

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>

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 di 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 ;
\mathbf{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:

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

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 \mathbf{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

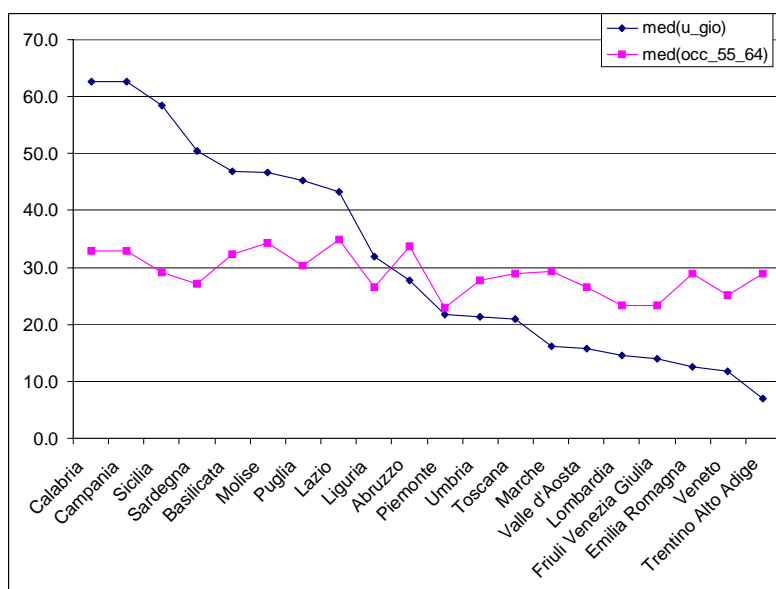
5.3.1 Premessa

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.

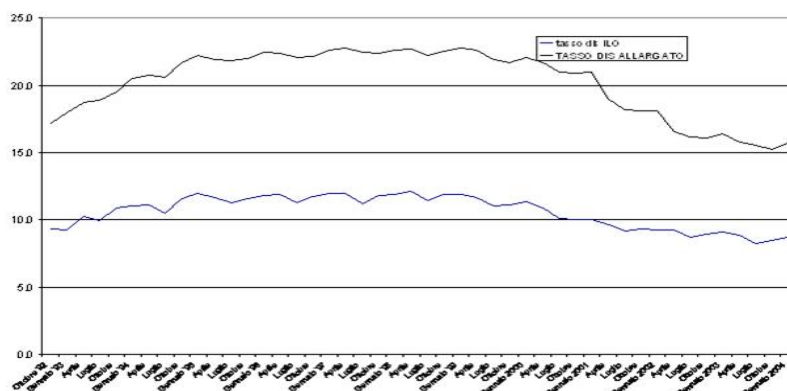
Ciò però non risolve completamente la questione dei diversi poteri d’acquisto nelle differenti regioni italiane. Infatti ogni calcolo della Parità dei Poteri d’Acquisto (PPA) assume l’omogeneità del paniere di beni consumabili nei diversi luoghi in termini di tipo, quantità e qualità disponibili. Riferendoci 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).

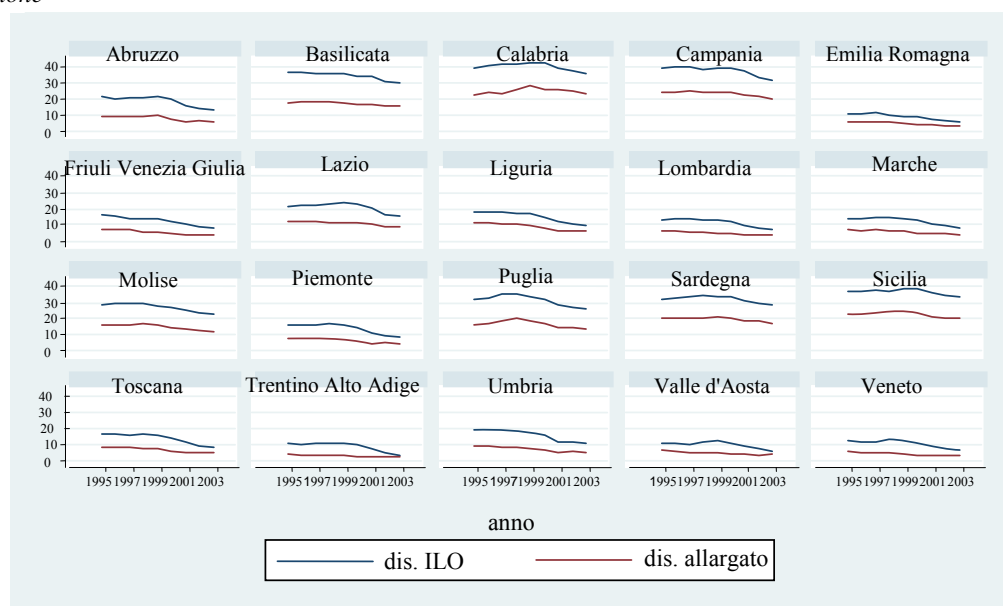
¹⁷ Tutti i valori sono unitari riferiti all’anno lavorato a tempo pieno, anche se il calcolo differisce per ISTAT e Banca d’Italia. Nel primo caso si normalizza rispetto alle Unità di lavoro (ULA), nel secondo caso rispetto ai mesi lavorati dall’individuo.

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



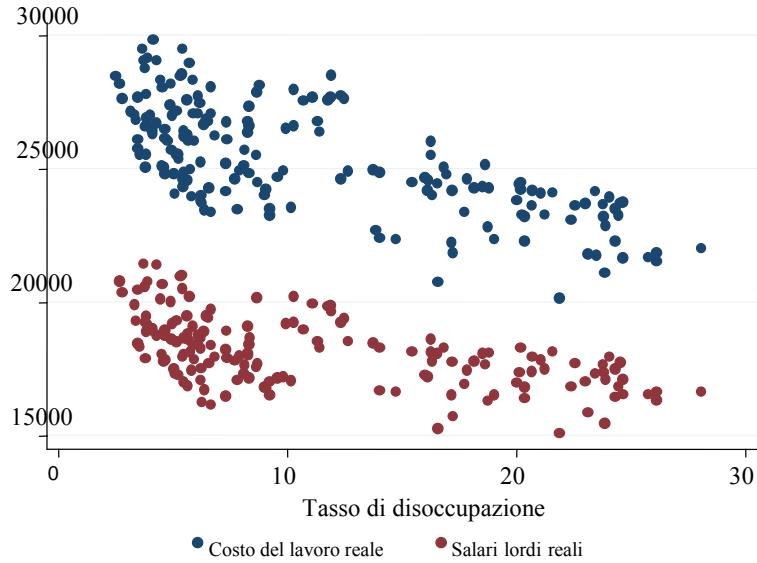
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1992-2003.

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

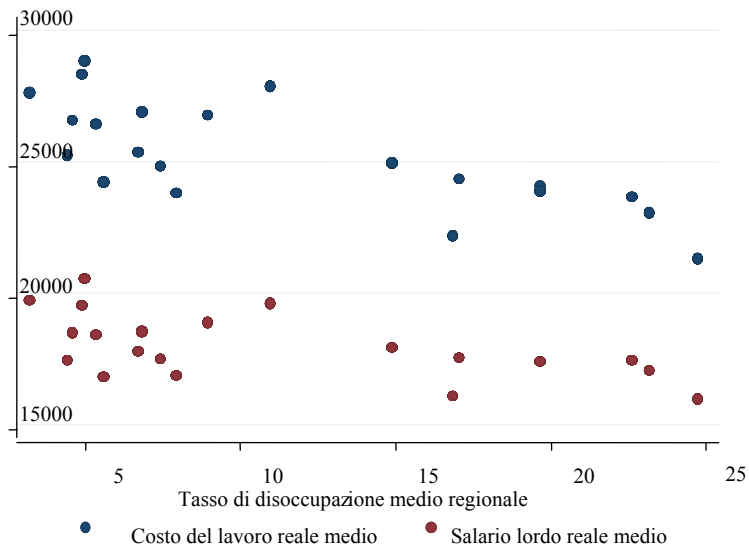
discussa ripetutamente nel rapporto; i dati qui a disposizione permettono solo di ottenere delle indicazioni di massima. Separando la variabilità di lungo periodo (medie regionali sul periodo 1995-2003) da quella di breve (deviazioni dei valori della disoccupazione e del costo del lavoro dalla loro media 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



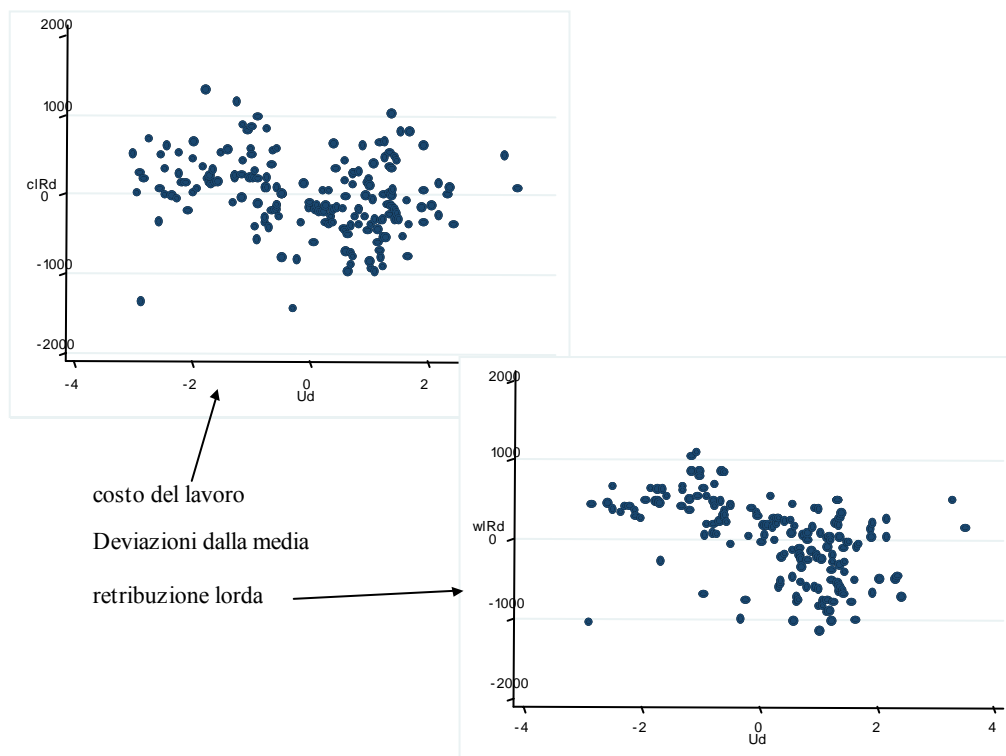
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003

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		

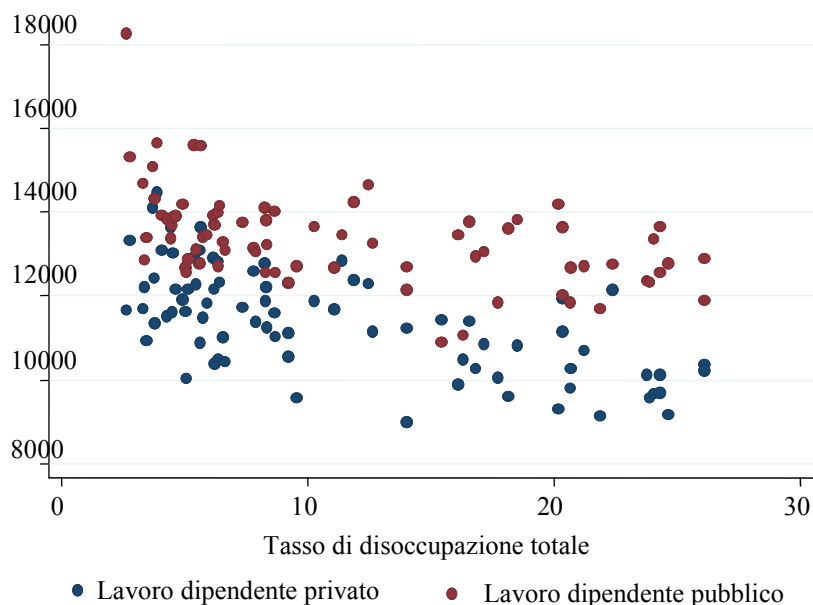
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

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.

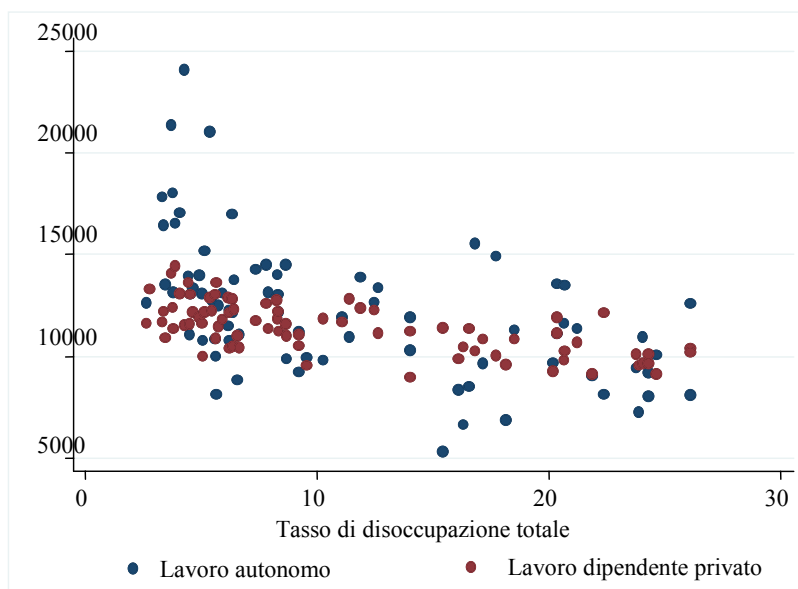
Tali evidenze segnalano l'importanza del considerare non solo i lavoratori dipendenti ma anche le fasce meno protette (nel senso di *Employment Protection Legislation*) degli occupati quando si vuole misurare la flessibilità del mercato del lavoro²⁰.

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).

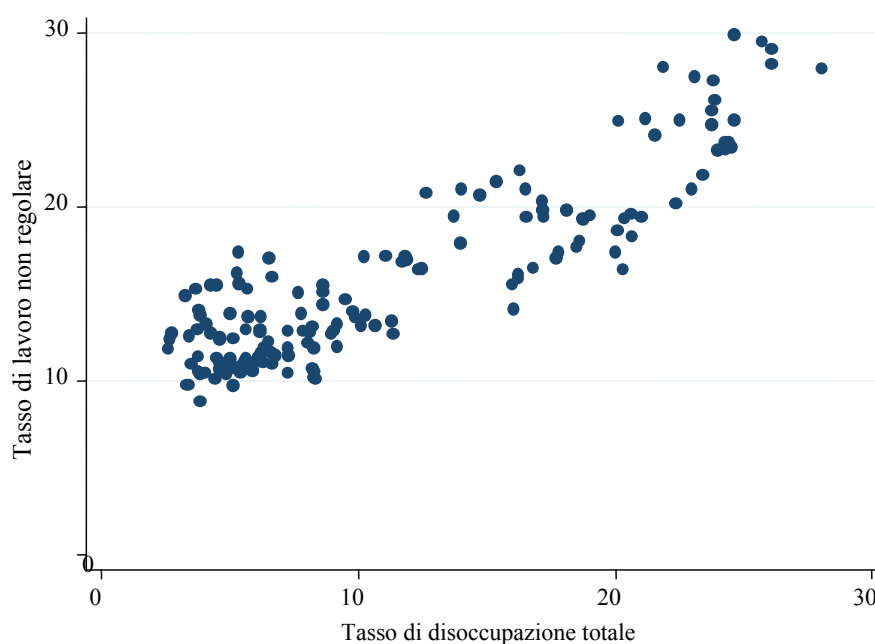
²² Le due figure si leggono come la fig. 5.5 e la fig. 5.6.

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.

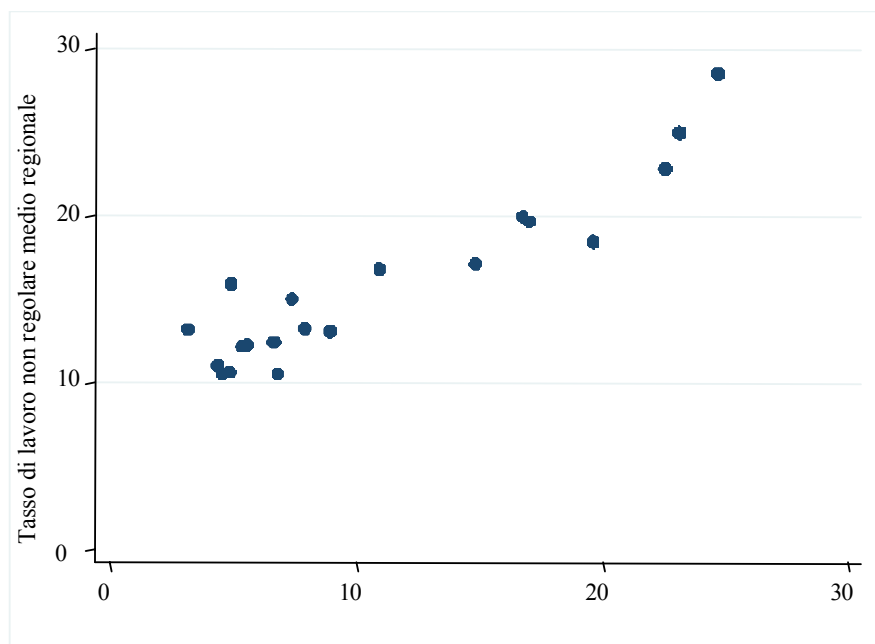
La relazione di breve periodo è meno ovvia e deve tenere presente il fatto che le misure di occupazione (regolare e non regolare) da RCFL (da cui i tassi di disoccupazione) e da Contabilità nazionale (da cui i tassi di lavoro non regolare) non sono necessariamente coincidenti. Un lavoratore non regolare 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



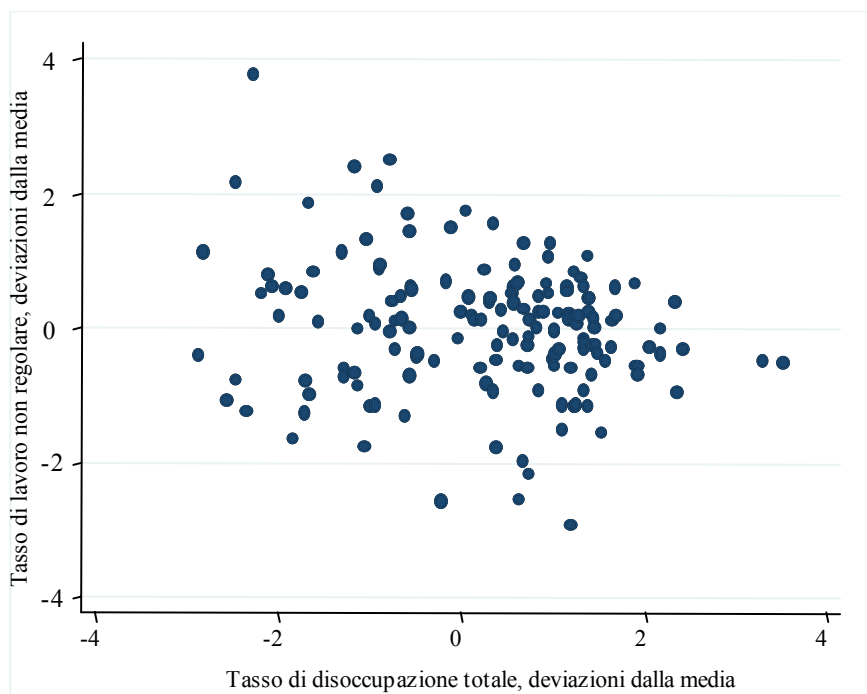
Tasso lavoro non regolare = non regolari / occupati totali
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

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



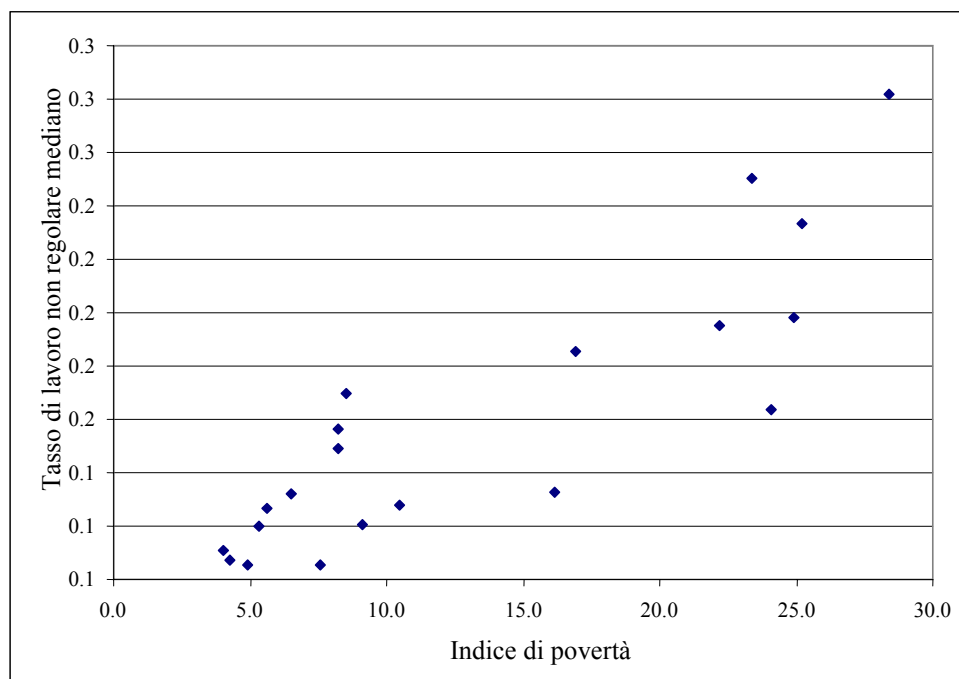
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

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



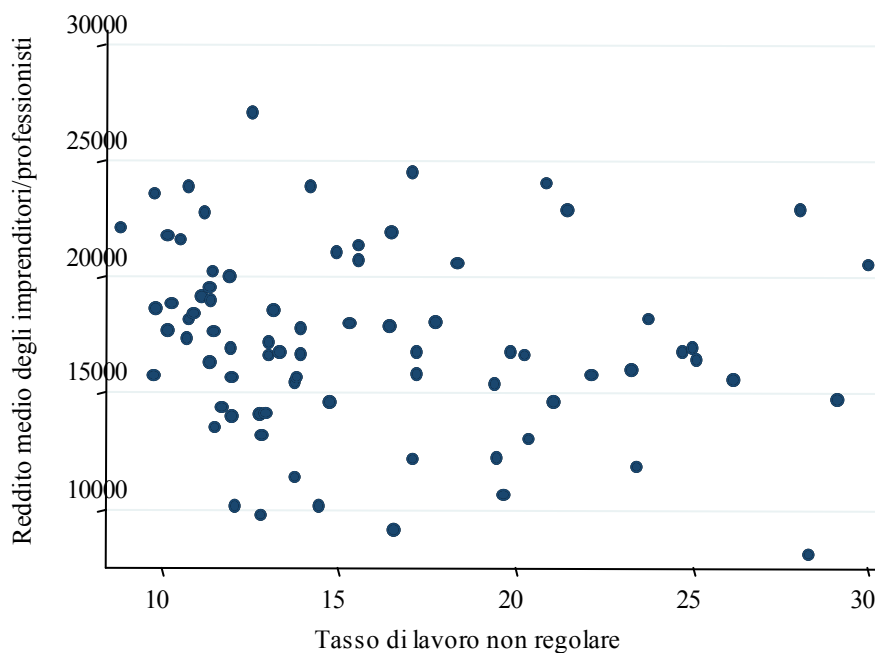
Fonte: elaborazione su dati ISTAT 1995-2003.

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.

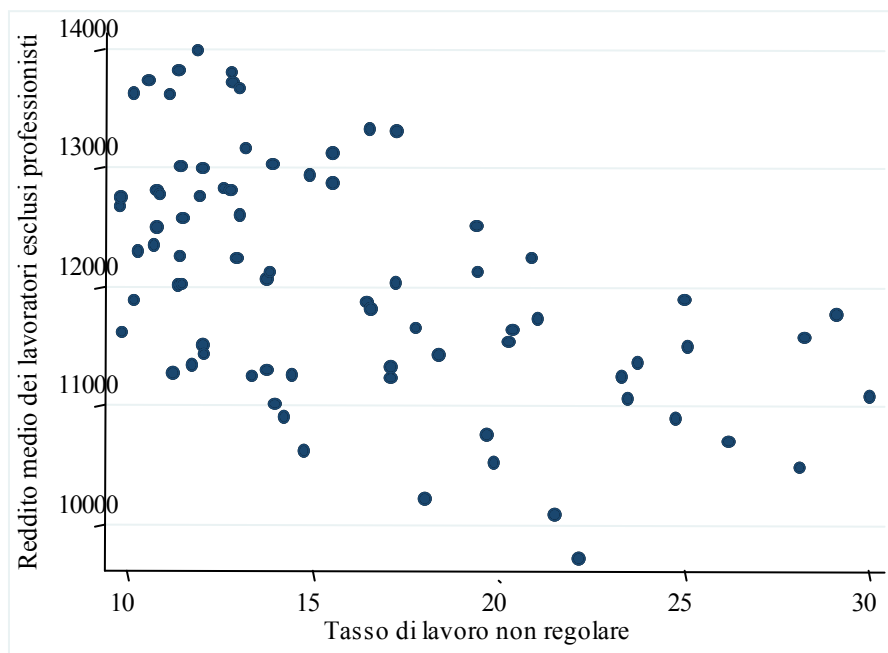
²⁴ Liberi professionisti, imprenditori individuali, soci/gestori di società.

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

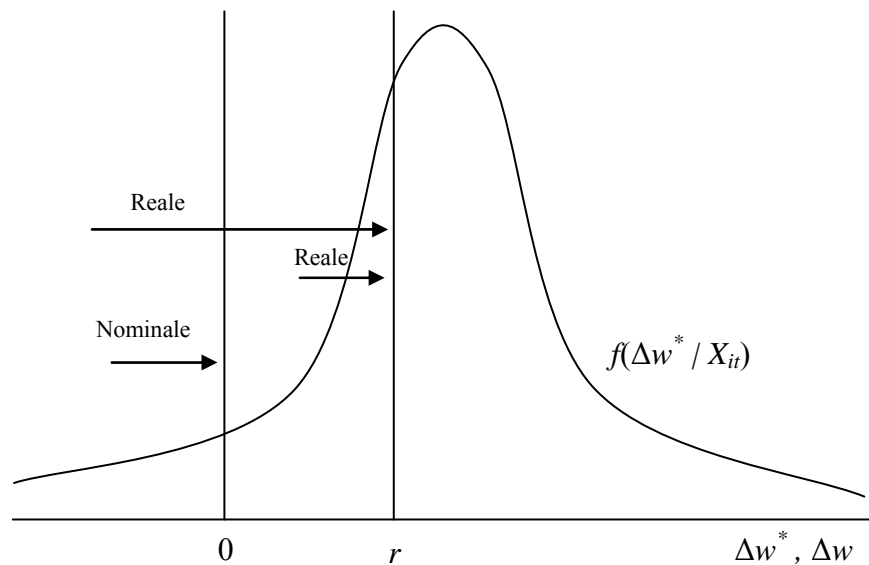
La stima delle rigidità dei salari da dati micro

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.

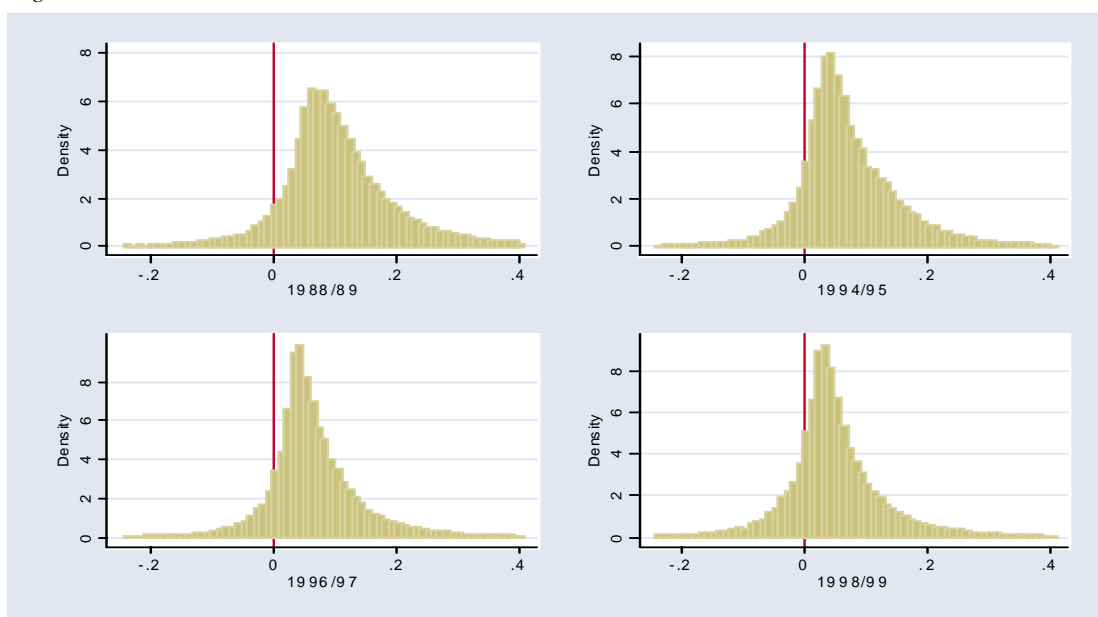
I salari reali sono cresciuti maggiormente nel 1987 e nel 1991 a causa dei rinnovi contrattuali avvenuti in quegli anni in cui vigeva ancora il meccanismo della scala mobile. Nel periodo compreso tra il 1993-1996 si registra una riduzione della crescita salariale condizionata da una politica dei redditi 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. Similmente 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.

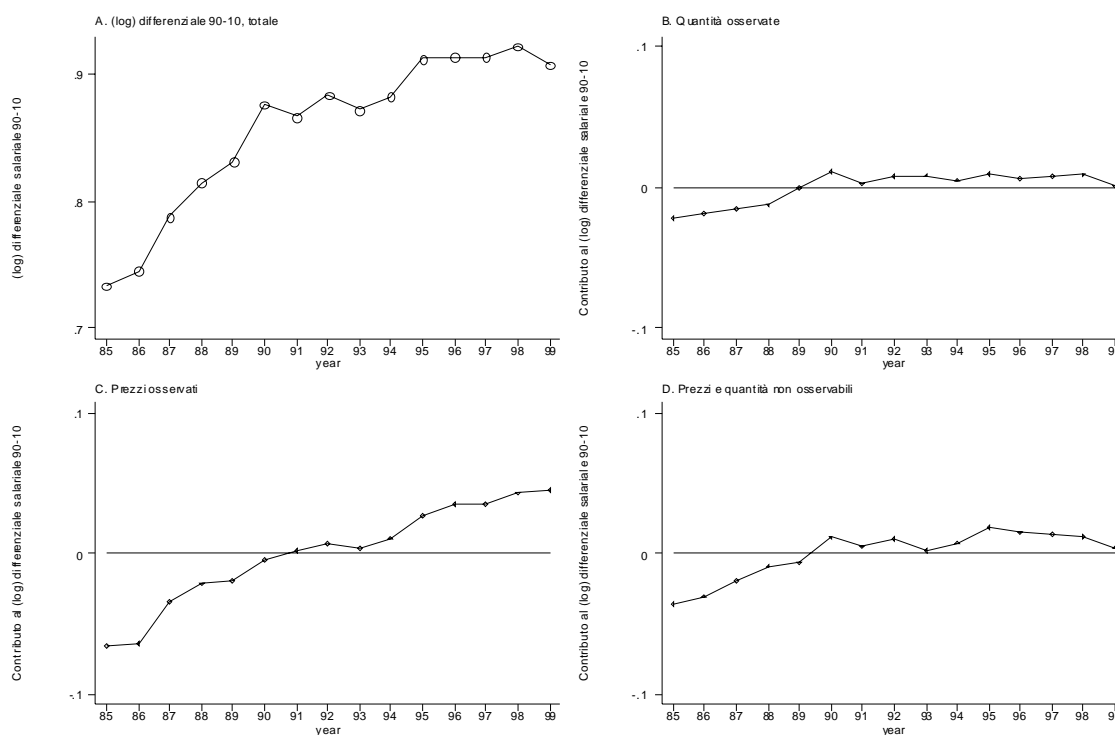
Misurare la “distanza” tra la distribuzione dei salari (reali) e la distribuzione di equilibrio al tempo t – ovvero una struttura salariale che rifletta condizioni di competitività e di produttività – è impresa non facile e non viene perseguita nel presente lavoro. Tuttavia, è possibile un’operazione 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*

Città di partenza	Metodi alternativi di costruzione dell'indice		
	Indice calcolato sulle quantità della città di partenza (%)	Indice calcolato sulle quantità di Milano (%)	Indice medio
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).