

LA DETERMINAZIONE DEI SALARI IN ITALIA: RIGIDITÀ REALI E NOMINALI PRIMA E DOPO GLI ACCORDI DI POLITICA DEI REDDITI*

ABSTRACT

This paper estimates the extent of downward wage rigidity in Italy using a micro-econometric model and the recently released WHIP longitudinal data. The econometric approach distinguishes between downward nominal wage rigidity – *i.e.*, the impediment to nominal wage cuts – and downward real wage rigidity – *i.e.*, when nominal wages cannot grow by less than a minimum positive threshold. The model accounts for measurement error and flexibly specifies the counterfactual, rigidity-free wage change distribution. The period analyzed goes from the mid eighties to the end of the century, within which the 1992-1993 income agreements – with the abolition of the *scala mobile* – are situated. Overall, downward wage rigidity impacts on about 70% of the observations. However, in the periods following the income agreements, the impact of wage rigidity is reduced, in particular with regards to real rigidities (with a slight increase in nominal rigidities). In each sub-period, however, real rigidities prevail over nominal rigidities.

JEL Classification: J 31, J 51, E 52.

Key words: downward wage rigidity, real effects of inflation, collective bargaining, switching regime model, indexation.

I - INTRODUZIONE

L'esistenza di rigidità salariali ha tradizionalmente attratto l'attenzione degli economisti. Studiare e quantificare la presenza di rigidità salariali è importante sia per comprendere i fenomeni macroeconomici, sia per capire il funzionamento del mercato del lavoro. La condotta della politica macroeconomica ed il disegno delle politiche del lavoro devono tener conto della natura e dell'entità delle eventuali rigidità.

* Si ringrazia Bill Dickens per l'aiuto prestato nella parte econometrica del lavoro. Si ringraziano inoltre P. Cipollone, S. Destefanis, F. Kramarz, A. Paggiaro e i partecipanti al *Workshop* finale MIUR «Dynamics and Inertia in the Italian Labour Market» (Venezia, aprile 2004), al *Workshop* «Wage Flexibility and the Role of the Institutions» (Banca Centrale Europea, Francoforte, giugno 2004), alla Conferenza AISRI-AIEL «Accordo di Luglio 1993 e struttura dei salari» (Bergamo, giugno 2004), alla Conferenza AIEL (Modena, settembre 2004), e al «First Italian Congress of Econometrics and Empirical Economics» (Venezia, gennaio 2005) per utili commenti su una versione preliminare del *paper*. Si ringraziano il dottor Andrea Fioni di Assolombarda e la dottoressa Angela Golino dell'ISTAT - Unità Statistiche Congiunturali sull'Occupazione e sui Redditi, per l'aiuto fornito nella costruzione del *dataset* sulle retribuzioni contrattuali. La responsabilità per quanto scritto rimane solo nostra. Rimaniamo peraltro gli unici responsabili delle opinioni espresse nel lavoro, che non necessariamente coinvolgono le rispettive Istituzioni di appartenenza.

Viste come rigidità che impediscono, o quanto meno rallentano, le variazioni dei salari a fronte di *shocks* di domanda e di offerta, nominali e reali, aggregati e specifici, le rigidità salariali sono state spesso invocate per spiegare la presenza e la persistenza della disoccupazione. Nella letteratura tradizionale che prende le mosse da Keynes esse hanno spesso costituito una premessa logica delle politiche di stabilizzazione macroeconomica. Nel più recente dibattito sulle regole della politica monetaria e sulla fissazione d'un tasso ottimale d'inflazione, la presenza di salari nominali rigidi verso il basso è stata individuata come ragione per preferire un tasso d'inflazione piccolo ma pur sempre positivo (come «“lubrificante” degli ingranaggi dell'economia», cfr., ad es., Akerlof - Dickens - Perry, 1996).

Per paesi come l'Italia, dal profondo squilibrio territoriale, le rigidità dei salari rispetto alle condizioni locali del mercato del lavoro sono state ritenute un ulteriore elemento di freno nei processi di riequilibrio (e di più strutturale *catching-up*) regionale. All'interno dell'area dell'euro, il venir meno dello strumento del cambio per far fronte agli *shocks* con effetti asimmetrici sulle varie economie regionali hanno riportato alla ribalta l'importanza della flessibilità salariale, e più in generale del funzionamento dei mercati del lavoro, nei processi di aggiustamento.

Non c'è dubbio, dunque, che l'ipotesi che i salari siano rigidi (o per lo meno vischiosi) nel breve periodo occupi un posto di rilievo nella teoria e nella politica economica. Ma nell'evidenza empirica i salari sono veramente rigidi? E, se sì, di quanto ed in che maniera?

Tradizionalmente, questo quesito è stato analizzato a partire da un livello macroeconomico o comunque sulla base del comportamento aggregato dei salari. Si sono così considerate come rigidità nominali la mancata o la ridotta reazione dei salari nominali ai prezzi – reazione che però a lungo andare è in ogni caso da supporre si realizzi, in assenza di fenomeni di illusione monetaria, e che non di meno, stante la presenza di un'inflazione comunque positiva in tutto il trascorso cinquantennio, si configurava come una minore crescita dei salari nominali e non come quella difficile realizzazione di riduzioni dei salari nominali a cui teorici come Keynes o Tobin sembravano in realtà far riferimento – e come esempio di rigidità reali la ridotta reazione dei salari alla disoccupazione ed alle condizioni del mercato del lavoro (nazionale e/o locale). I coefficienti di talune semplici relazioni macroeconomiche, come la curva di Phillips o la cosiddetta *wage curve*, sono stati pertanto interpretati come indicatori di tali rigidità¹.

Solo più di recente, l'analisi si è specificamente rivolta a considerare la presenza di rigidità verso il basso, intese come ostacoli ad aggiustamenti dei salari, a livello microeconomico, che impediscano talune variazioni, negative o troppo basse, dei salari, rendendo la distribuzione delle variazioni dei salari tendenzialmente asimmetri-

¹ Diversi studi empirici di tipo macro-economico sono stati di recente effettuati al fine di analizzare i processi di determinazione salariale alla luce delle riforme istituzionali avvenute in Italia nei primi anni Novanta: cfr., tra gli altri, Fabiani e Al. (1997, 2001), Casadio e Al. (2004) e De Stefanis e Al. (2004).

ca e con un eccesso di concentrazione intorno a talune soglie. Questo è l'ambito entro cui si muove questo lavoro. La relativamente recente tradizione entro cui esso si muove è quindi quella che ha preso le mosse dal contributo seminale di Mc Laughlin (1994). Lavori successivi includono Card and Hyslop (1997), Kahn (1997) per gli Stati Uniti; Christofides e Leung (1998), Crawford e Harrison per il Canada; Nickell e Quintini (2003) per la Gran Bretagna; Feher e Goette (2000) per la Svizzera; Knoppick e Bessinger (2001) per la Germania; Dessy (2002) e Devicienti (2002) per l'Italia².

Tuttavia, la letteratura ora citata ha focalizzato l'attenzione sulla rigidità nominale trascurando in parte l'analisi della rigidità dei salari reali. L'analisi empirica e il comune buon senso sembrano suggerire che in molti paesi europei, in particolar modo in Italia, le rigidità salariali reali siano importanti almeno quanto le rigidità salariali nominali. In generale, ci si aspetta che ciò sia vero principalmente in quelle situazioni in cui la contrattazione collettiva a livello centralizzato ha come obiettivo la salvaguardia del potere d'acquisto dei lavoratori, specie se ciò tende ad avvenire a scapito del ruolo allocativo dei salari. L'approccio adottato nel presente lavoro permette di stimare l'importanza relativa di due tipi fondamentali di rigidità, la rigidità verso il basso dei salari nominali e la rigidità verso il basso dei salari reali.

La prima, la rigidità verso il basso dei salari nominali (*downward nominal wage rigidity*, *DNWR*), impedirebbe l'aggiustamento dei salari, almeno in prima battuta e magari inducendo il ricorso ad altri meccanismi, come il licenziamento, laddove gli *shocks* intervenuti «suggerirebbero» una riduzione dei salari. L'origine di tali rigidità è stata fatta ascrivere a problemi di coordinamento – con confusione tra movimenti dei prezzi assoluti e dei prezzi relativi – e di asimmetrie informative – per cui, ad esempio, il lavoratore non ha piena cognizione dello *shock* negativo e non è in grado di fidarsi del segnale che in proposito gli può esser inviato dall'impresa. È proprio la presenza di rigidità di questo tipo, e non di una generica ridotta velocità di reazione dei salari nominali ai prezzi, che consiglierebbe di avere un tasso d'inflazione piccolo ma positivo come lubrificante degli aggiustamenti microeconomici.

La presenza di salari minimi, e la contrattazione collettiva più in generale, fanno però pensare ad ulteriori, e diverse, forme di rigidità. Pur se in maniera diversa, e con effetti più o meno pervasivi sull'intera distribuzione dei salari (in quanto i primi dovrebbero avere un impatto più circoscritto alla parte sinistra della distribuzione), gli uni e gli altri impedirebbero non solo variazioni negative dei salari ma anche variazioni «troppo piccole» degli stessi. Specie laddove tali istituzioni comportino una vera e propria indicizzazione, più o meno piena, dei salari nominali alle variazioni positive dei prezzi, la soglia minima di attrazione delle variazioni dei salari sarebbe la variazione

² Un altro filone della letteratura ha utilizzato dati di tipo micro per studiare i processi di determinazione salariale, con l'obiettivo principale di porre a verifica empirica l'esistenza della *curva del salario* (Layard e Al., 1991). La rigidità dei salari *reali* è stata in questo caso misurata dalla minore o maggiore rispondenza dei salari ai tassi di disoccupazione locali. Le stime disponibili per l'Italia sembrano evidenziare una ridotta reattività dei salari alla disoccupazione locale: cfr., tra gli altri, Lucifora - Origo (1999).

media dei prezzi (o altro valore più o meno strettamente ad essa connesso) e non lo zero.

Entrambe le rigidità si sostanzierebbero così in una distribuzione delle variazioni dei salari «eccessivamente» asimmetrica e concentrata intorno a determinate soglie (lo zero e la variazione dei prezzi o quella contrattualmente determinata). Tanto l'una quanto l'altra caratteristica della distribuzione delle variazioni effettive dei salari peraltro rilevano, perché, ad esempio, la sola concentrazione intorno a determinate soglie potrebbe più semplicemente dipendere dalla presenza di costi di transazione, che ostacolano sia i piccoli aumenti che le piccole diminuzioni dei salari, e dal fatto che, in mancanza di informazioni dettagliate, l'inazione (la variazione zero) o una variazione di entità eguale a quella della maggior parte degli altri agenti nell'economia potrebbero risultare la soluzione ottimale.

Questo *paper* cerca di implementare le semplici intuizioni ora esposte esaminando la distribuzione delle variazioni dei salari. Ad un preliminare esame «visivo», si sovrappone un'analisi parametrica in cui si identifica la presenza di rigidità verso il basso, di tipo nominale e di tipo reale, confrontando la distribuzione effettiva delle variazioni salariali con una distribuzione ipotetica stimata sulla base di ipotesi di «regolarità» e tenendo altresì conto del fatto che la distribuzione osservata può differire da quella effettiva per via della presenza di errori di misura (errori di misura che in questo contesto recepiscono anche l'impatto di componenti straordinarie della retribuzione, solo in parte eliminabili nei nostri dati). Il modello parametrico in particolare è una generalizzazione del modello di Altonji e Deveraux (1999). Rispetto a tale modello, che ha avuto anche altre applicazioni in letteratura – cfr. Dickens e Goette (2003) per la sua formalizzazione e le applicazioni di Barwell e Schweitzer (2003), su dati britannici, e Bauer e Al. (2004) su dati tedeschi – si introduce peraltro anche una prova di robustezza ulteriore poiché, per un sottoperiodo dell'intero *range* temporale da noi analizzato, siamo in grado di osservare direttamente l'agire della soglia reale dettata dalla contrattazione collettiva (anziché stimare la stessa assieme a tutti gli altri parametri del modello).

L'analisi empirica utilizza i dati amministrativi estratti dagli archivi dell'INPS ed elaborati nel *Worker History Italian Panel (WHIP)* dal LABORatorio R. Revelli. I dati coprono l'intero periodo 1985-1999, e ci consentono di fornire delle prime indicazioni sulla presenza di un eventuale *break* strutturale nel processo di determinazione dei salari in Italia in seguito alle riforme contenute negli accordi di politica dei redditi del 1992-1993 (ed all'abolizione della scala mobile). Rispetto a versioni precedenti dei dati *panel* di fonte INPS, adoperati tra l'altro in una versione precedente di questo lavoro (cfr. Devicienti e Al., 2003), il *WHIP* si rivela particolarmente utile in quanto consente di individuare quei periodi corrispondenti a malattia, maternità e CIG, che, alla stregua dei compensi relativi ad arretrati, sono stati preliminarmente esclusi dall'analisi, rendendo più robusta la trattazione degli errori di misura che, stante la natura dei dati amministrativi qui adoperati, viene circoscritta a rappresentare la variabile presenza di compensi per lavoro straordinario. Come detto, i dati *WHIP* sono stati poi integrati, per la seconda parte del periodo analizzato, con le informazioni sui minimi associati ai

contratti nazionali di categoria per ciascun livello di inquadramento. Ciò ha consentito di testare la robustezza dei risultati del modello parametrico, in cui la distribuzione nozionale delle variazioni salariali, il livello della soglia «reale», i parametri relativi all'errore di misura e la probabilità di incorrere in rigidità nominali e reali sono tutte congiuntamente stimate (cfr. oltre), rispetto all'uso di queste informazioni esterne sulle variazioni salariali (minime) dettate dalla contrattazione collettiva centralizzata nell'identificazione della soglia reale.

Il risultato centrale della nostra analisi è che in Italia prevalgono le rigidità reali, anche se nel tempo vi è un leggera tendenza all'aumento delle rigidità nominali e ad una, più consistente, diminuzione delle rigidità reali, in linea del resto con i mutamenti istituzionali intervenuti nel 1992-1993.

Il lavoro è organizzato come segue. La seconda sezione descrive il modello econometrico per la stima della rigidità salariale. La terza sezione descrive i dati e la definizione del campione utilizzati, mentre la quarta sezione introduce l'analisi descrittiva della distribuzione delle variazioni salariali. Nella quinta sezione vengono presentati i risultati delle stime parametriche. La sesta sezione sintetizza e discute i principali risultati esponendo possibili ulteriori piste di ricerca.

II - IL MODELLO ECONOMETRICO

La maggior parte degli studi empirici di tipo «micro» che hanno cercato di stimare natura ed 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 salariali. In figura 1 tale distribuzione, assunta essere approssimativamente normale, è rappresentata da $f(\Delta w_t^* | X_{it-1})$: in assenza di impedimenti istituzionali o di altro tipo, imprese e lavoratori concorderebbero sul variare i salari nominali in base alla distribuzione f , la cui posizione dipende dalle caratteristiche X_{it-1} del lavoratore i -esimo (e del posto di lavoro che questi ricopre) in $t-1$.

Istituzioni e asimmetrie informative possono però frapporre un ostacolo. In figura 1 ciò è rappresentato dalla presenza di una freccia denominata *nominal*, 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 0, anziché negativa; i tagli salariali desiderati vengono, dunque, per così dire, «congelati» (*wage freeze*).

Un'altra forma di rigidità, denominata *downward real wage rigidity (DRWR)*, postula invece che, talvolta, non si possano neanche realizzare gli incrementi nozionali dei salari nominali inferiori ad una certa soglia r , anche indicata in figura 1. In questo caso, non solo alcuni tagli nozionali sono impediti e trasformati in $\Delta w_t = r_t$ (come rappresentato dalla freccia più lunga denominata *real*), ma anche alcune variazioni

nozionali comprese tra 0 ed r sono «forzatamente» aumentate fino a coincidere con la soglia r (la freccia *real* più piccola). La soglia r non ha un'interpretazione univoca, potendo rappresentare una sorta di inflazione attesa (le parti hanno predeterminato l'evoluzione del salario nominale rispetto all'inflazione attesa e ricontrattare rispetto agli avvenimenti effettivi, tanto di ordine macro che relativi alla singola situazione specifica, sarebbe impossibile o costoso), o l'operare di un meccanismo di indicizzazione all'inflazione effettiva (che non tenga magari conto del fatto che talune variazioni dei prezzi al consumo, in quanto originate da *shocks* di offerta, come ad esempio la variazione del costo del petrolio per un paese importatore di energia, dovrebbero portare ad una riduzione nozionale del salario reale) o, più in generale, le variazioni comunque dettate dai contratti di categoria e dunque limitative delle decisioni autonome e decentrate a livello di singola impresa e singolo lavoratore. 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_t sono costrittivi. In altre parole, si chiede al modello econometrico di: *a*) stimare la probabilità che il meccanismo descritto come *DNWR* sia operante, denotiamo questa probabilità con p_n ; *b*) stimare la probabilità che il meccanismo descritto come *DRWR* sia operante, denotiamo questa probabilità con p_r ; *c*) stimare i parametri della distribuzione nozionale f a partire dai quali si possa poi calcolare la frequenza dei casi, e l'entità, dell'innalzamento della variazione dei salari rispetto alla variazione nozionale sottostante.

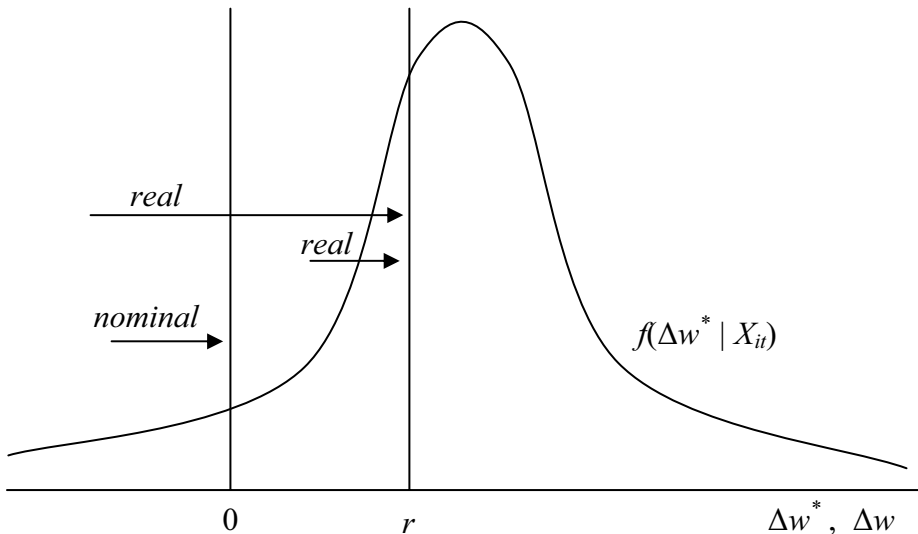


FIG. 1.

Nel modello per come specificato in Dickens e Goette (2003) – ed utilizzato anche in Barwell e Schweitzer (2003), su dati britannici e Bauer e Al. (2004) su dati tedeschi – la soglia r viene stimata congiuntamente alla distribuzione nozionale f , consentendo che vi sia una certa variabilità nel valore preciso della soglia, assumendo cioè che $r = \bar{r} + \varepsilon_r$, la varianza di ε_r (denotata σ_r^2) essendo anch'essa stimata all'interno del modello. In una prova di robustezza ulteriore di seguito riportata, la soglia r viene invece desunta, sempre consentendo una certa variabilità stocastica, a partire dalle variazioni dei salari associate con gli incrementi dei minimi dettati dalla contrattazione collettiva nazionale per ciascun settore e livello di inquadramento.

Infine, il modello ammette la possibilità che alcune variazioni salariali siano osservate con errori di misura. 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).

Come anticipato, e come meglio chiarito in *Appendice*, il modello generalizza l'approccio originariamente proposto da Altonji e Devereaux (1999) per stimare la *DNWR*, consentendo di stimare congiuntamente sia la *DNWR* sia la *DRWR*. 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 (es., *menu costs*). In secondo luogo, occorre rilevare che l'identificazione congiunta della distribuzione nozionale, della soglia di rigidità r , delle probabilità di *DNWR* e *DRWR*, e del processo di errore è operazione intrinsecamente difficile, essenzialmente perché nessuna delle singole componenti è osservabile. L'identificazione avviene dunque necessariamente attraverso *a*) le non-linearità del modello e *b*) l'eterogeneità osservata contenuta nel vettore X e che comprende variabili che si ritiene influenzino la distribuzione nozionale f : nel nostro caso, si tratta di caratteristiche del lavoratore (età, genere, qualifica e regione), d'impresa (dimensione, *trend* occupazionale, settore ed età) e *dummies* d'area. D'altra parte, la relativa limitatezza di variabili contenute nei dati *WHIP* non ci consente di includere eterogeneità osservata anche tra le determinanti delle probabilità di rigidità e dell'errore di misura. È proprio rispetto a tali limitazioni che va perciò considerata la prova di robustezza ottenuta adoperando informazione esterna circa la soglia r .

Più in particolare, stante anche l'obiettivo di esaminare i mutamenti intervenuti nel tempo in connessione con gli Accordi di politica dei redditi del 1992-1993, l'intero periodo a nostra disposizione è stato suddiviso in cinque sottoperiodi. Ciò ha consentito di ridurre la volatilità delle stime, rispetto ad esempio all'alternativa costituita da un'analisi condotta distintamente per ogni singolo anno, di tenere conto dei mutamenti intervenuti nelle tendenze delle variazioni nozionali dei salari e, soprattutto, di evidenziare le variazioni nei parametri relativi all'importanza delle due forme di rigidità. In sostanza si è perciò ipotizzato che i parametri di rigidità, p_r e p_m , così come quelli che governano l'errore di misura e le variazioni nozionali siano costanti all'interno di

ciascun sottoperiodo, potendo invece variare tra un sottoperiodo e l'altro. Due sottoperiodi (1985-1988 e 1988-1991) coprono il regime in cui la scala mobile era ancora operante, il sotto-periodo 1991-1994 è invece una fase di cambiamenti profondi segnati dall'abolizione del meccanismo di indicizzazione salariale e dalla moderazione salariale, infine i periodi 1994-1997 e 1997-1999 segnano la piena entrata in vigore del nuovo regime definito dagli accordi del 1992-1993.

III - DATI, DEFINIZIONI E SELEZIONE DEL CAMPIONE

Il *WHIP* è un *dataset* longitudinale, che ricostruisce la carriera lavorativa di un campione di lavoratori estratti dagli archivi dell'INPS, ed associa a ciascun rapporto di lavoro informazioni relative all'impresa presso cui lo stesso si è svolto. Il *panel*, pubblicamente disponibile, ricopre il periodo 1985- 1999³.

L'analisi della rigidità salariale è condotta sulla base delle variazioni salariali percepite dal singolo lavoratore tra l'anno t e l'anno $t+1$. I dati non consentono l'osservazione diretta delle ore lavorate per lavoratore dipendente. Il salario unitario di ciascun lavoratore in un dato anno è quindi ottenuto dividendo la sua retribuzione annuale lorda, escludendo gli eventuali arretrati, per il numero di giornate retribuite durante l'anno⁴.

Oltre all'esclusione degli arretrati dal computo della retribuzione annuale effettiva, si sono del tutto escluse le osservazioni relative a lavoratori che, nell'anno t o in quello $t-1$, siano stati interessati da CIG, malattia e maternità. Per analoghi motivi, il campione è stato ristretto ai lavoratori a tempo pieno, con età compresa tra i 20 e i 64 anni, presenti nel mercato del lavoro per un minimo di tre mesi e con un minimo di 50 giornate retribuite all'anno⁵. Sono stati inoltre esclusi i lavoratori *part-time* e quelli afferenti a pubblica amministrazione e agricoltura. Ciò nonostante rimane nei dati la

³ Cfr. Contini (2002) per un'analisi dettagliata di precedenti versioni dei dati di fonte INPS, e il sito <www.labor-torino.it> per la documentazione relativa ai dati *WHIP*, loro reperibilità e successivi aggiornamenti.

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

⁵ È stato notato che, nel confronto dei *livelli* salariali tra le varie aree del paese, può essere preferibile normalizzare la retribuzione annuale attraverso le «settimane retribuite», piuttosto che le «giornate retribuite», dovuto al differente *mis-reporting* territoriale delle giornate (ad es., Contini - Filippi - Malpede, 2001). Tuttavia, nel caso delle *variazioni* salariali, l'uso delle giornate è meno problematico nella misura in cui l'eventuale *mis-reporting* per un determinato lavoratore tende a rimanere costante tra t e $t+1$. D'altra parte, l'uso delle settimane aggiungerebbe un'ulteriore elemento di errore di misura nella nostra analisi (è sufficiente infatti una sola giornata lavorativa per costituire una settimana retribuita): le variazioni dei salari unitari risulterebbero meno isolate dalle variazioni della quantità di lavoro rispetto al caso in cui si usino le giornate retribuite. Si noti, infine, che – eliminando quei rapporti di lavoro con meno di 50 giornate in ciascun anno – la selezione operata del campione tende a ridurre le differenze di calcolo del salario unitario ottenuto dividendo per le giornate retribuite anziché le settimane retribuite.

possibilità di variazioni non legate al salario ma all'effettivo *input* di lavoro corrisposto, perché la retribuzione effettiva ricomprende il compenso per lo straordinario ed eventuali premi.

Al di là della impossibilità, nei dati *WHIP*, di identificare separatamente tutte le singole voci della retribuzione effettiva, vi è da dire che ai nostri fini è alla retribuzione di fatto – che tende ad eccedere le retribuzioni previste dai contratti nazionali di categoria (che chiameremo, per brevità, «retribuzioni contrattuali») e che ha margini di flessibilità che il contratto nazionale non può per definizione avere essendo comunque deciso esogenamente rispetto al singolo lavoratore ed alla singola impresa – che occorre guardare. Specialmente nell'esercizio in cui la soglia *r* sia identificata a partire dai contratti nazionali, è del resto evidente che si vuole proprio esaminare la misura in cui la variazione associata al contratto (definita come l'incremento della retribuzione effettiva che si avrebbe applicando alla retribuzione precedente quanto dettato dal contratto nazionale e senza modificare null'altro) si ripercuota sulla dinamica effettiva. Avendo assodato che alla retribuzione effettiva – depurata da arretrati e da accadimenti come CIG, malattia e maternità cui si vuol far riferimento – la variabilità spuria legata all'*input* di lavoro – essenzialmente legata allo straordinario – sarà perciò tenuta implicitamente in conto opportunamente modellando, sia pur solo con finalità statistiche, una componente di errore di misura.

Tornando ai dati, va precisato che le informazioni relative alla contrattazione nazionale sono state ricostruite con riferimento a 25 importanti comparti contrattuali relativi a: metalmeccanica, commercio, turismo, edilizia, tessile, alimentare, legno arredamento e servizi. Il salario stabilito dai contratti nazionali consta di tre componenti principali (minimi, scala mobile e cd. terzi elementi), ciascuna di esse differenziata per livelli d'inquadramento specifici al contratto stesso. Poiché i dati *WHIP* registrano, per ogni rapporto di lavoro, il relativo contratto nazionale di categoria nonché il livello di inquadramento, ci è possibile associare a ciascun lavoratore (e alla sua retribuzione di fatto) anche la retribuzione prevista dai contratti collettivi, ottenuta sommando le tre componenti di cui sopra. Ne consegue che siamo in grado di osservare per ciascun lavoratore non solo le variazioni annuali del suo salario di fatto, ma anche le variazioni associate al contratto nazionale. Si deve tener conto del fatto che il campione in proposito adoperabile però si riduce (a poco più del 51% delle osservazioni disponibili per il periodo 1991-1999; cfr. le tabb. III e IV). Oltre al fatto che la ricostruzione è stata possibile solo a partire dagli anni Novanta e non per la prima parte del nostro periodo, si deve ricordare che alcuni comparti contrattuali minori non sono stati ricostruiti e che, anche all'interno dei comparti considerati, si sono potute considerare solo le variazioni relative a lavoratori che non abbiano, da un anno all'altro, cambiato livello di inquadramento, oltre che impresa. In generale va infatti ricordato che l'analisi delle variazioni salariali è stata circoscritta ai lavoratori che abbiano mantenuto il lavoro nella stessa impresa nei due anni adiacenti in cui il salario viene comparato (*job stayers*). Rispetto ad essa, la definizione implicita in questo esercizio specifico è perciò più ristretta.

IV - LA DISTRIBUZIONE DELLE VARIAZIONI
DELLE RETRIBUZIONI CONTRATTUALI E DI FATTO

Una prima analisi descrittiva della distribuzione delle variazioni salariali effettive è contenuta, con riferimento ad alcuni anni tipici, nella figura 2. Le principali caratteristiche della distribuzione delle variazioni salariali possono così essere sintetizzate:

1) Le distribuzioni risultano centrate su un valore prossimo al tasso d'inflazione dell'anno di riferimento, con uno scarto positivo nei periodi 1985- 1991 e 1996-1999 e negativo nei restanti anni, in connessione del resto con quanto già noto sulla dinamica dei salari reali. L'attrazione esercitata dal tasso d'inflazione non è però di per sé un segnale di rigidità, perché è evidente che le variazioni nozionali dei salari nominali sono anch'esse attratte, in assenza di illusione monetaria, dal tasso d'inflazione e da un eventuale *drift* positivo rappresentativo dell'evoluzione della produttività aggregata.

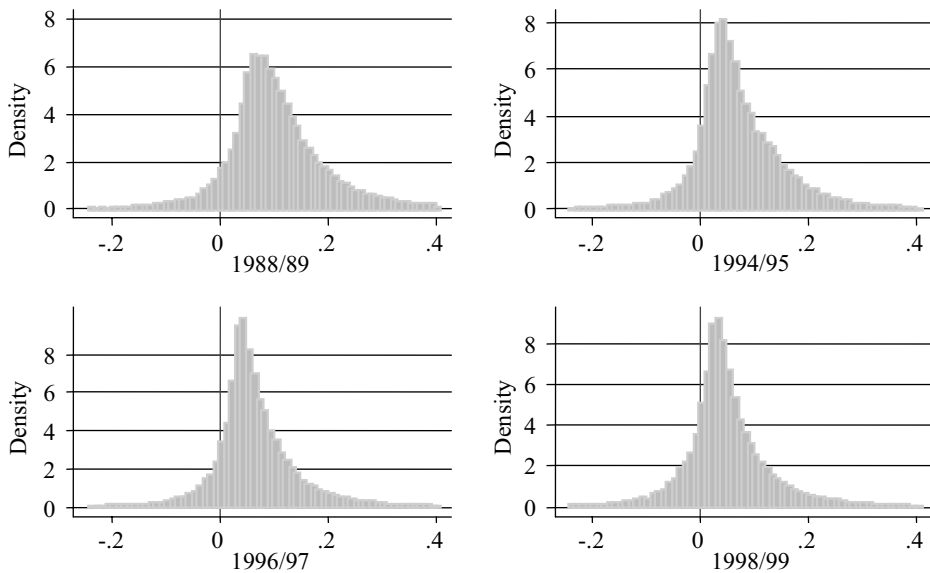


FIG. 2 - Distribuzione delle variazioni dei salari di fatto.

2) Pur prevalendo le variazioni salariali positive ed essendovi una chiara asimmetria a destra nella distribuzione, le variazioni negative non sono apparentemente del tutto prosciugate dall'operare di rigidità nominali. Ciò nonostante, vi è una certa evidenza di eccessiva concentrazione delle variazioni sullo zero; nella media dei diversi anni (e con una lieve tendenza alla crescita di peso nel tempo) queste sono all'incirca il 6% di quelle totali.

3) Questo rigonfiamento della distribuzione sullo zero, e per certi aspetti anche il rigonfiamento in prossimità del tasso di inflazione corrente, non sembrano ascrivibili

all'operare di costi di transazione che operino simmetricamente a destra ed a sinistra delle soglie in questione. In particolare, non vi sono segni di una riduzione della massa di probabilità a destra dello zero.

Complessivamente, vari indizi segnalano la possibile presenza di rigidità che però non appaiono pervasive. Emerge così l'opportunità di saggiare l'entità di queste rigidità in un esplicito esercizio di misurazione quale quello fornito dal modello prima sinteticamente esposto. Prima di farlo, è però utile brevemente esporre i dati sulle retribuzioni contrattuali.

TABELLA I*
Quota della retribuzione effettiva non ascrivibile al contratto nazionale
(per anno e occupazione)

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

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

TABELLA II*
Quota della retribuzione effettiva non ascrivibile al contratto nazionale
(per settori e dimensioni d'impresa)

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

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

Più esattamente, nelle tabelle I e II si espone la differenza percentuale (in livello) tra retribuzione di fatto osservata e minimi insiti nei contratti nazionali di categoria. È da rilevare come il divario sia strettamente legato al livello di inquadramento e alle dimensioni d'impresa: è per le qualifiche meno elevate e nelle piccole imprese che, come del resto prevedibile, il contratto nazionale è potenzialmente più costrittivo della retribuzione effettiva, rappresentandone una quota più elevata. Nel tempo, nonostante l'indicazione ufficialmente associata con gli accordi di politica dei redditi del 1992-1993 a favore di un ampliamento del peso del livello decentrato di contrattazione, non paiono inoltre esservi state grandi modifiche⁶.

V - 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. Data la non diretta osservabilità delle varie forme di rigidità, e data la presenza di errori di misura nei salari, diventa dunque essenziale l'utilizzo del modello econometrico per distinguere tra *DNWR* e *DRWR*.

Secondo la logica del modello descritta sopra, gli individui il cui salario non può crescere meno di un valore di soglia r ricadono in un regime di rigidità reale (*DRWR*), gli individui il cui salario nominale non può essere ridotto ricadono in un regime di rigidità nominale (*DNWR*). Viene dunque calcolata la probabilità che un individuo ricada nel regime *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 i due vincoli sono di fatto operanti, calcolando la percentuale di lavoratori effettivamente soggetti al regime di rigidità reale (che chiameremo «congelamenti dei salari reali») o al regime di rigidità nominale (che chiameremo «congelamenti dei salari nominali»). Con riferimento alla figura 1, si noti infatti che, affinché l'appartenenza ad un dato regime si traduca in variazioni salariali effettivamente «costrette» dal rispettivo regime, è necessario anche che i salari *nozionali* si trovino nel *range* rilevante (cioè al di sotto dello 0 per la *DNWR*, e al di sotto di r per la *DRWR*). Le stime ottenute permettono così di misurare 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*, le stime sono riportate nelle ultime due colonne. Così, ad esempio, il *nominal wage sweep-up* misura quanto la variazione salariale effettiva è più elevata rispetto a quella nozionale poiché alcune riduzioni salariali vengono trasformate in variazioni salariali pari a zero. Similmente il *real wage sweep-up* fornisce una misura di quanto le variazioni salariali effettive 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.

⁶ Nel valutare questo dato è da ricordare che il *wage drift* inteso come quota della variazione della retribuzione media effettiva di natura non contrattuale (nazionale) ricomprende anche gli effetti delle variazioni dell'occupazione per livello di inquadramento.

TABELLA IIIa*
Misure di rigidità salariale nominale e reale. Specificazione 1
 (soglia r stimata all'interno del modello)

Periodo	anni	Media variazione salariale (Δw_t)	Media variazione nozionale ($X_{it}'\beta_t$)	Soglia reale (r)	Prob. rigidità reale (p_r)	Prob. rigidità nominale (p_n)	Deviazione standard di r (σ_r)	Deviazione standard nozionale (σ_e)	Deviazione standard errore di misura (σ_m)	% Osservazioni correttamente misurate (M)	% Congelamenti salari reali	% Congelamenti salari nominali	Sweep- up salario reale	Sweep- up salario nominale
1985-1988					0,58	0,21	0,03	0,10	0,20	0,91				
	1985/1986	0,072	0,025	0,061							0,37	0,09	0,035	0,007
	1986/1987	0,088	0,054	0,068							0,32	0,06	0,029	0,004
	1987/1988	0,073	0,032	0,060							0,35	0,08	0,034	0,006
1988-1991					0,69	0,23	0,03	0,08	0,18	0,89				
	1988/1989	0,105	0,078	0,059							0,29	0,04	0,019	0,002
	1989/1990	0,099	0,074	0,059							0,30	0,05	0,020	0,002
	1990/1991	0,114	0,095	0,069							0,27	0,03	0,017	0,001
1991-1994					0,49	0,24	0,02	0,08	0,19	0,92				
	1991/1992	0,075	0,056	0,039							0,20	0,06	0,012	0,003
	1992/1993	0,055	0,029	0,040							0,27	0,09	0,019	0,005
	1993/1994	0,052	0,023	0,036							0,27	0,09	0,019	0,005
1994-1997					0,52	0,22	0,02	0,08	0,19	0,93				
	1994/1995	0,068	0,048	0,034							0,23	0,06	0,013	0,003
	1995/1996	0,059	0,033	0,037							0,27	0,07	0,017	0,004
	1996/1997	0,065	0,040	0,038							0,26	0,07	0,015	0,003
1997-1999					0,39	0,26	0,01	0,07	0,18	0,91				
	1997/1998	0,053	0,031	0,031							0,20	0,09	0,010	0,004
	1998/1999	0,048	0,024	0,030							0,21	0,10	0,011	0,005

* Campione di lavoratori che tra t e $t+1$, sono nella stessa impresa. I parametri p_r , p_n , σ_r , σ_e , M sono invarianti all'interno di ciascun periodo, ma variano tra periodi. Tutti gli altri parametri sono liberi di variare tra periodi e all'interno di ciascun periodo.

Numero di osservazioni (periodo): cfr. la tab. IV.

TABELLA IIIb*
Misure di rigidità salariale nominale e reale. Specificazione 2
 (soglia r fissata in base ai dati dei contratti collettivi nazionali)

Periodo	anno	Media variazione salariale (Δw_t)	Media variazione nozionale ($X_{it} \beta_t$)	Soglia reale (r)	Prob. rigidità reale (p_r)	Prob. rigidità nominale (p_n)	Deviazione standard di r (σ_r)	Deviazione standard nozionale (σ_e)	Deviazione standard errore di misura (σ_m)	% Osservazioni correttamente misurate (M)	% Congelamenti salari reali	% Congelamenti salari nominali	<i>Sweep</i> up salari reale
1991-1994					0,47	0,29	0,01	0,05	0,15	0,88			
	1991/1992	0,075	0,038	0,054							0,236	0,088	0,013
	1992/1993	0,055	0,034	0,043							0,211	0,092	0,010
	1993/1994	0,052	0,038	0,030							0,196	0,106	0,010
1994-1997					0,59	0,22	0,01	0,07	0,17	0,92			
	1994/1995	0,068	0,031	0,038							0,318	0,071	0,020
	1995/1996	0,059	0,033	0,034							0,299	0,069	0,018
	1996/1997	0,065	0,037	0,038							0,296	0,065	0,017
1997-1999					0,43	0,27	0,01	0,06	0,16	0,90			
	1997/1998	0,053	0,033	0,033							0,296	0,065	0,017
	1998/1999	0,048	0,026	0,022							0,218	0,080	0,011

* Campione di lavoratori che tra t e $t+1$, sono nella stessa impresa. I parametri $p_r, p_n, \sigma_r, \sigma_e, M$ sono invarianti all'interno di ciascun periodo, ma variano tra periodi. Tutti gli altri parametri sono liberi di variare tra periodi e all'interno di ciascun periodo.

Numero di osservazioni (periodo): 78,681 (1991-1994), 62,122 (1994-1997), 41,303 (1997-1999).

La tabella III espone in sintesi i principali risultati ottenuti. La parte *a*) della tabella si riferisce alla specificazione base in cui la soglia r è stimata all'interno del modello, e copre l'intero periodo tra il 1985 e il 1999 (specificazione 1). La parte *b*) della tabella si riferisce invece alla specificazione in cui r è fissato sulla base delle variazioni dettate dai contratti collettivi di lavoro (specificazione 2). In quest'ultimo caso è stato possibile effettuare le stime solo per gli anni novanta. Nella specificazione 2, la soglia r varia da individuo ad individuo, essendo fissata al livello $\bar{r} = (c_{it} - c_{it-1}) / w_{it-1}$, dove c_{it} rappresenta la somma di minimo, contingenza e terzo elemento fissato dal contratto nazionale cui i appartiene. Sia nella specificazione 1 che nella 2 σ_r è stimata all'interno del modello. Nelle colonne 2 e 3 vengono presentate, rispettivamente, la variazione media dei salari di fatto e la variazione nozionale media. La prima è sempre maggiore della seconda perché recepisce gli effetti congiunti della *DNWR* e della *DRWR* (ed i connessi *sweep-ups*).

La tabella IV successiva riporta invece i parametri β sottostanti la distribuzione nozionale $f(\Delta w^* | X_{it}, \beta_t)$ anch'essi variabili tra sottoperiodi. Si noti che all'interno di ciascun sottoperiodo, la presenza di dummies annuali comunque implica che la posizione della distribuzione nozionale cambi di anno in anno.

Nel complesso, si evidenzia un elevato peso delle rigidità, con una netta prevalenza di quelle reali: nella media dei diversi sottoperiodi, la probabilità di incorrere in rigidità reali supera il 50%, mentre quella di incappare in rigidità nominali supera di poco il 20%. Nel tempo peraltro si evidenzia un calo delle prime – da una probabilità, nei primi due sottoperiodi, di oltre il 60% si passa, negli ultimi due sottoperiodi, a poco oltre il 40% – solo in piccolissima parte compensato da un leggero aumento delle seconde – si passa dal 22 al 24%.

I risultati della tabella III*b*, in cui si adoperava informazione esterna sulla soglia reale, complessivamente confermano i valori ora citati (per la sola seconda parte del periodo analizzato, che è l'unica per la quale tale esercizio è fattibile), ed in particolare il prevalere delle rigidità reali su quelle nominali. Il fatto che l'esercizio in questione riguardi un sottocampione, e si basi su una definizione di *job stayer* più restrittiva, non consente di indagare più di tanto sulle peraltro molto circoscritte differenze che emergono rispetto alla specificazione di base. Per quel che valgono, l'uso di informazione esterna ed in particolare l'identificazione della soglia reale sulla base delle variazioni dettate dai contratti nazionali per ogni singolo contratto e livello di inquadramento sembrerebbero innalzare lievemente la stima soprattutto delle rigidità reali, il che ben si associa con il fatto che la soglia dovrebbe esser stata identificata in questo caso con maggiore precisione. Per i motivi sopradetti, preferiamo però al momento limitarci a leggere i risultati della tabella III*b* soprattutto come una generale conferma dell'affidabilità, nonostante i suoi limiti intrinseci (cfr. *infra*), della procedura parametrica adottata.

A supporto della significatività dei risultati esposti nella tabella III vanno anche citati due ulteriori elementi: il comportamento dell'errore di misura e quello dei parametri relativi alle variazioni nozionali.

TABELLA IV
Stime dei parametri della distribuzione delle variazioni salariali nozionali
 (specificazione 1)

	1985-1988		1988-1991		1991-1994		1994-1997		1997-1999	
	<i>Coef.</i>	<i>t</i>	<i>Coef.</i>	<i>t</i>	<i>Coef.</i>	<i>t</i>	<i>Coef.</i>	<i>t</i>	<i>Coef.</i>	<i>t</i>
Anno 1	0,1189	18,28	0,2033	36,87	0,1799	34,70	0,1640	31,28	0,1616	26,12
Anno 2	0,1473	22,66	0,1979	35,88	0,1523	29,70	0,1489	28,43	0,1548	24,95
Anno 3	0,1251	19,27	0,2180	38,94	0,1474	28,64	0,1553	29,48	.	.
Age/1000	-3,8376	-14,15	-6,4166	-25,06	-5,6896	-24,91	-5,4888	-22,85	-6,1582	-21,73
Age ² / 1000	0,0397	11,78	0,0661	21,07	0,0586	20,70	0,0553	18,57	0,0602	17,12
Energia, acqua, gas	0,0063	2,88	0,0384	21,15	0,0075	4,43	0,0022	1,28	-0,0291	-14,28
Industrie estrattive	0,0030	2,30	0,0121	9,95	0,0004	0,36	0,0041	3,57	0,0053	4,05
Industrie lavoraz. metalli	0,0053	5,58	0,0089	10,25	-0,0104	-12,83	0,0075	9,74	0,0075	8,42
Costruzioni	-0,0202	-13,35	0,0080	5,98	-0,0161	-12,89	-0,0167	-11,87	-0,0023	-1,44
Commercio, pubblici esercizi, alberghi	0,0021	1,96	0,0231	24,60	-0,0030	-3,69	0,0051	6,14	0,0240	25,46
Trasporti e comunicazioni	0,0075	5,20	0,0093	7,47	0,0029	2,75	0,0038	3,07	-0,0063	-4,36
Nord Est	-0,0070	-7,58	0,0000	-0,02	0,0004	0,55	0,0005	0,68	0,0012	1,39
Centro	-0,0086	-8,75	-0,0012	-1,22	0,0007	0,81	-0,0048	-5,56	-0,0036	-3,35
Sud e Isole	-0,0162	-11,27	-0,0051	-3,50	-0,0024	-1,82	-0,0121	-10,28	-0,0072	-5,02
Età impresa	0,0444	4,95	-0,0387	-5,27	0,0170	2,40	-0,0247	-3,55	0,0242	2,72
Età impresa ²	-0,0351	-1,92	0,1192	7,97	-0,1467	-8,85	0,0867	5,79	-0,0729	-3,67
Donna	-0,0275	-8,76	-0,0159	-5,94	-0,0211	-8,63	-0,0198	-7,78	-0,0244	-8,23
Donna*età	0,2240	2,62	0,1423	1,91	0,3601	5,38	0,1463	2,13	0,4467	5,67
<i>Manager</i>	0,1014	38,90	0,0421	18,22	0,0532	27,98	0,0351	23,34	0,0429	27,93
Impiegato	0,0411	52,72	0,0237	33,21	0,0203	33,21	0,0236	37,35	0,0234	32,33
σ_e	0,1034	153,26	0,0841	90,27	0,0766	154,91	0,0775	152,43	0,0685	124,86
N. Osservazioni	196,096		149,642		140,413		131,200		82,237	

Pur non costituendo il *focus* dell'analisi, le stime del vettore β_t , mostrate nella tabella IV, appaiono in generale significative e ragionevoli. Si noti che il vettore X_{it} comprende delle *dummy* annuali cosicché, all'interno di ciascun periodo, la media nozionale $X_{it}'\beta_t$ può variare di anno in anno, in base alle condizioni macroeconomiche. Un polinomio quadratico nell'età del lavoratore è introdotto per catturare in qualche modo la dinamica salariale attribuibile alla progressione di carriera del lavoratore e all'esperienza lavorativa. Si noti che, dato il tipico profilo concavo nei *livelli* salariali, ci si attende un profilo convesso nelle *variazioni* dei salari ed in effetti il coefficiente per l'età è consistentemente negativo e significativo. A parità di condizioni, le donne tendono a ricevere minori incrementi salariali degli uomini in tutti i sottoperiodi considerati; tuttavia, all'aumentare dell'età lo svantaggio tende a diminuire, e infatti il coefficiente dell'interazione età*donna è positivo. Gli operai (categoria esclusa) avrebbero ricevuto incrementi salariali inferiori rispetto agli impiegati e ai *manager*. Al Sud e nelle Isole gli incrementi tendono ad essere più bassi che al Centro, a sua volta più bassi che al Nord. Le imprese più giovani tendono a offrire maggiori aumenti nozionali nei periodi a più forte espansione (1988/1991 e 1994/1997), forse in parte riflesso d'una loro maggiore vivacità. Si deve sottolineare che nel vettore X_{it} si era anche incluso inizialmente il tasso di disoccupazione provinciale, che dovrebbe cogliere le condizioni locali del mercato del lavoro, che però è risultato quasi mai significativo, a conferma del resto della scarsa rispondenza in Italia della dinamica salariale alle condizioni locali del mercato del lavoro (già messa in luce tra gli altri da Lucifora - Origo, 1999). Questo aspetto ci pare peraltro meritevole di ulteriori approfondimenti perché la logica economica imporrebbe variazioni nozionali in qualche modo governate dalle condizioni locali del mercato del lavoro, le rigidità da noi indagate intervenendo poi ad «impedire» che ciò avvenga. Per evitare però interventi arbitrari – e stante il fatto che i risultati non mutano affatto a seconda che si includa o meno la disoccupazione provinciale – abbiamo a questo stadio preferito omettere il termine.

Per quanto attiene l'errore di misura, si deve evidenziare come l'uso di dati a monte più puliti (cfr. *infra*) abbia portato ad una sua forte riduzione rispetto alle stime da noi stessi precedentemente prodotte (cfr. Devicienti e Al., 2003). In queste stime l'errore di misura sostanzialmente tiene conto del variare nel tempo dei compensi per lo straordinario, circa i quali è però da ricordare che la variazione media di anno in anno, e quella tra categorie e macrosettori, è già implicitamente colta dal fatto che il vettore X_{it} include *dummy* per anno, *dummy* di settore, di area e di categoria⁷.

Questi risultati integrano, e ulteriormente qualificano, quelli emersi in alcuni lavori precedenti. Per esempio, Devicienti (2002) su dati italiani – ma anche Knoppick and

⁷ In alcune versioni dei modelli (non riportate), sono state introdotte nella stima della distribuzione nozionale anche delle *dummy* che indicavano la dimensione aziendale, nonché la crescita, stabilità o riduzione occupazionale tra t e $t+1$ registrata nell'impresa presso cui il lavoratore lavora. Tale variabili però non sono disponibili nei dati *WHIP* per il 1985, 1986 e 1999. Per omogeneità di specificazione econometrica, si è preferito dunque riportare le stime che escludono tali variabili. La loro introduzione, peraltro, agisce come semplice *shift* della distribuzione nozionale senza influire in maniera sostanziale sulle stime della rigidità dei salari.

Beissenger (2001) per la Germania – trovano un'elevata percentuale (tra il 50 e l'80%) delle riduzioni dei salari impedita da vincoli nominali (*DNWR*) in modelli in cui però non si consentiva la presenza di *DRWR*. Sembra perciò probabile che quei risultati cogliessero in realtà la congiunta presenza delle due forme di rigidità. Ovviamente, separatamente cogliere il peso delle due forme di rigidità ha implicazioni, anche di politica economica, rilevanti. Laddove gli effetti negativi della rigidità verso il basso dei salari nominali possono essere ridimensionati dalle autorità monetarie attraverso l'adozione di *target* d'inflazione sufficientemente alti, diverso è il discorso se a prevalere sono le rigidità reali. Sistemi negoziali più decentrati e flessibili sono in questo caso più efficaci nell'allentare i vincoli di rigidità reale.

L'impatto delle probabilità stimate di incorrere in rigidità reali e nominali dipende, come già ricordato, dalla distribuzione delle variazioni nozionali del salario. Nelle nostre stime, come implicito del resto nel diverso peso delle due probabilità, la percentuale di osservazioni «congelate», rispettivamente, dal regime di rigidità reale e dal regime di rigidità nominale, e i *wage sweep-up* associati ai due regimi – confermano una prevalenza delle rigidità reali sulla rigidità nominali. In media, nel periodo di osservazione del campione, circa il 27% delle osservazioni subiscono il vincolo della 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 il 7% delle osservazioni sono soggette al vincolo posto dal regime di 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* associati, in media le variazioni salariali sono intorno al 2% maggiori di quelle che si sarebbero verificate in assenza di rigidità reale e solo dello 0,3% maggiore 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 un valore della soglia reale r , determinando una variazione media osservata del 2,3% più elevata rispetto a quella che si sarebbe registrata in assenza di vincoli agli aggiustamenti salariali. Il risultato conferma la rilevanza macroeconomica delle rigidità, anche se riteniamo non si debba dare eccessiva valenza alla stima numerica puntuale, stante la natura strumentale e di prima approssimazione della stima delle variazioni nozionali effettuata.

VI - CONCLUSIONI

Questo articolo ha studiato la rigidità dei salari in Italia attraverso un modello micro-econometrico nuovo, che consente: 1) di distinguere tra rigidità verso il basso dei salari nominali e rigidità verso il basso dei salari reali; 2) di tener conto delle determinanti osservabili delle variazioni salariali *rigidity-free* o nozionali; 3) degli errori di misura con cui sono riportate le variazioni dei salari. Le stime sono state condotte utilizzando una nuova versione dei dati amministrativi di fonte INPS, denominata *WHIP*, che offre la possibilità di ridurre, a monte, i problemi dovuti a errori di

misura, connessi ai lavoratori con periodi di malattia, CIG, maternità, o che ricevono pagamenti per arretrati. Il periodo di analisi si riferisce al 1985-1999, consentendo di esaminare specificamente la presenza di mutamenti connessi con l'abolizione della scala mobile e gli accordi di politica dei redditi siglati alla metà del periodo in questione.

I risultati segnalano una grande rilevanza delle rigidità (più di due terzi delle osservazioni risultano influenzate da una qualche rigidità), con un chiaro prevalere di quelle reali. Nel tempo peraltro, a seguito dei mutamenti istituzionali prima detti, le rigidità reali si riducono significativamente, a fronte di un piuttosto piccolo aumento di rilevanza delle rigidità nominali. Anche significativi sono i risultati dell'esercizio in cui la soglia reale è stata identificata a partire da informazioni esterne sui contratti nazionali. Tale esercizio, da un lato fornisce una prova di robustezza in quanto fa dipendere i risultati meno dalle assunzioni, in quanto tali non testabili, sottostanti l'identificazione del modello econometrico, dall'altro corrobora l'interpretazione che qui si è data delle rigidità reali come dell'estrinsecarsi dei vincoli discendenti dall'operare, tuttora piuttosto pervasivo nel contesto italiano, della contrattazione collettiva nazionale.

Numerose sono peraltro le questioni analitiche ancora aperte, sia all'interno della logica parametrica del modello specificamente adoperato e sia rispetto ai limiti che comunque caratterizzano il modello adoperato. Due piste ci paiono debbano essere ricordate.

All'interno del modello, un primo sviluppo attiene i possibili miglioramenti che possono derivare dall'uso di informazioni esterne nell'identificare le variazioni nozionali (quelle che dovrebbero prevalere in assenza di rigidità) e la soglia reale, lungo la linea di quanto già anticipato in questo lavoro con riferimento all'uso di informazioni di natura contrattuale ed in modo da ridurre la dipendenza delle stime dalle assunzioni di identificazione basate su forma funzionale e ipotesi di regolarità delle distribuzioni.

Una seconda pista attiene al possibile superamento della logica del modello parametrico in quanto tale, con l'individuazione di misure basate sulla natura della distribuzione delle variazioni effettive dei salari (depurate dagli effetti del possibile errore di misura) attorno alla soglia dello zero ed alla soglia reale, peculiarità delle rigidità qui indagate essendo quella di rendere, in quell'intorno, la distribuzione «eccessivamente» concentrata e asimmetrica a destra rispetto ad un'ipotetica distribuzione nozionale.

Indipendentemente dai metodi analitici adoperati, ci pare poi importante indagare le possibili determinanti della probabilità di incorrere in rigidità dei vari tipi, nonché le possibili ricadute di tali rigidità, in particolare sul *turnover* occupazionale.

FRANCESCO DEVICIENTI

*Dip. di Scienze Economiche e Finanziarie
"G. Prato"
Università di Torino*

AGATA MAIDA

*LABORatorio «R. Revelli»
Università di Torino*

PAOLO SESTITO

*Banca d'Italia e Ministero del Lavoro
e delle Politiche Sociali*

Appendice

La funzione di verosimiglianza

In quest'Appendice forniamo gli elementi per la derivazione della funzione di verosimiglianza del modello econometrico descritto in seconda sezione, rimandando peraltro a Dickens and Goette (2001) e Barwell e Schweitzer (2003) per una completa descrizione della procedura di derivazione.

Si assume che tra $t-1$ e t la variazione nozionale dei salari dell'individuo i sia data da (sopprimendo gli indicatori temporali per semplicità):

$$d_i^n = X_i' \beta + e_i \quad \text{con } e_i \sim N(0, \sigma_e^2) \quad (\text{A.1})$$

Le probabilità che l'individuo i ricada nel regime di rigidità reale (R), nominale (N) e non vincolato (U) sono assunte essere costanti come segue:

$$\begin{aligned} Pr(i = R | \chi_i) &= p_r \\ Pr(i = N | \chi_i) &= p_n \\ Pr(i = U | \chi_i) &= 1 - p_r - p_n. \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

La variazione salariale individuale effettiva, a_i sarà dunque pari a:

$$a_i = \begin{cases} r_i & \text{se } i = R, \text{ e } d_i^n \leq r_i \\ 0 & \text{se } i = N, \text{ e } d_i^n \leq 0 \\ d_i^n & \text{altrimenti} \end{cases} \quad (\text{A.3})$$

dove r_i è la soglia di rigidità reale data da:

$$r_i = \bar{r} + e_{ri} \quad \bar{r} \text{ costante, } e_{ri} \sim N(0, \sigma_r^2) \quad (\text{A.4})$$

A causa di errori di misura la variazione a_i non è sempre direttamente osservata. Possono verificarsi i seguenti casi, rappresentati dall'indicatore H : i salari sono misurati senza errori di misura (che indichiamo con $H=1$); ci sono errori di misura in un solo periodo, t o $t+1$ (che indichiamo con $H=2$); ci sono errori di misura in entrambi i periodi ($H=3$). Si assuma per semplicità che la probabilità m di essere affetto da errori di misurazione sia la stessa per ogni anno e non correlata nel tempo. L'errore di misurazione è dato da $e_{mi} \sim N(0, \sigma_r^2)$, con identica distribuzione in t e $t-1$. Utilizzando la variabile η_i per rappresentare sinteticamente i tre casi, si ha:

$$\begin{aligned}
 \eta_i = 0 & \quad \text{con } \text{Prob}(H = 1) = (1 - m)^2 \\
 \eta_i = e_{mi} & \quad \text{con } \text{Prob}(H = 2) = 2m(1 - m) \\
 \eta_i = 2e_{mi} & \quad \text{con } \text{Prob}(H = 3) = m^2
 \end{aligned}
 \tag{A.5}$$

Ne consegue che la variazione salariale nominale osservata, d_i , è pari a:

$$d_i = \begin{cases} r_i + \eta_i & \text{se } i = R, \text{ e } d_i^n \leq r_i \\ \eta_i & \text{se } i = N, \text{ e } d_i^n \leq 0 \\ d_i^n + \eta_i & \text{altrimenti} \end{cases}
 \tag{A.6}$$

La funzione di massima verosimiglianza raccoglie 5 categorie di osservazioni: *i*) individui che non ricadono in alcun regime (U); *ii*) individui che ricadono nel regime di rigidità nominale (N) la cui variazione salariale è spinta su un valore di soglia pari a zero; *iii*) individui che ricadono nel regime di rigidità nominale (N) la cui variazione salariale non subisce vincoli costrittivi; *iv*) individui che ricadono nel regime di rigidità nominale (R) la cui variazione salariale è spinta su un valore di soglia maggiore di zero pari a r_i ; *v*) individui che ricadono nel regime di rigidità reale (R) la cui variazione salariale non subisce vincoli costrittivi.

Rappresentiamo con $D = \{d_i\}$ il set di variazioni osservate dei salari nominali. Per un dato set di variabili esplicative x_i la funzione di verosimiglianza può essere così scritta:

$$\begin{aligned}
 L(D | \Theta) &= \prod_i^N \text{Pr}(i \in U | x_i) \times L(d_i | i \in U, x_i) \\
 &+ \text{Pr}(i \in N | x_i) I\{a_i = 0\} \text{Pr}(a_i = 0 | i \in N, x_i) L(d_i | i \in N, x_i) \\
 &+ \text{Pr}(i \in N | x_i) I\{a_i > 0\} \text{Pr}(a_i > 0 | i \in N, x_i) L(d_i | i \in N, x_i) \\
 &+ \text{Pr}(i \in R | x_i) I\{a_i = r_i\} \text{Pr}(a_i = r_i | i \in R, x_i) L(d_i | i \in R, x_i) \\
 &+ \text{Pr}(i \in R | x_i) I\{a_i > r_i\} \text{Pr}(a_i > r_i | i \in R, x_i) L(d_i | i \in R, x_i)
 \end{aligned}
 \tag{A.7}$$

dove $I\{\cdot\}$ è una funzione indicatore pari a 1 quando la condizione in parentesi è vera, e pari a zero altrimenti, e Θ è il vettore dei parametri da stimare. Il contributo di ciascuna osservazione alla funzione di verosimiglianza è composta da tre elementi: la probabilità che ciascun individuo ricada in uno specifico regime, la probabilità che tale regime sia costrittivo e la verosimiglianza delle osservazioni condizionata al regime e alla condizione che esso sia vincolante. Le stime di Θ sono ottenute massimizzando la funzione di verosimiglianza in (A.7), una volta che questa sia resa operativa grazie all'ipotesi di normalità sulle distribuzioni degli errori e di r_i . In tal caso, $\Theta = (\beta, r_i, \sigma_e, \sigma_r, m, \sigma_m)$.

Per esempio, nel caso in cui le osservazioni ricadono nel regime di assenza di rigidità, il contributo alla funzione di verosimiglianza condizionato dall'essere in quel regime è dato da:

$$L(d_i | i \in U, x_i) = \frac{1}{\sqrt{\sigma_e^2 + \sigma_\eta^2}} \times \phi \left(\frac{d_i - x_i \beta}{\sqrt{\sigma_e^2 + \sigma_\eta^2}} \right) \quad (\text{A.8})$$

dove $\Phi(\cdot)$ rappresenta la funzione di densità della variabile normale standard.

Per le osservazioni che ricadono nel regime N , la probabilità che la variazione salare è vincolata dalla soglia a zero dipende dalla distribuzione dell'errore nozionale e_i e dell'errore di misura composito η_i . Dunque il contributo di tali osservazioni alla funzione di verosimiglianza è:

$$Pr(a_i = 0 | i \in N, x_i) L(d_i | i \in N, x_i) = \left(\Phi \left(\frac{-x_i \beta}{\sigma_e} \right) \right) \times \frac{1}{\sigma_\eta} \Phi \left(\frac{d_i}{\sigma_\eta} \right) \quad [\text{A.9}]$$

dove $\Phi(\cdot)$ rappresenta la funzione di distribuzione cumulata di una normale *standard*. Si noti che i termini di errore nelle due espressioni della (A.9) – espressioni che definiscono, rispettivamente, la probabilità che a_i sia vincolata e la densità della variazione d_i misurata con errore – sono indipendenti. Ciò non è più vero nel caso in cui un'osservazione ricade nel regime N , ma questo regime non è effettivamente vincolante: ora il termine di errore e_i è presente in entrambe le espressioni. Il contributo alla funzione di verosimiglianza di questi individui è più complesso e questa può genericamente esser scritta come:

$$Pr(a_i > 0 | i \in N, x_i) L(d_i | i \in N, x_i) = Pr\{e_i > -x_i \beta\} \times f_{e+\eta}(d_i - x_i \beta | e_i > -x_i \beta) \quad (\text{A.10})$$

che si può mostrare essere pari a:

$$\frac{\sqrt{\sigma_\eta^2 + \sigma_e^2}}{\sigma_e \sigma_\eta} \phi \left(\frac{d_i - x_i \beta}{\sqrt{\sigma_e^2 + \sigma_\eta^2}} \right) \left(1 - \Phi \left(-x_i \beta \left(\frac{\sqrt{\sigma_\eta^2 + \sigma_e^2}}{\sigma_e \sigma_\eta} \right) - \frac{\sigma_e \sigma_\eta (d_i - x_i \beta)}{\sigma_\eta^2 + \sigma_e^2} \right) \right) \quad (\text{A.11})$$

Infine, il contributo alla funzione di verosimiglianza delle osservazioni che ricadono nel regime R è simile a quello descritto in (A.10-11), ma con la complicazione aggiuntiva che ora la soglia di rigidità vincolante è data dall'espressione di r in (A.4). Per le osservazioni effettivamente vincolate dal regime R , si ha:

$$Pr(a_i = r_i | i \in R, x_i) L(d_i | i \in R, x_i) = \quad (\text{A.11.1})$$

$$\left(\Phi \left(\left(r_i - x_i \beta + \frac{\sigma_r^2}{\sigma_\eta^2 + \sigma_r^2} \right) \times \left(\frac{r_i - d_i}{\sqrt{\sigma_e^2 + \frac{\sigma_\eta^2 \sigma_r^2}{\sigma_\eta^2 + \sigma_r^2}}} \right) \right) \right) \times \frac{1}{\sqrt{\sigma_\eta^2 + \sigma_r^2}} \phi \left(\frac{d_i - r_i}{\sqrt{\sigma_\eta^2 + \sigma_r^2}} \right)$$

mentre per le osservazioni non vincolate il contributo alla funzione di verosimiglianza è:

$$Pr(a_i > r_i | i \in R, x_i) L(d_i | i \in R, x_i) =$$

$$\left(1 - \Phi \left(r - x_i \beta + \frac{\sigma_e^2}{\sigma_\eta^2 + \sigma_e^2} \times \left(\frac{d_i - x_i \beta}{\sqrt{\sigma_r^2 + \frac{\sigma_\eta^2 \sigma_e^2}{\sigma_\eta^2 + \sigma_e^2}}} \right) \right) \right) \times \frac{1}{\sqrt{\sigma_\eta^2 + \sigma_e^2}} \phi \left(\frac{d_i - x_i \beta}{\sqrt{\sigma_\eta^2 + \sigma_e^2}} \right) \quad (\text{A.12})$$

Infine, si mostrano le formule per calcolare i congelamenti salariali e gli *sweep-up* associati ai due regimi di rigidità, una volta che siano state ottenute le stime di Θ .

$$\begin{aligned} \text{Prob}(d \text{ congelato da rigidità reale}) &= \\ Pr(i = R) * I\{d < r\} &= p_r \Phi(- (xb + r) / \sqrt{\sigma_e^2 + \sigma_r^2}), \end{aligned}$$

$$\text{Prob}(d \text{ congelato da rigidità nominale}) = Pr(i = N) * I\{d < 0\} = p_n \Phi(- (xb + \sigma_e)):$$

$$\text{real sweep-up} = (r - d) * Pr(i = R) \quad \text{se } d < r,$$

$$\text{nominal sweep-up} = - \left[xb - s_e \frac{\phi(-xb/\sigma_e)}{\Phi(-xb/\sigma_e)} \right] \cdot \phi(-xb/\sigma_e) \cdot Pr(i = N). \quad (\text{A.13})$$

BIBLIOGRAFIA

- G.A. AKERLOF - W.T. DICKENS - G.L. PERRY, *The Macroeconomics of Low Inflation*, in «Brookings Papers on Economic Activity», 1, 1996, pp 1-76.
- J.G. ALTONJI - P.J. DEVEREUX, *The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity*, «NBER Working Paper», 7236, July 1999.
- R.D. BARWELL - M. SCHWEITZER, *The Incidence of Nominal and Real Rigidities in the Great Britain: 1978-1998* (unpublished manuscript) (2003).
- T. BAUER - H. BONIN - U. SUNDE, *Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation: Evidence form West Germany Micro Data*, «IZA Discussion Paper», 959, 2004.
- T. BEISSINGER - C. KNOPPIK, *Downward Nominal Rigidity in West German Earnings, 1975-1995*, in «German Economic Review», II, 4, 2001.
- T. BEWLEY, *Why Wages Don't Fall During A Recession*, Harvard University Press, Cambridge 1999.
- D. CARD, *The Wage Curve: A Review*, in «Journal of Economic Literature», XXXIII, 2, 1995, pp. 785-799.
- D. CARD - HYSLOP, *Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market?*, in C. ROMER - D. ROMER (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, National Bureau of Economic Research, Studies in Business Cycles, 30, University of Chicago Press, Chicago 1997.
- P. CASADIO - M. LAMELAS - G. RODANO, *Mutamenti nella struttura dei salari e nelle relazioni sindacali in Italia dopo undici anni di politica dei redditi* (2004), paper presentato alla IX Conferenza AIEL (Modena, settembre 2005).
- N.L. CHRISTOFIDES - M.T. LEUNG, *Nominal Wage Rigidity in Contract Data: A Parametric Approach*, in «Economica», LXX, 2002, pp. 619-638.
- CNEL, *Archivio Contratti* <www.cnel.it>.
- B. CONTINI (ed.), *Labour Mobility and Wage Dynamics in Italy*, Rosenberg & Sellier, Torino 2002.
- B. CONTINI - M. FILIPPI - C. MALPEDE, *Safari nella giungla dei salari: al Sud si lavora di meno?*, in «Lavoro e Relazioni Industriali», 2, 2001, pp. 9-39.
- A. CRAWFORD - A. HARRISON, *Testing for Downward Rigidity in Nominal Wages*, in *Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*, Bank of Canada, Ottawa 1998, pp. 179-225.
- A. CRAWFORD - G. WRIGHT, *Downward Nominal-Wage Rigidity: Micro Evidence from Tobit Models*, Bank of Canada, «Working Paper», 7, 2001.
- O. DESSY, *Nominal Wage Rigidity in the European Countries: Evidence from the Europanel*, CREST-INSEE, Paris (unpublished manuscript) (2002a) <<http://netec.mcc.ac.uk/WoPEc/data/Papers/cpdpd2002d2-1.html>>

- O. DESSY, *Nominal Wage Rigidity in the European Countries: Evidence from the Europanel*, CREST-INSEE, Paris (unpublished manuscript) (2002b).
- S. DESTEFANIS - G. MASTROMATTEO - G. VERGA, *Wage Determination in Italy with or Without Indexation* (2004), paper presentato alla «IX Conferenza AIEL» (Modena, settembre 2005).
- F. DEVICIENTI, *Downward Nominal Wage Rigidities in Italy: Evidence and Consequences*, in «Lavoro e Relazioni Industriali», 2, 2002, pp 125-180.
- F. DEVICIENTI - A. MAIDA - P. SESTITO, *Nominal and Real Wage Rigidity: An Assessment Using Italian Microdata*, LABORatorio R. Revelli, «Working Paper», 33, 2003 <www.labor-torino.it/workingpapers/wp33.htm>
- W.T. DICKENS - L. GOETTE, *Notes on Estimating Rigidity Using An Analytic Likelihood Function* (2002) (unpublished manuscript).
- S. FABIANI - A. LOCARNO - G. ONETO - P. SESTITO, *NAIRU, Incomes Policy and Inflation*, in BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS, *Monetary Policy and the Inflation Process*, «Conference Papers», 4, Basel 1997.
- S. FABIANI - A. LOCARNO - G. ONETO - P. SESTITO, *The Sources of Unemployment Fluctuations: An Empirical Application to the Italian Case*, in «Labour Economics», 2, 2001, pp. 259-290.
- J. FARES - T. LEMIEUX, *Downward Nominal Wage Rigidity: A Critical Assessment and Some New Evidence for Canada*, in A. CRAWFORD (ed.), *Proceedings of the Bank of Canada Conference on Price Stability and the Long Run Target for Monetary Policy*, 2001, pp. 3-48 <www.econ.ubc.ca/lemieux/publications.htm>
- E. FEHR - L. GOETTE, *Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity*, University of Zurich, Institute for Empirical Research in Economics, «Working Paper», 44, 2000 <www.szgerzensee.ch/download/jmepapers/iiewwp044.pdf>
- R. GOLINELLI, *Fatti stilizzati e metodi econometrici «moderni»: una rivisitazione della curva di Phillips per l'Italia (1951-1996)*, in «Politica Economica», 3, 1998.
- D. GOUX, *Les Salaires Nominaux Sont-Ils Rigides à la Baisse?*, «INSEE Working Paper», Paris 1997.
- E.L. GROSHEN - M.E. SCHWEITZER, *Identifying Inflation's Sand and Grease Effects in the Labor Market*, in M. FELDSTEIN (ed.), *The Costs and Benefits of Price Stability*, University of Chicago Press, Chicago 1999.
- S. KAHN, *Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata*, in «American Economic Review», LXXXVII, 2, 1997, pp. 993-1008.
- C. KNOPPIK, *Models with Censoring and Measurement Error*, University of Regensburg, «Discussion Paper», April 2001 <www.uni-regensburg.de/Fakultaeten/WiWi/knopplik/research/docs/Kno01censoring.pdf>
- C. KNOPPIK - T. BEISSENGER, *How Rigid are Nominal Wage? Evidence and Implications for Germany*, «IZA Discussion Paper», 357, 2001 <www.iza.org>
- F. KRAMARZ, *Rigid Wages: What Have We Learned from «microeconomic studies?»*, in *Advances in Macroeconomic Theory*, Oxford Economic Press, Oxford 2001, pp. 194-200.

R. LAYARD - S. NICKELL - R. JACKMAN, *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford 1991.

C. LUCIFORA - F. ORIGO, *Alla ricerca della flessibilità: un'analisi della curva dei salari in Italia*, in «Rivista Italiana degli Economisti», 1, 1999.

K.J. McLAUGHLING, *Rigid Wages?*, in «Journal of Monetary Economics», XXXIV, 1, 1994, pp. 1-25.

S. NICKELL - G. QUINTINI, *Nominal Wage Rigidity and the Rate of Inflation*, in «The Economic Journal», CXIII, 2003, pp.762-781.

J.C. SMITH, *Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom*, in «The Economic Journal», CX, 2000, pp. c176-c195.