata di tale descrizione.

In generale, infine, riguardo alla relazione “inversa” rispetto a quella sottostante alla curva dei salari, in base alla quale una struttura salariale rigida sarebbe responsabile della scarsa *performance* economica e occupazionale di alcune aree svantaggiate rispetto ad altre più sviluppate, nel rapporto si evidenziano, in sintesi, due principali filoni di ricerca, che meritano di essere ulteriormente approfonditi.

Il primo è relativo all’evidenza prodotta di una significatività degli effetti che la presenza di rigidità verso il basso dei salari (in particolare nominali) produce sulla riallocazione di posti di lavoro: le imprese con rigidità dei salari verso il basso maggiori presentano misure di *job* e *worker turnover* più elevate. Inoltre, le analisi presentate hanno evidenziato una relazione positiva tra le rigidità salariali di impresa e il tasso di disoccupazione locale. Sebbene di natura ancora esplorativa, tali risultati confermerebbero la validità della relazione “inversa” rigidità salariale/disoccupazione, in misura più robusta una volta approfondito il passaggio dalla dimensione micro di impresa alla disoccupazione aggregata a livello locale.

Il secondo aspetto pone una nota di cautela ai sostenitori delle politiche incentrate sulla sola flessibilità salariale quale strumento di riequilibrio dei divari di *performance* territoriale. I meccanismi generalmente chiamati in causa quale base di tale riequilibrio vertono sull’aumento di domanda di lavoro determinato dalle decisioni di investimento delle imprese nelle aree a più basso salario, sulla riduzione dell’offerta di lavoro in risposta a salari relativamente bassi, sull’instaurarsi di flussi migratori dell’offerta di lavoro da regioni ad alta disoccupazione e bassi salari a regioni con remunerazioni più alte e maggiori opportunità di impiego. Sebbene la ragionevolezza di tali meccanismi sia condivisibile a livello teorico, i risultati ottenuti nelle differenti analisi del rapporto invitano a riflettere – e a ulteriormente approfondire – l’automatismo nella realizzazione effettiva dei meccanismi stessi. Nello specifico, quanto è perseguibile la strada della differenziazione salariale ai fini del riequilibrio tra differenti aree all’interno delle nazioni in un contesto in cui la concorrenza sui prezzi del lavoro è anch’essa di natura globale e implica divari salariali forse non ammissibili all’interno delle singole nazioni? Inoltre, il prezzo del lavoro rappresenta solo uno degli elementi alla base delle scelte di localizzazione delle imprese e sempre maggiore importanza assume la presenza di altri incentivi all’investimento, relativi sia al territorio, sia alla qualità dell’offerta di lavoro locale. Ancora, riguardo al rapporto tra l’offerta di lavoro e il costo del lavoro, le correlazioni semplici presentate nel rapporto non hanno prodotto evidenza significativa di una relazione diretta a livello regionale in Europa, se non per il caso italiano e, forse, svedese. E, in ultimo, anche l’instaurarsi di flussi migratori dell’offerta verso regioni a maggiori salari e migliori opportunità di impiego deve essere valutato, come si è visto, alla luce di un dettagliato confronto con i divari tra aree del costo e degli standard di vita.

Ne segue che le contrapposizioni tra le politiche incentrate sulla sola produttività/investimenti (pubblici) e quelle incentrate sulla sola flessibilità salariale non hanno, probabilmente, senso di esistere: più convincente appare una strategia in cui intervenga su entrambi i fronti, in un *mix* ottimale di misure mirate ad aumentare la produttività delle aree più svantaggiate: soprattutto, infrastrutture, potenziamento del capitale umano, legalità, emersione, miglioramento del *business environment*, ri-orientamento della specializzazione produttiva nei settori ad alto valore aggiunto.

APPENDICE A: STATISTICHE REGIONALI

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

Abowd J.M., Ashenfelter O. (1980), "Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs and Compensating Wage Differentials", *Papers* 137, Princeton, Department of Economics – Industrial Relations Sections.

AFI-IPL (1998), *I premi di risultato nelle aziende altoatesine. I Indagine dell'osservatorio sulla contrattazione*, luglio, Bolzano, AFI-IPL.

Aiello F., Scoppa V. (1999), "Divari regionali in Italia: differenze nei tassi di crescita o nei livelli?", *Discussion Paper Series*, Università della Calabria, n. 12.

Albæk K., Asplund R., Blomskog S., Barth E., Gudmundsson B., Karlsson V., Madsen E. (2000), "Dimensions of the Wage-Unemployment Relationship in the Nordic Countries: Wage Flexibility without Wage Curves", *Research in Labor Economics*, vol. 19.

Akerlof G.A., Dickens W.T., Perry G. L. (1996), "The Macroeconomics of Low Inflation", in *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, pp. 1-76.

Alesina A., Danninger S., Rostagno M. (2001), "Redistribution through public employment: the case of Italy", *IMF Staff Papers*, 48, 3.

Altonji J.G., Deveraux P.J. (1999), "The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity", *NBER working paper*, n. 7236 (July).

ARAN, Rapporto trimestrale sulle retribuzioni dei pubblici dipendenti, edizioni varie.

Assindustria Ancona – CGIL-CISL-UIL Ancona (1998), "La contrattazione aziendale dopo l'accordo del 23.07.1993. Indagine sulle imprese industriali della provincia di Ancona", Ancona, Assindustria – CGIL-CISL-UIL, *mimeo*.

Auleta O. (1999), *La contrattazione decentrata sui meccanismi premianti dopo il 23 luglio 1993: aspetti metodologici e risultati*, in Pini P. (a cura di) (2000), *Premio di partecipazione o premio di risultato? La contrattazione aziendale in Emilia Romagna dopo il 1993*, Cub Editrice, Bologna.

Baglioni M. (1997), *Governare la contrattazione. Le relazioni industriali in un contesto locale*, Franco Angeli, Milano.

Baltagi B. H., Blien U. (1998), "The German Wage Curve: Evidence from the IAB Employment Sample", *Economic Letters*, n. 61, pp. 135-142.

- Bardasi E.** (1996), “I differenziali salariali tra pubblico e privato: un’analisi microeconometrica”, *Lavoro e Relazioni Industriali*, n. 3.
- Barwell R. D., Schweitzer, M.** (2003), “The incidence of nominal and real rigidities in the Great Britain: 1978-1998”, *unpublished manuscript*.
- Bauer T., Bonin, H., Sunde U.** (2004), “Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation: Evidence from West Germany Micro Data”, *IZA discussion paper*, n. 959.
- Beissinger T., Knoppik C.** (2001), “Downward Nominal Rigidity in West German Earnings, 1975-1995”, *German Economic Review*, 2(4).
- Bell B., Nickell S., Quintini G.** (2002), “Wage equations, wage curves and all that”, *Labour Economics*, vol. 9.
- Bertola G., Rogerson R.** (1997), “Institutions and Labour Reallocation”, *European Economic Review*, n. 41.
- Bertola G.** (1999), “Profilo Europa, Moneta Unica e Mercati Del Lavoro”, *Biblioteca Della Libertà*, XXXIV novembre-dicembre, n. 152, pp. 11-33.
- Bertola G.** (2005), *Distribution, Efficiency and Labour Market Regulation*, in Restrepo E. e Tolkman A. (eds.), *Labor Markets and Institutions*, Santiago, Chile: Banco Central de Chile.
- Bewley T.** (1999), *Why Wages Don't Fall During A Recession*, Harvard University Press, Cambridge.
- Biagioli, M., Broglia B., Cardinaleschi S.** (1992), *La partecipazione dei lavoratori ai risultati d'impresa*, Ediesse, Roma.
- Biagioli M., Curatolo S.** (1997), *La partecipazione dei lavoratori ai risultati economici delle imprese. Un'indagine econometrica su un panel di aziende metalmeccaniche di dimensioni medio-grandi*, in Biagioli, M. (a cura di), *Modelli teorici e studi empirici sull'esperienza italiana*, ESI, Napoli.
- Blanchard O., Katz L.** (1997), “What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, pp. 51-72.
- Blanchflower D.G., Oswald A.J.** (1994a), *The Wage Curve*, MIT Press.
- Blanchflower D.G., Oswald A.J.** (1994b), “Estimating a Wage Curve for Britain: 1973-1990”, *Economic Journal*, n. 104, pp. 1025-1043.
- Blau F., Kahn L.** (1996), “Wage structure and gender earnings differentials: un international comparision”, *Economica*, vol. 63.
- Bodo G., Sestito P.** (1994), *Squilibri Territoriali nel Mercato del Lavoro e Inflazione*, in Dell’Aringa C., *Caratteri Strutturali dell’Inflazione Italiana*, Il Mulino, Bologna.

- Borgarello A., Devicienti F.** (2002), *Tendenze nella Distribuzione dei Salari, Osservatorio sulla Mobilità del Lavoro in Italia*, Contini B. (a cura di), Il Mulino, Bologna.
- Borgarello A., Devicienti F., Villosio C.** (2002), *Mobilità retributiva*, in Contini B. (a cura di), *Osservatorio sulla mobilità del lavoro in Italia*, , il Mulino, Bologna, pp. 319-370.
- Brandolini A., Cipollone P., Sestito P.** (2002), *Earnings Dispersion, Low Pay and Household Poverty in Italy, 1977-1998*, in Cohen D., Piketty T., Saint-Paul G. (a cura di), *The Economics of Rising Inequalities*, Oxford: Oxford University Press, 2002.
- Bratsberg B., Turunen J.** (1996), “Wage curve Evidence from Panel Data”, *Economics Letter*, n. 51, 345-353.
- Brown C.** (1980), “Equalizing differences in the labor market”, *The Quarterly Journal of Economics*, n. 94, pp. 113-134.
- Brucchi Luchino** (2005), *Manuale di economia del lavoro*, Il Mulino, Bologna.
- Brunello G., Dustmann, C.** (1997), *Le retribuzioni nel settore pubblico e privato in Italia: un paragone basato su dati microeconomici*, in Dell’Aringa, C. (a cura di), *Rapporto Aran*, Franco Angeli, Milano, pp. 267-288.
- Brunello G., Lupi C., Ordine P.** (2000), “Widening Differences in the Italian Regional Unemployment”, *Fondazione ENI Working Paper*, n. 54.
- Brunello G., Rizzi D.** (1993), “I differenziali retributivi nel settore pubblico e privato in Italia: un’analisi cross-section”, *Politica Economica*, n. 3.
- Cahuc P., Zylberberg A.** (2004), *Labor Economics*, The MIT Press.
- Calmfors L., Driffil J.** (1998), “Bargaining structure, Corporatism and Macroeconomic Performance”, *Economic Policy*, v. 6.
- Campbell C., Orzag J.** (1998), “A model of the wage curve”, *Economics Letters*, n. 41, pp. 345-353.
- Campiglio L.** (1996), *Il costo del vivere: Nord e Sud a confronto*, Il Mulino, Bologna.
- Camuffo A.** (1996), “Contrattazione aziendale e flessibilità retributiva”, *Sviluppo & Organizzazione*, novembre-dicembre.
- Cannari L., Pellegrini G., Sestito P.** (1989), “Redditi da lavoro dipendente: un’analisi in termini di capitale umano”, *Temi di Discussione*, Banca d’Italia, 124.
- Canziani P.** (1997), “Cohort Effects on Career Patterns: Evidence from Italy, Spain and the UK”, CEPR, *mimeo*.
- Cappellari L.** (2000), “The Dynamics and Inequality of Italian Male Earnings: Permanent Changes or Transitory Fluctuations”, Institute for Social and Economic Research (ISER),

working paper, n. 2001-15.

Card D. (1995), “The Wage Curve: A Review”, *Journal of Economic Literature*, n. 33(2), pp. 785-99.

Card D., Hyslop D.R. (1997), “Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market?” in Romer C., Romer D. (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, National Bureau of Economic Research, Studies in Business Cycles, 30, University of Chicago Press, Chicago.

Card D., Kramarz F., Lemieux T. (1999), “Changes in the Relative Structure of Wage and Employment: A Comparison of the United States, Canada and France”, *Canadian Journal of Economics*, Canadian Economics Association, vol. 32(4).

Casadio P. (1999), “Diffusione dei premi di risultato e differenziali retributivi territoriali nell’industria”, *Lavoro e Relazioni Industriali*, n. 1.

Casadio P., Lamelas M., Rodano G. (2004), “Mutamenti nella struttura dei salari e nelle relazioni sindacali in Italia dopo undici anni di politica dei redditi”, *IX Conferenza AIEL*, Modena, settembre 2005.

Casadio P. (2003), “Wage Formation in the Italian private sector After the 1992-93 Income policy Agreement”, chapter 6 in Fagan, Mongelli, Morgan (eds.), *Institution and Wage formation in the New Europe*, Edward Elgar, Northampton.

Casavola P., Gavosto A., Sestito P. (1995), “Technical Progress and Wage Dispersion in Italy: Evidence from Firms’ Data”, *Annales d’Economie et Statistique*, 41-42.

Centra M., Giammatteo M. (2002), “Impatto della contrattazione di secondo livello sui salari dei lavoratori dipendenti: analisi dei dati di fonte contributive”, *paper* presentato al XVII Convegno Nazionale di Economia del Lavoro.

CGIL Alessandria (1999), “La contrattazione aziendale nei settori industriali della provincia di Alessandria”, Alessandria, CGIL, *mimeo*.

CGIL Ferrara (1997), “La partecipazione”, *Tavola Periodica*, n. 5/6, luglio-agosto, volume I, Ferrara, CGIL, *mimeo*.

Chiarini B., Piselli P. (1997), “Wage Setting, Wage Curve and Phillips Curve: the Italian Evidence”, *Scottish Journal of Political Economy*, y 44, pp. 545-565.

Christofides N., Leung M. (2002), “Nominal Wage Rigidity in Contract Data: A Parametric Approach”, *Economica*, n. 70, pp.619-638.

Clark A. (1998), *Measures of job satisfaction, what makes a good job? Evidence from OECD countries*, OECD, Paris.

Clark A. (2005), “Your money or your life: changing job quality in OECD Countries”, *Discussion Paper*, n. 1610, Institute for the Study of Labor (IZA), Germany.

CNEL, Archivio Contratti, *www.cnel.it*.

CNEL, Contrattazione, Retribuzione e Costo Del Lavoro 2000-2001, (sezione quarta) pdf.

CNEL, “Contrattazione, retribuzioni e costo del lavoro in Italia nel contesto europeo”, *Rapporto 2002-2003*, Documenti n. 43, ottobre 2004, Roma.

Collier B. (2001), “The UK Wage Curve: New Evidence from the British Households Panel”, *mimeo*.

Comi S., Ghinetti P., Lucifora C. (2002), “La distribuzione dei salari nel settore pubblico e nel settore privato: Un’analisi disaggregata”, *Mobilità Salariale ed Occupazionale in Italia*, Vita e Pensiero.

Comi S., Ghinetti P. (2002), “La distribuzione dei salari in Italia: un confronto tra pubblico e privato”, *Rivista Internazionale di Scienze Sociali*, n. 110.

Commissione Europea (2003), *Education across Europe 2003*, Luxembourg: office for official publications of the European Communities.

Commissione Europea, (2001), *Employment and social policies: a framework for investing in quality* Brussels 20.6.2001, COM(2001) 313 final.

Commissione Europea (2004), “Wage Structures and Determinants in an Enlarged Europe”, *Employment In Europe 2003*, Chapter 3, (pp. 75-120).

Commissione Europea (2004), *Joint Employment Reports 2003/2004*, Communication from the Commission to the Council, Brussels, 27.01.2004, COM(2004) 24 final/2.

Commissione Europea, L’Europa in Movimento. Più Unità Più Pluralismo, pdf.

Commissione Europea (2005), “Relative wage structures”, *Employment in Europe 2004*, 4.2.2., pp. 129-133.

Contini, B. (2002), (eds.), *Labour Mobility and Wage Dynamics in Italy*, Rosenberg & Sellier, Torino.

Contini B., Filippi M., Malpede C. (2001), Safari nella giungla dei salari: al Sud si lavora di meno?” *Lavoro e Relazioni Industriali*, n. 2, pp. 9-39.

Contini B., Leombruni R., Pacelli L., Villosio C. (2006), *Wage Mobility and Dynamics in Italy 1993-1998*, in Lazear E., Shaw K. (eds.), *The Structure of Wages within Firms. Europe and United States*, Chigago, NBER.

Cossentino F., Rosperetti L. (1991), “Gli accordi di *gainsharing* on Italia: diffusione, motivazioni e valutazioni aziendali”, *Produttività e Competitività*, n. 3-4.

Cowell F.A., Jenkins S.P., Litchfield J.A. (1996), *The changing shape of the U.K. income distribution: Kernel Density Estimates*, in Hills J.R. (ed.), *New inequalities: the changing*

distribution of income and wealth in the United Kingdom, Cambridge, U.K., Cambridge University Press, pp. 49-75.

Cowell F., Schuler C. (1998), “Income mobility: a Robust Approach”, *DARP Discussion Paper*, n. 37.

Crawford A., Harrison A. (1998), *Testing for Downward Rigidity in Nominal Wages*, in *Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*, Bank of Canada, Ottawa, pp. 179-225.

Crawford A., Wright G. (2001), “Downward Nominal-Wage Rigidity: Micro Evidence from Tobit Models”, Bank of Canada, *working paper*, n. 2001-7.

D’Addio A., Ersson T., Frijters P. (2003), “An analysis of the determinants of job satisfaction when individuals’ baseline satisfaction levels may differ”, *working paper* 16, Centre for Applied Microeconometrics, Institute of Economics, University of Copenhagen.

Davis S.J., Haltiwanger J. (1992), “Gross Job Creation, Gross Job Destruction and Employment Reallocation”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107.

Dell’Aringa C., Lucifora C. (1994), “Collective Bargaining and Relative Earnings in Italy”, *European Journal of Political Economy*, vol. 10.

Dell’Aringa C. (1997) (eds.), *Rapporto Aran sulle retribuzioni 1996*, Milano, Franco Angeli.

Dell’Aringa C. (1998) (eds.), *Rapporto Aran sulle retribuzioni 1997*, Milano, Franco Angeli.

Dell’Aringa C., Lucifora C., Origo, F., “Public Sector Pay and Regional Competitiveness: A First Look at Regional Public-Private Wage Differentials in Italy”, *IZA Discussion Paper*, n. 1828 October 2005.

Dessy O. (2002), “Nominal wage rigidity in the European Countries: evidence from the Europanel”, *unpublished manuscript*, CREST-INSEE, Paris.

Destefanis S., Mastromatteo G., Verga, G. (2004), “Wage determination in Italy with or without indexation”, *paper* presentato alla IX Conferenza AIEL, Modena, settembre 2005.

Devicienti F. (2002), “Downward Nominal Wage Rigidities in Italy: Evidence and consequences”, *Lavoro e Relazioni Industriali*, n. 2, pp. 125-180.

Devicienti F., Maida A., Sestito P. (2003), “Nominal and Real Wage Rigidity: An Assessment Using Italian Microdata”, *LABORatorio R. Revelli working paper*, n. 33 (scaricabile da: www.labor-torino.it/workingpapers/wp33.htm).

Devicienti F., Maida A., Sestito P. (2005), “Downward wage rigidity in Italy: Evidence and Consequences,” *mimeo*.

Dickens W. T., Goette L. (2002), “Notes on Estimating Rigidity Using An Analytic Likelihood Function”, *unpublished manuscript*, August 26, 2002.

- Dickens W.T., Goette L., Groshen E.L., Holden S., Messina J., Schweitzer M.E., Turunen J., Ward-Warmedingen M.** (2006), “The interaction of labour markets and inflation: Analysis of microdata from the International Wage Flexibility Project”, *Proceedings of the Federal Reserve Bank of San Francisco Conference on Labour Market and Macroeconomy*.
- Di Nardo J., Fortin N., Lemieux T.** (1996), “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, vol. 64, n. 5, pp. 1001-1044.
- Dornman P.** (1996), *Markets & Mortality. Economics, dangerous work, and the value of human life*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Elliot R., Lucifora C., Meurs D.** (1999), *Public sector pay determination in the European Union*, Macmillan, London.
- Erickson C., Ichino A.** (1995), *Wage differentials in Italy: Market Forces, Institutions and Inflation*, in Freeman R., Kats L. (a cura di), *Working Under Different Rules*, New York: Russell Sage Foundation.
- European Foundation for the improvement of Living and Working Conditions**, *Annual review of working conditions in the EU: 2003-2004*, Dublin.
- EUROSTAT**, Regions Stat Yearbook 2004, pdf.
- EUROSTAT**, Stat In Focus - Annual Gross Earnings 2003 - Results From Member States, Accessing And Candidate Countries, Paternoster A. pdf.
- EUROSTAT**, Stat In Focus - Labour Cost Survey 2000 - Member States And Candidate Countries, Paternoster A., pdf.
- EUROSTAT**, Stat In Focus - Regional Unemployment in the European Union and Candidate Countries in 2003, pdf.
- Fabrizi R., Melotti M., Pini P.** (1998), “Partecipazione e salario variabile dopo l’accordo del 23 luglio 1993: l’esperienza del territorio di Bologna”, *Economia & Lavoro*, vol. XXXII, n. 4.
- Fabrizi R., Pini P.** (1999), “La recente contrattazione aziendale sul premio di risultato nelle imprese del territorio di Udine”, *Lavoro e Diritto*, anno XIII, n. 2.
- Fabiani S., Locarno A., Oneto G., Sestito P.** (1997), “NAIRU, Incomes Policy and Inflation”, in Bank of International Settlements, *Monetary Policy and the Inflation Process*, Conference Papers, vol. 4, Basel, 1997.
- Fabiani S., Locarno A., Oneto G., Sestito P.** (2001), “The sources of unemployment fluctuations: an empirical application to the Italian case”, *Labour Economics*, n. 2, May 2001, pp. 259-290.
- Fares J., Lemieux T.** (2001), “Downward Nominal Wage Rigidity: A Critical Assessment and Some New Evidence for Canada”, in Crawford A. (ed.), *Proceedings of the Bank of Canada Conference on Price Stability and the Long Run Target for Monetary Policy*, (2001), pp. 3-48.

(www.econ.ubc.ca/lemieux/publications.htm).

FAT-FLAI-UILA Lombardia (1998), “Il premio di risultato”, *Osservatorio regionale sulla contrattazione*, Milano, CGIL, *mimeo*.

FDA-CISL (1997), “I contratti di II livello. Analisi di un campione di accordi stipulati nella provincia di Pordenone”, marzo, CISL, *mimeo*.

Federchimica-FULC (1997), “Analisi degli accordi realizzati sul premio di partecipazione”, Roma, Federchimica-FULC, *Osservatorio Chimico Nazionale*, *mimeo*.

Fehr E., Goette L. (2000), “Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity”, *Institute for Empirical Research in Economics, Working Paper*, n. 44, University of Zurich

Fields G., Ok E.A. (1999), *The measurement of income mobility: an introduction to the literature*, in Silber J. (a cura di), *Handbook of Income Inequality Measurement*, Boston: Kluwer Academic Publishers.

Fields G. (2002), “Accounting for income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the United States”, forthcoming in *Research in Labour Economics*.

FILCEA-CGIL Lombardia – Net Working s.r.l. (1999), “Analisi di un campione di accordi integrative aziendali nel comparto chimico-farmaceutico”, marzo, Milano CGIL, *mimeo*.

FIOM-CGIL Lombardia (1997), “Contrattazione articolata in Lombardia”, quaderno 1, settembre, Milano, CGIL, *mimeo*.

FIOM-CGIL Piemonte (1998), “La contrattazione aziendale 1994-1998”, *Relazione finale*, Torino, dicembre, CGIL, *mimeo*.

French M.T., Dunlap, L.J. (1998), “Compensating wage differentials for job stress”, *Applied Economics*, n. 30, pp. 1067-1075.

Gariety B.S., Shaffer S. (2001), “Wage differentials associated with flextime”, *Monthly Labour Review*, n. 124, pp. 68-75.

Geoffrey T. (1998), “Indagine Europea Sulla Struttura Delle Retribuzioni (ESES) 1995”, *Lavoro e relazioni industriali*, Fascicolo 1, anno 1998, pp. 239-252, SICI: 1129-6291 (1998) 24:1 <239:IESSDR> 2.0.ZU;2-X Fonte: ESSPER.

Ghinetti P. (2004), “The effect of working in the public sector when education and sector choices are endogenous: an empirical investigation for Italy”, *paper presented at the XIX AIEL Conference*, Modena, 23-24 September.

Giaccone M. (1995), *La contrattazione aziendale in Veneto: due anni dopo il 23 luglio*, *Oltre il ponte*, IV trimestre, Franco Angeli, Milano.

Golinelli R. (1998), “Fatti stilizzati e metodi econometrici ‘moderni’: una rivisitazione della

curva di Phillips per l'Italia (1951-1996)”, *Politica Economica*, n. 3.

Goux D. (1997), “Les Salaires Nominaux Sont-Ils Rigides à la Baisse?“, INSEE *working paper*, Paris.

Gregory R.G., Borland J. (1999), *Recent developments in public sector labour markets*, in Ashenfelter, O.C. e Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, volume 30, North Holland.

Groshen E.L., Schweitzer M.E. (1999), *Identifying Inflation's Sand and Grease Effects in the Labor Market*, in Feldstein M. (ed.), *The Costs and Benefits of Price Stability*, University of Chicago Press, Chicago.

Hall E.R. (1978), “Fluctuation in Equilibrium Unemployment”, *American Economic Review*, AEA, vol. 78(2), May, 1988.

Haltiwanger J., Vodopivec M. (2003), “Worker flows, job flows and firm wage policies. An analysis of Slovenia”, *The Economics of Transition*, vol. II.

Hamermesh D.S. (1999), *The changing distribution of job satisfaction*, National Bureau of Economic Research.

Harris J., Todaro M. (1970), “Migration, Unemployment & Development. A Two-Sector Analysis”, *American Economic Review*, 60(1).

Heckman, J. (1979), “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, vol. 47, n. 1, pp.153-162.

Holmund B., Skedinger P. (1990), *Wage bargaining and wage drift: evidence from swedish wood industry*, in Calfors, L. (ed.), *Wage, Formation and Macroeconomic Policy in Nordic Countries*, SNS Förlag & Oxford University Press, Stockholm.

ISTAT, Rilevazione sul costo del lavoro.

ISTAT (2000), “La flessibilità del mercato del lavoro nel periodo 1995-1996”, *Informazioni*, n. 34.

Janssens S., Konings J. (1998), “One More Wage Curve: the Case of Belgium”, *Economic Letters*, n. 60, pp. 223-227.

Juhn K., Murphy K., Pierce B. (1993), “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”, *Journal of Political Economy*, vol.101, n. 3, pp. 410-442.

Kahn S. (1997), “Evidence of Nominal wage Stickiness form Microdata”, *American Economic Review*, 87(2), pp. 993-1008.

Katz L., Murphy K. (1992), “Changes in Relative Wages, 1963-1987 – Supply and Demand Factors”, *Quarterly Journal of Economics*, n. 107, 35-78.

Knoppik C., Beissenger T. (2001), “How Rigid are Nominal Wage? Evidence and Implications

for Germany”, *IZA Discussion Paper*, n. 357, Bonn (www.iza.org).

Knoppik C. (2001), “Models with Censoring and Measurement Error”, *Discussion Paper* (April), University of Regensburg.

Koenter R., Basset G.W. (1978), “Regression Quantiles”, *Econometrica*, 46, 33-50.

Kramarz F. (2001), “Rigid Wages: What Have We Learned from microeconomic studies?”, *working paper*.

Kristensen N., Westergaard-Nielsen N. (2004), “Does low job satisfaction lead to job mobility”, *Discussion Paper*, n. 1026, Institute for the Study of Labor (IZA), Germany.

Lanfranchi J., Ohlsson H., Skalli A. (2002), “Compensating wage differentials and shift work preferences”, *Economics Letters*, n. 74, pp. 393-398.

Layard R., Nickell S., Jackman R. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.

Lazear E., Shaw K. (2006) (eds.), *The Structure of Wages within Firms. Europe and United States*, Chicago, NBER.

Lipsey R. (1960), “The Relation between unemployment and the rate of change money wage rate in the U.K. 1862-1957: a further analysis”, *Economica*, n. 27.

Lucifora C., Origo F. (1999), “Alla ricerca della flessibilità: un’analisi della curva dei salari in Italia”, in *Rivista Italiana degli Economisti*, n. 1, 1999.

Lucifora C. (1998), “Differenziali Salariali e Istituzioni Del Mercato Del Lavoro”, (curatore con Brunello G. del numero monografico) *Lavoro e Relazioni Industriali*, n. 2.

Lucifora C. (in collaborazione con Piazza A.) (2000), *I Differenziali Retributivi in Europa*, in CNEL, *Il Rapporto sulle Retribuzioni e sul Costo del Lavoro*, Giuffrè Editore: (ESES95) Milano.

Lucifora C. (1998), “Labour Market Flexibility, Wage Inequality And Unemployment In European Countries”, *Journal of European Studies*, Chulalongkorn University, vol. 6, 1998.

Lucifora C., McKight A., Selverda W. (2005), “Low-wage employment in Europe: a review of the evidence”, *Socio-Economic Review*, n. 3, pp. 259-292.

Lucifora C., Meurs D. (2004), “The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy”, *IZA Discussion Papers*, n. 1041.

Lucifora C. (1999), “Rules vs. bargaining: pay determination in the Italian public sector, in Elliot, R., Lucifora, C., Meurs, D., *op. cit.*

Lucifora C. (1999), “Wage Determination And Unemployment In Italy: A Regional Perspective”, in OCSE e EC-DGV, *Employment and Wages in Europe*.

- Lucifora C.** (1999), “Wage Inequality and Low Pay: The Role of Labour Market Institutions, *working paper* 1999, n.13, Fondazione Eni Enrico Mattei (www.feem.it).
- Magnani E.** (2002), “Product market volatility and the adjustment of earning to risk”, *Industrial Relations*, n. 41, 304-328
- Manacorda M.** (2002), “Wage Indexation and the Evolution of Returns to Education in Italy, 1978-1992”, in Freeman, R.B. (ed.), *Inequality around the World*, Palgrave.
- Manacorda M.** (2004), “Can the Scala Mobile Explain the Fall and the Rise of Earnings Inequality in Italy? A Semiparametric Analysis, 1977-93”, *Journal of Labor Economics*.
- McLaughlin K.J.** (1994), “Rigid Wages?”, *Journal of Monetary Economics*, n. 34(1), pp. 1-25.
- Mercato del lavoro 2003** (pp. 218-280) pdf.
- Ministero del tesoro**, Ragioneria Generale dello Stato “Conto Annuale”, edizioni varie.
- Moisala J.** (2004), “Earning in Europe: a comparative study on wage and income disparities in the European Union”, *discussion paper*, n. 202, Labour Institute for Economic Research, Helsinki.
- MonitorLavoro** (1998), “Concertazione, relazioni industriali e politica economica: il modello italiano. Una verifica empirica dei risultati a confronto con i modelli di letteratura e degli altri paesi europei”, Roma, CGIL, *mimeo*.
- Montuenga V., García I., Fernández M.** (2003), *Regional wage flexibility: the wage curve in five EU countries*.
- Moulton B. R.** (1990), “An illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of aggregate Variables on Microunit”, *Review of economics and Statistics*, n. 32.
- Moulton B. R.** (1986), “Random Group Effects and the Precision of Regression estimates”, *Journal of Econometrics*, n. 32.
- Nickell S., Quintini G.** (2003), “Nominal Wage Rigidity and the Rate of Inflation”, *The Economic Journal*, n. 113 pp.762-781.
- Nickell S.** (1998), “Unemployment: Questions and Some Answers”, *Economic Journal*, vol. 108.
- Nordberg L., Penttila I., Sandstrom S.** (2001), “A study on the effects of using interview versus register data in income distribution analysis with an application to the finish ECHP-survey in 1996”, Chintex *working paper*, n. 1, working-package 5.
- OECD** (1996), “Earnings Inequality, Low-Paid Employment and Earnings Mobility”, *Employment Outlook 1996*, chapter 3, July 1996, pp. 58-108.
- OECD** (2000), “Disparities In Regional Labour Markets”, *Employment Outlook 2000*, pp. 31-78.

OECD (2001), *Taxing wages 2000-2001*.

OECD (2004), “Wage Setting Institutions And Outcomes”, *Employment Outlook 2004*, Chapter 3, pp. 127-177.

OECD (2004 edition), *Taxing Wages – special feature: broadening the definition of the average worker 2003 / 2004*.

Paoli P., Merliè D. (2001), “Third European survey on working conditions 2000”, *European Foundation for the improvement of living and working conditions*, Luxemburg.

Paolucci E. (1997), *Rapporto CNEL sul cambiamento organizzativo, sistemi retributive e contrattazione aziendale dopo il protocollo di luglio 1993*, Roma.

Pannenberg M., Schwarze J. (1988), “Phillips Curve or Wage Curve: Is There Really a Puzzle”, *mimeo*.

Pench L., Sestito P., Frontini E. (1999), *Some unpleasant arithmetics of regional unemployment in the EU. Are there any lessons for EMU?*, Commissione Europea, DG XII, Brussels.

Pini, P. (2002), “Contrattazione, flessibilità e premi nelle imprese dell’industria alimentare in Emilia-Romagna dal 1998 al 2001”, *Quaderno di Dipartimento*, n. 4/2002, *mimeo*.

Pini P., Tortia E. (2002), “Innovazioni organizzative, risorse umane e relazioni industriali nelle imprese alimentari dell’Emilia-Romagna”, *Rapporto di Ricerca*, Università di Ferrara, DEIT e IRES-ER, Aprile, *mimeo*.

Poggi A. (2005), “Do satisfactory working conditions contribute to explain earning differentials in Italy? A panel data approach”, *Quaderno di ricerca*, n. 104, Dipartimento di Scienze Economiche, Università del Piemonte Orientale.

Prasad E.S. (2002), “Wage Inequality in the United Kingdom, 1975-1999”, *IZA Discussion Paper*, n. 510 (www.iza.org).

Prosperetti L., Giulivi R. (1997), “La retribuzione per risultati nei processi di cambiamento: l’impatto organizzativo, culturale e relazionale”, *Progress Report*, Milano, *mimeo*.

Prosperetti L., Ajello V., Caironi S., Ravanelli R. (1997), *I risultati degli accordi di partecipazione: analisi teorica e risultati empirici*, in Vitali L. e Brunetta R. (a cura di), *Mercato del lavoro: analisi strutturali e comportamenti individuali*, Franco Angeli, Milano.

Rosen, S. (1986), “The theory of equalizing differences”, in Ashenfelter O., Card D. (eds.), *Handbook of Labour Economics*, vol. 1, Elsevier: Amsterdam.

Rossi F. (1997), “La contrattazione aziendale nel triennio 1994-1996”, *CSC Ricerche*, n. 123.

Rossi F., Sestito P. (2000), “Contrattazione aziendale, struttura negoziale e determinazione decentrata del salario”, *Rivista di Politica Economica*.

Rustichelli E. (2007) (a cura di), *Esiste un differenziale retributivo di genere - Il lavoro femminile tra discriminazioni e diritto alla parità di trattamento*, Isfol, I libri del Fondo sociale europeo, Rubbettino, Soveria Mannelli (CZ).

Shorrocks A. (1982), “Inequality decomposition factor components”, *Econometrics*, 50.

Smith J.C. (2000), “Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom”, *The Economic Journal*, n. 110, pp. c176-c195.

Snowe D.J. (1999), “Causes of Changing Earnings Inequality”, *IZA Discussion Paper*, n. 29, Bonn.

Turunen J. (1998), “Disaggregated Wage Curves in the United States: Evidence from Panel data of Young Workers”, *Applied Economics*, n. 30, pp. 1665-1677.

Unione Industriale di Bergamo – OD&M (1997), “Il premio di risultato a metà strada tra costo e opportunità”, giugno, Bergamo, OD&M, *mimeo*.

Viscusi W., Aldy J. (2003), “The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world”, *The Journal of Risk and Uncertainty*, n. 27, pp. 5-76.

*Numeri
pubblicati:*

- N. 1, 1998 La mobilità degli occupati: tipologie e segmenti, *di S. Porcari e C. Malpele*
- N. 1, 1999 Incentivi alle assunzioni: ipotesi per la valutazione e prime applicazioni, *di M. Ferrara, C. Malpede, M. Mancini e M. Marocco*
- N. 2, 1999 La formazione per i patti territoriali e le aree di crisi, *di D. Gilli e A. Scassellati*
- N. 3, 1999 Flessibilità in uscita e occupazione: segmenti e profili dei soggetti a rischio di licenziamento, *di M. Marocco, V. Parisi e S. Porcari*
- N. 4, 1999 Le professioni: ipotesi classificatorie e nuove categorie interpretative, *di A. Mocavini e A. Paliotta*
- N. 5, 1999 Gli incentivi all'imprenditorialità nelle politiche attive del lavoro: gli interventi dello Stato e delle Regioni, *di M. Mancini e V. Menegatti*
- N. 6, 1999 Strategia europea per l'occupazione: analisi comparata dei Piani nazionali di azione, *di L. Incagli e S. Porcari*
- N. 7, 1999 Il lavoro interinale indagine esplorativa, *di V. Menegatti e E. Mari*
- N. 1, 2000 La riforma dei Servizi Pubblici per l'impiego: l'originalità del modello italiano, *di M. Marocco e L. Incagli*
- N. 2, 2000 Valutare le politiche per l'occupabilità le borse lavoro, *di A. Mocavini e M. Lattanzi*
- N. 3, 2000 Modelli per l'occupazione a confronto: strategie Ocse e orientamenti europei, *di V. Parisi*
- N. 4, 2000 I sistemi di protezione del reddito dei disoccupati in Italia tra politica sociale e strategia per l'occupazione. Analisi e confronti internazionali, *di M. Mancini*
- N. 5, 2000 Interventi per lo sviluppo locale nel Mezzogiorno e ruolo della formazione - Rapporto 2000, *a cura di D. Gilli*
- N. 6, 2000 Job vacancies in Italia - Il quadro teorico, le indagini, le evidenze empiriche, *di A. Mocavini e A. Paliotta*
- N. 7, 2000 Valutare gli interventi per l'occupazione: I tirocini di orientamento, *a cura di C. Serra*
- N. 8, 2000 Obiettivo occupazione: le strategie dei paesi europei, *di M. Curtarelli e S. Porcari*
- N. 1, 2001 Servizi per l'impiego - Rapporto di monitoraggio 2000, *di D. Gilli, G. Perri e F. Tantillo*
- N. 2, 2001 Strumenti per le analisi di flusso nel mercato del lavoro - Una procedura per la ricostruzione della struttura longitudinale della Rilevazione trimestrale Istat sulle forze di lavoro, *di M. Centra, A. Discenza e E. Rustichelli*
- N. 3, 2001 La riforma del part-time - Il “compromesso tra tutela e flessibilità in Italia ed in Europa”, *di M. Emanuele, M. Marocco e E. Rustichelli*

- N. 4, 2001 Ict e “New Economy” - Orientamenti della letteratura e primi elementi per la costruzione di un percorso critico, *di A. Paliotta e A. Pannone*
- N. 5, 2001 Il lavoro interinale - Prime Analisi su dati amministrativi, *di F. Carmignani, E. Rustichelli e G. Marzano*
- N. 6, 2001 Valutare gli interventi per l’occupabilità - I piani di inserimento professionale ed elementi comparativi con altre misure, *a cura di C. Serra*
- N. 7, 2001 Verso nuovi dispositivi di *workfare* - Lavori socialmente utili - Profili valutativi, *di M. Marocco e A. Scialà*
- N. 1, 2002 Monitoraggio Spi 2001 - Analisi di profondità dei Centri per l’impiego: per target, per funzioni e per strutture, *a cura di D. Gilli*
- N. 2, 2002 La programmazione regionale a sostegno dei Servizi per l’impiego - Azioni di sistema ed integrazione con lo sviluppo locale, *a cura di G. Di Domenico*
- N. 3, 2002 Servizi per l’impiego - Rapporto di monitoraggio 2001, *di D. Gilli, R. Landi e G. Perri*
- N. 4, 2002 I Servizi privati per l’impiego: il caso delle Agenzie di collocamento, *a cura di G. Linfante*
- N. 5, 2002 I nuovi Servizi per l’impiego: esperienze di formazione del personale, *di R. Landi*
- N. 6, 2002 Monitoraggio Spi 2002 - “Analisi di profondità dei Centri per l’impiego: per target, per funzioni e per strutture”, *a cura di D. Gilli*
- Supplemento *Le fonctionnement des Centres pour l’emploi en Italie - Suivi 2002*, Supplément au n. 6/2002 des “Monographies sur le Marché du travail et les politiques pour l’emploi”
- Supplemento *The Functioning of the Employment Centres in Italy - 2002 Monitoring*, Supplement to Issue N. 6/2002 of the “Monographs on the Labour Market and Employment Policies”
- N. 7, 2002 Le politiche per l’occupabilità: Valutazione della loro efficacia attraverso un’analisi sui giovani in cerca di lavoro che hanno partecipato a Piani di inserimento Professionale o a Tirocini, *a cura di C. Serra*
- N. 1, 2003 Monitoraggio Spi 2002 - Analisi di profondità dei Centri per l’impiego nelle regioni Ob. 1, *a cura della Struttura Isfol di monitoraggio Spi*
- N. 2, 2003 Servizi per l’impiego e sistema imprenditoriale. Esigenze ed aspettative dei datori di lavoro, *di G. Di Domenico*
- N. 3, 2003 Indagine sulle attività di monitoraggio svolte dai Servizi per l’impiego, *di F. Tantillo e M. Ferrara*
- N. 4, 2003 Rilevazione semestrale sulla domanda di lavoro: il percorso metodologico, *di L. Incagli, A. De Sanctis e D. Radicchia*
- N. 5, 2003 La rete Eures in Italia - Analisi del quadro normativo-istituzionale, valutazione degli aspetti organizzativi, *di M. Bonanni e R. Landi*

- N. 6, 2003 L'organizzazione dei Servizi per l'impiego - Un'analisi sperimentale, *a cura di G. Di Domenico*
- N. 7, 2003 L'utenza dei Cpi e il livello di soddisfazione per i servizi erogati, *di G. Baronio, C. Gasparini, G. Linfante, G. Natoli e F. Tantillo*
- Supplemento Users of the Employment Centres and the level of satisfaction for the services provided, *by G. Baronio, C. Gasparini, G. Linfante, G. Natoli e F. Tantillo*
Supplement to Issue N. 7/2003 of the “Monographs on the Labour Market and Employment Policies”
- N. 8, 2003 Formazione del personale Spi: ricognizione ed analisi valutativa delle attività formative 2001-2002, *di R. Landi e L. Palomba*
- Supplemento Formazione del personale Spi nelle regioni Ob. 1, *di R. Landi e L. Palomba*,
Supplemento al n. 8/2003 delle “Monografie sul Mercato del lavoro e le politiche per l'impiego”
- N. 9, 2003 Evoluzione del sistema dei Servizi per l'impiego nelle regioni Ob. 1, *a cura della Struttura Isfol di monitoraggio*
- N. 10, 2003 Public Employment Services in Europe - Innovative practices in the provision of services: on-line, to companies, and to long-term unemployed, *a cura di G. Di Domenico*
Services publics de l'emploi en Europe - Expériences innovantes dans l'offre de services: en ligne, aux entreprises, aux chômeurs de longue durée, *a cura di G. Di Domenico*
- N. 11, 2003 Lavoro atipico e Servizi per l'impiego - Studi di caso e modelli di intervento, *di M. Curtarelli e C. Tagliavia*
- N. 12, 2003 Rassegna internazionale della letteratura in materia di Servizi per l'impiego, *a cura di L. Incagli e M. Marocco*
- N. 13, 2003 Employment Services - Summary of the Monitoring Exercise 2002, *a cura di S. Rosati*
Les services de l'emploi - Synthèse du suivi 2002, *a cura di S. Rosati*
- N. 1, 2004 Indagine campionaria sul funzionamento dei Centri per l'impiego nelle regioni del Mezzogiorno, *a cura di D. Gilli e M. Parente*
- N. 2, 2004 Relazione tra Servizi per l'impiego e Aziende-utenti - L'impatto delle procedure informatizzate, *a cura di G. Di Domenico*
- N. 3, 2004 Dossier regionali sul mercato del lavoro 1-2004, *a cura di G. Riccio*
- N. 4, 2004 Analisi del valore aggiunto delle azioni di sistema del Pon a sostegno della riforma dei Servizi per l'impiego - Un'indagine pilota, *a cura di M. D'Onofrio, L. Guazzaloca, A. Salomone*
- N. 5, 2004 Reti tecnologiche e reti di relazioni nei Servizi pubblici per l'impiego: un'analisi territoriale, *a cura di D. Di Francesco, C. Serra*
- N. 6, 2004 Invecchiamento e lavoro - Elementi per un profilo meridionale, *di S. Porcari e M.L. Mirabile*

- N. 7, 2004 Gli utenti e i Centri per l'impiego, di *G. Baronio, M. D'Emilione, C. Gasparini, G. Lintante e F. Tantillo*
- N. 8, 2004 Il lavoro ripartito, tra riforma legislativa e contrattazione collettiva, a cura di *M. Emanuele*
- N. 9, 2004 Gli interventi formativi rivolti agli operatori dei Servizi per l'impiego: dal monitoraggio alla valutazione della qualità, di *M. Bonanni, M. Ferritti e L. Palomba*
- N. 10, 2004 Dossier regionali sul mercato del lavoro - Il lavoro femminile, a cura di *G. Riccio*
- N. 11, 2004 Comparative Atlas on Employment Services in the enlarged European Union, di *G. Di Domenico*
- N. 12, 2004 I lavoratori adulti tra programmazione regionale e politiche locali - Un'analisi comparata, di *S. Porcari, P. Riccone e G. Folini*
- N. 13, 2004 Dalle collaborazioni coordinate e continuative al lavoro a progetto, di *M. Marocco e E. Rustichelli*
- N. 14, 2004 Dossier regionali sul mercato del lavoro - 2/2004, a cura di *G. Riccio*
- N. 15, 2004 La rete Eures in Italia - Monitoraggio 2003, a cura di *M. Bonanni e R. Landi*
- N. 1, 2005 Servizi per l'impiego e welfare locale - Indagine comparata sulle forme di cooperazione fra Spi e comuni in Italia e in Europa, di *I. Appetecchia, C. Gasparini, Giacobbe e F. Tantillo*
- N. 2, 2005 L'utenza extracomunitaria nei Centri per l'impiego - Una prima indagine sperimentale, di *G. Baronio e M. D'Emilione*
- N. 3, 2005 Servizi informatizzati per il lavoro - La percezione delle aziende-utenti, di *G. Di Domenico*
- N. 4, 2005 Dossier regionali sul mercato del lavoro - 3/2004, a cura di *G. Riccio*
- N. 5, 2005 Osservatorio sulle politiche regionali di sostegno ai lavoratori adulti, a cura di *G. Riccio*
- N. 6, 2005 Indagine campionaria sul funzionamento dei Centri per l'impiego 2004, a cura di *D. Gilli e R. Landi*
- N. 7, 2005 Il nuovo part-time - La concertazione della flessibilità, a cura di *E. Rustichelli*
- N. 8, 2005 Il contratto di inserimento - Una nuova opportunità per l'ingresso nel mercato del lavoro, a cura di *M. Emanuele*
- N. 9, 2005 Lavoratori anziani e mercato del lavoro europeo - Studi, politiche pubbliche e buone prassi aziendali, di *D. Gilli, M. Parente e C. Tagliavia*
- N. 10, 2005 Il nuovo mercato delle Agenzie per il lavoro in Italia - Prime evidenze empiriche, a cura di *G. Di Domenico e M. Marocco*
- N. 11, 2005 Reti tecnologiche e reti relazionali nei sistemi del lavoro regionali e provinciali, di *D. Di Francesco, S. Rossetti e C. Serra*

- N. 12, 2005 Rapporto sul mercato del lavoro nel Mezzogiorno, *a cura di A. Amendola e E. Rustichelli*
- N. 13, 2005 La ricerca di lavoro - Raccolta di studi empirici, *a cura di E. Mandrone e D. Radicchia*
- N. 14, 2005 I Servizi per il collocamento mirato - Rilevazione censuaria 2004 - Monitoraggio sui servizi per l’inserimento lavorativo delle persone disabili, *di P. Checcucci e F. Deriu*
- N. 15, 2005 Le politiche di *workfare* in Europa - Esperienze di integrazioni tra Servizi al lavoro e Sistemi di welfare, *di G. Di Domenico*
- N. 1, 2006 Verso il lavoro - Organizzazione e funzionamento dei Servizi pubblici per cittadini e imprese - Monitoraggio 2004, *a cura di D. Gilli e R. Landi*
- N. 2, 2006 Venti anni di Contratti di formazione lavoro, *a cura di S.D. Rosati*
- N. 3, 2006 Gli utenti e i Centri per l’impiego, *di G. Baronio e M. D’Onofrio*
- N. 4, 2006 Caratteristiche e funzionamento dei Servizi per l’impiego nelle aree Obiettivo 1- Rilevazione 2004, *a cura di G. Scarpetti*
- N. 5, 2006 Studio sui profili professionali degli operatori dei Centri per l’impiego e delle Agenzie per il lavoro, *a cura di M. Bonanni*
- N. 6, 2006 Valutare l’esperienza lavorativa degli adulti: patrimonio del futuro, *a cura di G. Riccio*
- N. 7, 2006 Imprenditori immigrati: il dibattito scientifico e le evidenze empiriche dell’indagine Isfol, *di S. Laj e V. Ribeiro Corossacz*
- N. 8, 2006 Il sistema privato dei servizi all’impiego – Risultati d’indagine 2006, *di G. Di Domenico e M. Marocco*
- N. 9, 2006 La rete Eures-Italia – Primi elementi di valutazione 2005-2006, *a cura di M. D’Onofrio e R. Landi*
- Supplemento Il monitoraggio Isfol del sistema dei servizi per il lavoro in Italia e in Europa - Bibliografia per argomenti (2000-2006), *a cura di G. Scarpetti*, supplemento al n. 9/2006 delle Monografie sul Mercato del lavoro e le politiche per l’impiego
- N. 1, 2007 Indagine campionaria sul funzionamento dei Centri per l’impiego 2005-2006, *a cura di D. Gilli e R. Landi*
- N. 2, 2007 Interventi per favorire l’occupazione in tutte le età della vita: più lavori e di qualità migliore, *a cura di G. Riccio*
- N. 3, 2007 Analisi dei sistemi di monitoraggio dei Servizi per l’impiego a livello regionale e locale - Alcune evidenze empiriche, *a cura di M. D’Emilione e M. Parente*
- N. 4, 2007 L’istituzionalizzazione del ruolo di Intermediari delle università e dei Consulenti del lavoro - Evidenze dal monitoraggio 2007, *di G. Di Domenico e M. Marocco*