

La curva dei salari in Italia

di *Nadia Netti**

1

Introduzione

In generale, l'idea che l'ambito istituzionale influenzi profondamente il funzionamento dei mercati è saldamente radicata in letteratura. Per quanto riguarda il mercato del lavoro sono pionieristici i lavori teorici di Akerlof (1982), Bowles (1985), Williamson (1985), Stiglitz (1987), Solow (1990). Anche la letteratura empirica ha sempre più legato la performance del mercato del lavoro all'ambito istituzionale prevalente, come testimoniato, per esempio, dall'ampia letteratura sul "corporativismo", da quella sull'"eurosclerosi" e da tutti quei lavori basati sulle istituzioni per spiegare la disoccupazione, i differenziali salariali, l'accumulazione di abilità (Blanchard, Wolfers, 2000).

La significativa riforma istituzionale, avvenuta durante gli anni Novanta¹ (principalmente riguardante la normativa sul lavoro e i nuovi sistemi di relazioni istituzionali come la "concertazione"), ha influenzato profondamente il funzionamento del mercato del lavoro italiano, riducendo il grado di centralizzazione della contrattazione salariale, introducendo nuove tipologie di "lavoratori atipici" (come quelli impegnati in lavori "interinali", lavori *on call* ecc.) e promuovendo sostanziali limitazioni salariali i cui effetti sembrano eccezionalmente di lunga durata (Banca d'Italia, 2002, pp. 120-2, 130 ss., 137-8, tav. B24; Banca d'Italia, 2000, p. 137, dati di contabilità nazionale ISTAT, 2000; Costabile, 2001, 2002).

La dispersione salariale è fortemente aumentata, determinando un sostanziale aumento dell'ineguaglianza dei redditi.

Nel periodo 1989-2000, inoltre, il ridimensionamento delle retribuzioni reali ha coinvolto non solo i lavoratori a tempo parziale e "atipici" ma anche quelli con contratti di tipo tradizionale (Banca d'Italia, 2002, *Indagine sui bilanci delle famiglie*). La caduta del potere d'acquisto dei salari

* Ricercatore presso l'Università degli studi di Napoli "Federico II", Dipartimento di Economia. L'autrice desidera ringraziare Adriano Giannola, Anna Giunta, un anonimo *referee* e i partecipanti al convegno CNEL "Riforme istituzionali e mutamento strutturale in un sistema dualistico. Mercati, imprese ed istituzioni" (Roma, 29 settembre 2005), dove è stata presentata una precedente versione del lavoro.

(lordi) in Italia è in netta controtendenza rispetto a quanto accaduto all'Europa degli anni Novanta (ILO, 2000, p. 3).

La variabilità territoriale dei tassi di disoccupazione, già in crescita negli anni Ottanta, è ulteriormente aumentata negli anni Novanta aggravando lo svantaggio delle aree meridionali (Giannola, Papagni, Sarno, 1998; Ginzburg, Scaltriti, Solinas, Zoboli, 1998; De Stefanis, 2000, 2001). Questa evoluzione deve essere ampiamente attribuita a una più alta dispersione dei tassi di occupazione (che approssimano la disponibilità delle opportunità di lavoro), mentre i divari territoriali nell'offerta di lavoro (approssimati dai tassi di attività) sono rimasti sostanzialmente immutati. Inoltre, la ristrutturazione industriale della metà degli anni Novanta ha prodotto una caduta drammatica dell'occupazione industriale, soprattutto nelle grandi imprese dove il lavoro è tutelato da una legislazione protezionistica. Tutto ciò ha causato un'accresciuta variabilità territoriale del "grado di tensione sul mercato del lavoro" (inteso come numero relativo di posti vacanti rispetto al numero di disoccupati), che è la variabile che guida il sistema economico verso un livello più elevato di rigidità istituzionale, se si accetta l'inversione del nesso di causalità tra protezione dell'occupazione e performance del mercato del lavoro operata da Saltari e Tilli (2004)².

Di fronte a questi cambiamenti, è appropriato rivalutare il potere esplicativo delle interpretazioni alternative della disoccupazione e degli squilibri regionali del mercato del lavoro.

Principio ispiratore della riforma istituzionale (cfr. il Libro bianco del ministero del Lavoro) è stato rimuovere le rigidità del mercato del lavoro, la resistenza dei salari reali, gli insostenibili costi del licenziamento, l'indifendibile egualitarismo nella contrattazione salariale (Costabile, 2002), tutte cause del perdurante problema della disoccupazione in Italia. L'attenzione è stata, quindi, essenzialmente rivolta a:

a) l'incapacità dei prezzi dei fattori produttivi di riflettere scarsezze relative. La centralizzazione nazionale della contrattazione salariale, l'espansione del pubblico impiego e l'aumento dei trasferimenti di reddito alle famiglie avrebbero reso i salari insensibili alle differenze nelle produttività marginali del lavoro, riducendo la domanda di lavoro (Bodo, Sestito, 1994; Faini, 1995; Manacorda, Petrongolo, 1999; Lucifora, Origo, 1999);

b) i vincoli legali e istituzionali imposti alle assunzioni e ai licenziamenti. Tali vincoli avrebbero impedito l'ottimale funzionamento del mercato del lavoro, riducendo la produttività del lavoro e favorendo l'uso di input alternativi (Bentolila, Bertola, 1990; Bertola, 1990, 2004).

Entrambi i fattori (a e b) avrebbero agito prevalentemente nelle regioni meridionali determinando un più alto rapporto capitale-lavoro e più bassa occupazione e produzione. Alcune interpretazioni alternative (rif. in c, d, e, f, g), invece, proponevano e propongono oggi, con ancora maggiore

insistenza, di investigare l'impatto sull'occupazione dell'innovazione, dei vincoli esistenti dal lato della domanda, e inoltre di volgere particolare attenzione a fattori come la competitività non di prezzo, il comportamento delle imprese rispetto alle innovazioni, alla tecnologia, al potenziamento delle capacità e alla specializzazione settoriale. Le radici teoriche ed empiriche di tali argomentazioni oltre a confutare quelle alternative già richiamate (*a* e *b*) sottolineano – in un'ottica di equilibrio parziale:

c) che la severità di un sistema di protezione all'impiego è l'effetto e non la causa di un mercato del lavoro depresso (Saltari, Tilli, 2004);

d) che nell'industria manifatturiera italiana e ancora di più in quella meridionale il lavoro temporaneo e le nuove forme di lavoro "atipico" sono fonte d'inefficienza e hanno un effetto negativo sulla produttività e sull'occupazione.

La natura temporanea del contratto spinge almeno una delle parti in causa (datore di lavoro-lavoratore) a limitare il proprio investimento nella relazione d'impiego; soluzioni subottimali per entrambe le parti e per l'intera economia saranno il risultato delle scarse "dosi" di capitale umano investite nella relazione di impiego temporanea. La produttività delle imprese italiane, e ancora di più di quelle meridionali decresce al crescere della proporzione di addetti a tempo determinato impiegata. La relazione tra produttività e lavoro temporaneo si inverte quando l'attività di formazione professionale all'interno (contratti di formazione) o all'esterno dell'azienda (corsi di formazione) produce una "dose" non trascurabile di investimento in capitale umano. La propensione allo *shirking* dei lavoratori si riduce al crescere della serietà della relazione di impiego temporaneo e della probabilità che essa sia convertita in una relazione permanente.

Prendendo in considerazione le interazioni del mercato del lavoro con gli altri mercati, tali interpretazioni alternative evidenziano, inoltre:

e) il ruolo della "povertà tecnologica e istituzionale" (intendendo con ciò la sfavorevole specializzazione produttiva, e la scarsità di alcuni input che hanno la natura di beni pubblici, l'innovazione tecnologica, l'accumulazione di capitale umano, infrastrutture, l'insufficiente certezza dei diritti di proprietà) (Costabile, 2002a, 2002b; Netti, Sarno, 1998; Netti, 1999a, 1999b; e, dal punto di vista teorico, Autor, 2000; Ramey, Watson, 1997);

f) il malfunzionamento del mercato del credito, che impone severi vincoli finanziari alle imprese (Giannola, 1999; Giannola, Sarno, 2004; Lopes, Netti, 2002, 2004);

g) l'impatto occupazionale dei mutamenti tecnologici e dei vincoli alla domanda (Pini, Piacentini, 2000; Costabile, Papagni, 1998).

Nel presente lavoro ci si propone di affrontare dal punto di vista empirico alcuni argomenti connessi principalmente alla prima interpretazione circa

l'incapacità dei prezzi dei fattori produttivi di riflettere scarsezze relative (a), al fine di confutarla. In particolare si osserva che il giudizio che la letteratura empirica ha espresso sulla flessibilità salariale dell'economia italiana degli anni Novanta dipende anche (a monte) dalla banca dati utilizzata (PAR. 2) e (a valle) dai periodi e segmenti di indagine, dal grado di aggregazione delle osservazioni, dalle modalità con le quali rappresentare le caratteristiche strutturali delle aree di interesse (PAR. 3).

Inoltre, si dimostra l'esistenza di una "curva dei salari" (Blanchflower, Oswald, 1994) sulla base dei risultati di stime econometriche condotte con due differenti banche dati: l'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* della Banca d'Italia e il data base del gruppo bancario Capitalia (ex Mediocredito centrale) relativo a un campione di imprese dell'industria manifatturiera italiana (PAR. 4). Le conclusioni costituiscono l'oggetto del PAR. 5.

2

La flessibilità dei salari nell'economia italiana degli anni Novanta

La letteratura empirica sul tema ha espresso un giudizio contrastante sulla flessibilità salariale che caratterizza l'economia italiana negli anni Novanta. In particolare, nelle analisi in cui si esamina il contesto internazionale è fuor di dubbio che l'Italia degli anni Novanta sia stata leader tra i paesi industrializzati per l'adozione di misure di flessibilità salariale (Costabile, Papagni, 1998).

A livello nazionale, invece, come mostrato da Ginzburg, Scaltriti, Solinas, Zoboli (1998, 1999) le più autorevoli banche dati disponibili sulle retribuzioni raccontano la storia dei differenziali salariali territoriali in modo apparentemente diverso. In particolare, dai lavori condotti con i dati dei conti regionali dell'ISTAT emergono differenziali salariali retributivi Nord-Sud prossimi al 25% in molti settori. Inoltre, secondo l'indagine sui redditi delle famiglie condotta dalla Banca d'Italia, nel 1995, nell'industria manifatturiera, le imprese del settentrione corrispondono salari più alti (di circa 12 punti) rispetto alle imprese del Mezzogiorno; le imprese piccole e medie (con meno di 100 dipendenti) del settentrione corrispondono salari sistematicamente superiori alle imprese del Sud di pari dimensione. Infine, nel 1994, i dati dell'indagine del Mediocredito centrale mettono in evidenza che le retribuzioni lorde nelle imprese manifatturiere con oltre 500 addetti localizzate nel Mezzogiorno sono assai vicine a quelle del Centro-Nord; tuttavia nelle imprese più piccole (fino a 20 addetti) le retribuzioni del Sud sono inferiori di circa 30 punti percentuali rispetto a quelle delle altre circoscrizioni. Differenziali dello stesso ordine si rilevano per quasi tutti i settori tradizionali (Ginzburg, Scaltriti, Solinas, Zoboli, 1998, pp. 378, 382; Giannola, 1998, p. 33, tab. 9). Al contrario, con i dati sulle

retribuzioni dell'archivio INPS, dopo la revisione del 1994, i differenziali territoriali dei salari non solo scompaiono ma in alcuni casi «ribaltano la gerarchia tra le diverse province, soprattutto nell'industria leggera e, in generale, nelle industrie, come le costruzioni, in cui vi è una presenza particolarmente rilevante delle imprese piccole» (Ginzburg, Scaltriti, Solinas, Zoboli, 1999, p. 261).

Nessuna delle banche dati citate è esente da critiche, tuttavia diversa è la tipologia delle distorsioni che scaturiscono dall'utilizzo di ciascuna.

La principale critica rivolta da Gavosto e Rossi (1999) allo studio dei differenziali salariali territoriali con i dati territoriali dell'ISTAT – critica che si può applicare anche alle altre banche dati citate con l'eccezione dell'archivio INPS – riguarda il fatto che le retribuzioni «esprimono il rapporto medio – per ciascun settore e area geografica – tra monte salari e unità di lavoro dipendente» (pp. 219-20) e non consentono di osservare gli effetti di composizione legati alle caratteristiche specifiche della domanda e dell'offerta di lavoro settoriale e locale.

D'altro canto, però, Ginzburg, Scaltriti, Solinas e Zoboli (1998, 1999) hanno dimostrato che i dati sulle retribuzioni diffusi dall'INPS dopo la revisione del 1994, «pur potenzialmente molto utili non si prestano *oggi* a fini di analisi economica», per effetto «della distorsione sistematica dei dati contenuti nell'archivio INPS», cui «hanno concorso elementi riconducibili al comportamento, e agli obiettivi, delle imprese, dello Stato, e dello stesso INPS» (ivi, pp. 405-6). In particolare, «la procedura di normalizzazione dei dati sui salari forniti dalle imprese che è stata adottata dall'INPS» fa scomparire e, nel caso di alcune delle principali industrie della trasformazione, addirittura invertire il segno dei differenziali salariali retributivi Nord-Sud. «Prima della normalizzazione i differenziali salariali effettivi sono cospicui, a favore del Nord e dello stesso ordine di grandezza di quelli desumibili dai conti regionali ISTAT; dopo la normalizzazione, in molti settori le differenze scompaiono» (ivi, p. 261) o, addirittura, si invertono.

3

La curva dei salari in Italia: lo stato dell'arte

La natura del legame esistente tra i salari e il tasso di disoccupazione, così come descritto dall'analisi dei fondamenti microeconomici propria della teoria della concorrenza imperfetta, ha una manifestazione concreta nella relazione empirica trovata da Blanchflower e Oswald (1994) e denominata *wage curve* (cfr. anche Wagner, 1994; Card, 1995; Bratsberg, Turunen, 1996; Baltagi, Blien, 1998; Campbell, Orszag, 1998; Janssens, Konings, 1998; Baltagi, Blien, Wolf, 2000 ecc.).

Secondo tale approccio teorico esiste una relazione di “equilibrio” tra i livelli assunti dalle due variabili. In particolare, la *wage curve* descrive una relazione decrescente e convessa nello spazio salario reale - disoccupazione locale. Essa evidenzia, pertanto, il ruolo svolto dall’ammontare dei senza lavoro presente a livello locale nella determinazione dei salari ivi corrisposti.

Tale inversa relazione è spiegata sia dai modelli dei salari di efficienza (Shapiro, Stiglitz, 1984; Salop, 1979), che dai modelli di contrattazione salariale (McDonald, Solow, 1981; Layard, Nickell, Jackman, 1991).

L’espressione analitica della *wage curve* è

$$\ln w = a + b \ln U \text{ con } b < 0, \quad [1]$$

dove w è il salario reale e U è il tasso di disoccupazione locale.

La tipologia dei dati sulle retribuzioni e sulla disoccupazione locale dipende, ovviamente, dalla banca dati utilizzata. La variabilità dei giudizi sulla flessibilità salariale dell’economia italiana dipende, però, oltre che (a monte) dalla banca dati utilizzata per esprimerlo anche (a valle) dalle scelte operate dai ricercatori sul piano empirico essenzialmente in merito a: periodi e segmenti di indagine; grado di aggregazione delle osservazioni; modalità con le quali rappresentare le caratteristiche strutturali delle aree di interesse.

In passato le stime della distribuzione dei salari hanno riguardato soprattutto serie storiche di dati; una breve rassegna di tali lavori è in Blanchflower e Oswald (1994). In particolare, essi hanno riscontrato un’elasticità del salario al tasso di disoccupazione locale del 10% circa in diversi paesi dell’OCSE. Per quanto riguarda l’Italia, hanno studiato, per gli anni 1986 e 1989, le distribuzioni cross-sezionali dei salari mensili di 1.041 lavoratori costituenti un campione rappresentativo della popolazione tra i diciotto e i settantaquattro anni, costruito dall’istituto Eurisko in occasione dell’indagine sociale condotta annualmente dallo stesso. Le retribuzioni mensili sono state messe in relazione con i tassi di disoccupazione delle macroaree di residenza dei lavoratori (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Sud e isole), distinti per sesso, tratti dalle statistiche annuali dell’Eurostat; sono state opportunamente introdotte nelle stime altre variabili di controllo delle caratteristiche della persona o dell’occupazione costruite sulla base delle informazioni tratte dai questionari somministrati dall’istituto. Si tratta di variabili indicatrici di: stato civile; sesso; classe di età; anni di istruzione scolastica; tipologia lavorativa (lavoro full o part time, autonomo o dipendente, nel settore pubblico o privato); qualifica professionale. L’elasticità del salario medio di area rispetto al tasso di disoccupazione dell’area è pari a $-0,12$.

Con riferimento al periodo 1977-91 e utilizzando i dati dell’*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane*, Manacorda e Petrongolo (1999) hanno riscontrato invece che «i salari dei lavoratori italiani non mostrano alcuna sensibilità a variazioni del tasso di disoccupazione locale, bensì essi reagiscono

a variazioni nel tasso di disoccupazione nelle regioni settentrionali, che sono anche quelle più vicine al pieno impiego. Si è stimato che, a parità di altre condizioni, un incremento del 10% nel tasso di disoccupazione al Nord implica in media una riduzione dei salari nazionali nell'ordine dell'1%» (pp. 151-2). Inoltre, «l'effetto del tasso di disoccupazione locale ha segno positivo, ma è comunque non significativamente diverso da zero» (ivi, p. 144).

In periodi più recenti, invece, l'elasticità dei salari al tasso di disoccupazione è statisticamente significativa e, in particolare, con i dati della contabilità regionale dell'ISTAT (1980-94) è pari all'1-3%, con quelli dell'archivio delle imprese dell'INPS (1990-95) per il segmento degli impiegati è -0,12 e con quelli dell'archivio dei lavoratori dell'INPS (1980-1993) per il segmento degli impiegati è -0,06 e per gli operai è -0,12 (Lucifora, Origo, 1999)³.

Inoltre, con la banca dati del Mediocredito centrale per i periodi 1989-91, 1992-94, 1995-97 l'elasticità aggregata del salario alla disoccupazione locale nell'industria manifatturiera è statisticamente significativa e, mediamente, dell'ordine del 10% con oscillazioni dal 7 al 10% nei diversi settori produttivi (Netti, 1999b, 2001).

4

La curva dei salari nel settore manifatturiero italiano

In questa sede si riportano i risultati delle stime di [1] ottenute utilizzando le osservazioni delle due banche dati disponibili: il database d'impresa del gruppo bancario Capitalia (ex Mediocredito centrale, 1998-2000) e quello dell'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* della Banca d'Italia (1993-2000).

4.1. I dati delle imprese

Con i dati Capitalia si è stimato la relazione

$$lcladd_{irt} = a + b ltd_{rt} + c x_{irt} + f_r + g_t + e_{irt} \quad [2]$$

La forma bi-logaritmica di [2] (Card, 1995) indica un'approssimazione log-lineare di una condizione del primo ordine di un processo di determinazione ottima dei salari compatibile tanto con l'approccio di contrattazione salariale di Nash (Layard, Nickell, Jackman, 1991), quanto con la teoria dei salari di efficienza (Salop, 1979; Shapiro, Stiglitz, 1984; Phelps, 1994; Campbell, Orszag, 1998). Nella [2] $lcladd_{irt}$ è, il logaritmo naturale del costo del lavoro per addetto, deflazionato con l'indice nazionale dei prezzi al consumo, corrisposto mediamente dall'impresa i ($i = 1, \dots, N$) nell'industria manifatturiera, nella regione r ($r = 1, \dots, R$) nell'anno t ($t = 1, \dots, T$); ltd_{rt} è il logaritmo naturale del tasso di disoccupazione regiona-

le corrente; x_{irt} è un vettore rappresentativo di caratteristiche aziendali controllabili come i settori di attività PAVITT (tradizionale, di scala, specializzato, alta tecnologia) e la distribuzione degli addetti per qualifica professionale (imprenditori, dirigenti, quadri, impiegati, operai) grado di istruzione (scuola dell'obbligo, diploma, laurea), tipologia di contratto (full *versus* part time, a tempo indeterminato *versus* a termine, di formazione professionale, COCOCO, di lavoro interinale), attività svolte (ad esempio impegno in attività di ricerca e sviluppo), modalità di apprendimento delle abilità specifiche (ad esempio impegno in corsi professionali all'e-

TABELLA 1

Stima della [2] con modelli OLS (a) e GLS (b)

	(a)		(b)	
	Coefficiente	s.e.	Coefficiente	s.e.
Ltd	-0,10	0,01	-0,12	0,01
Area (Centro-Nord = 1; Mezzogiorno = 0)	0,05	0,02	0,03	0,02
Settori tradizionali (PAVITT 1)	-0,12	0,02	-0,12	0,02
Settori di scala (PAVITT 2)	-0,08	0,02	-0,08	0,02
Settori specializzati (PAVITT 3)	(-0,002)	0,02	(-0,004)	0,02
Settori ad alta tecnologia (PAVITT 4) <i>benchmark</i>			<i>benchmark</i>	
Imprenditori	-0,015	0,002	-0,015	0,001
Dirigenti	0,008	0,002	0,008	0,002
Quadri	(-0,15E-04)	0,001	(-0,1E-04)	0,001
Impiegati	(-0,001)	0,99E-03	(-0,001)	0,99E-03
Operai	(-0,001)	0,98E-03	(-0,001)	0,99E-03
Occupati con scuola dell'obbligo	(0,3E-04)	0,62E-04	(0,3E-04)	0,62E-04
Occupati con diploma	0,63E-03	0,12E-03	0,63E-03	0,12E-03
Occupati con laurea	(-0,15E-04)	0,4E-03	(-0,3E-04)	0,4E-03
Occupati con contratto full time a tempo indeterminato	0,002	0,97E-03	0,002	0,97E-03
Occupati con contratto part time a tempo indeterminato	0,003	0,1E-02	0,003	0,001
Occupati con contratto full time a termine	(0,4E-03)	0,99E-03	(0,4E-03)	0,99E-03
Occupati con contratto part time a termine	-0,004	0,002	-0,004	0,002
Mesi di lavoro interinale	0,03	0,006	0,03	0,006
Occupati con contratto formazione lavoro	0,001	0,3E-03	0,001	0,3E-03
Occupati frequentanti corsi di formazione esterna	0,9E-03	0,2E-03	0,9E-03	0,2E-03
Costante	6,81	0,06	7,84	0,7
R ² corretto	84%			
N	11898			
Valore statistica di Hausman (1978) (OLS vs GLS)	$\chi^2 = 0,37$ 25 df			

sterno dell'impresa); f_r e g_t sono indici di stratificazione del panel rappresentativi dell'articolazione territoriale (Aree: Centro-Nord, Sud e isole) temporale; e_{irt} è il termine di errore casuale.

L'evidenza empirica (TAB. 1) conferma l'esistenza della curva dei salari nel periodo 1998-2000. L'elasticità dei salari al tasso di disoccupazione locale è statisticamente significativa e pari al 10-12% a seconda della metodologia di stima adottata (OLS in *a* vs GLS in *b*). Inoltre, nel settore manifatturiero italiano persiste un differenziale salariale tra il Nord (Area = 1) e il Sud (Area = 0) del 3-5% circa. Per quanto riguarda, poi, l'articolazione per settori PAVITT si segnala la superiorità del costo del lavoro per addetto nei settori ad alta tecnologia e specializzati rispetto ai tradizionali e di scala. Si riscontrano anche effetti positivi sulla retribuzione aziendale della formazione professionale e dell'addestramento all'interno (occupati con contratto di formazione lavoro) e all'esterno dell'azienda (occupati che frequentano corsi di formazione esterna) e della permanenza in azienda (tempo indeterminato vs a termine e numero di mesi di lavoro interinale).

4.2. I dati delle famiglie

Con i dati dell'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* della Banca d'Italia si è stimato la

$$lW_{irt} = a + b \text{ ltd}_{rt} + c x_{irt} + d z_{rt} + f_r + g_t + e_{irt} \quad [3]$$

dove lW_{irt} è il logaritmo naturale del reddito reale da lavoro dipendente, deflazionato con l'indice nazionale dei prezzi al consumo, percepito dall'individuo i ($i = 1, \dots, N$), nell'industria manifatturiera, nella regione r ($r = 1, \dots, R$) nell'anno t ($t = 1, \dots, T$); ltd_{rt} è il logaritmo naturale del tasso di disoccupazione regionale corrente; x_{irt} e z_{ir} sono due vettori rappresentativi delle caratteristiche dell'individuo come l'età, l'istruzione, lo stato civile, la qualifica professionale e il sesso (z_{ir}); f_r è l'effetto regione e g_t l'effetto tempo; e_{irt} è il termine di errore casuale.

L'evidenza empirica (TAB. 2) conferma l'esistenza della curva dei salari per il periodo 1993-2000. L'elasticità dei salari al tasso di disoccupazione locale è statisticamente significativa e pari al 7% circa (coefficiente di ltd). Nel settore manifatturiero italiano persiste un differenziale salariale tra il Nord (Area = 1) e il Sud (Area = 0) del 7% circa. Inoltre, la retribuzione è superiore per gli uomini (d sesso = 1) e cresce al crescere della qualifica professionale e del grado d'istruzione (diploma, laurea); l'articolazione per grado di istruzione non risulta, comunque, statistica-

TABELLA 2
Stima della [3] con modelli OLS (a) e GLS (b)

	(a)		(b)	
	Coefficiente	s.e.	Coefficiente	s.e.
Ltd	-0,07	0,02	-0,07	0,02
Area (Centro-Nord = 1; Mezzogiorno = 0)	0,07	0,02	0,07	0,02
d sesso (uomini = 1; donne = 0)	0,3	0,01	0,3	0,01
Fino a 30 anni	-0,23	0,02	-0,23	0,02
31-40 anni	-0,07	0,02	-0,07	0,02
41-50 anni	(-0,001)	0,02	(-0,001)	0,02
51-65 anni	<i>benchmark</i>		<i>benchmark</i>	
Sposati	(-0,008)	0,05	(-0,008)	0,05
Single	-0,10	0,06	-0,10	0,06
Separati/divorziati	(-0,04)	0,06	(-0,04)	0,06
Vedovi	<i>benchmark</i>		<i>benchmark</i>	
Operai	-0,3	0,02	-0,3	0,02
Impiegati	-0,1	0,02	-0,1	0,02
Quadri	(0,02)	0,02	(0,01)	0,02
Dirigenti	0,5	0,04	0,5	0,04
Imprenditori	<i>benchmark</i>		<i>benchmark</i>	
Senza istruzione	(-0,1)	0,3	(-0,1)	0,3
Istruzione elementare	(-0,01)	0,3	(-0,01)	0,3
Istruzione media inferiore	(0,09)	0,3	(0,09)	0,3
Istruzione media superiore	(0,15)	0,3	(0,15)	0,3
Istruzione universitaria	(0,3)	0,3	(0,3)	0,3
Istruzione postuniversitaria	<i>benchmark</i>		<i>benchmark</i>	
Costante	10,1	0,3	9,97	0,3
R ² corretto	40%			
N	7145			
Valore statistica di Hausman (1978) (OLS vs GLS)	$\chi^2 = 1,48$ 18 df			

mente rilevante. Il dato inferiore per i single potrebbe dipendere dall'assenza di detrazioni fiscali agenti sulle retribuzioni nette di questa categoria di stato civile rispetto alle altre.

5 Conclusioni

La curva dei salari esiste anche in Italia almeno dalla fine degli anni Ottanta. I salari percepiti e corrisposti nell'industria manifatturiera italiana sono sensibili al tasso di disoccupazione locale.

Di fronte a questi risultati svanisce il potere esplicativo dell'interpretazione della disoccupazione italiana degli anni Novanta fondata sulle rigi-

dità del mercato del lavoro, sulla resistenza dei salari reali, sull'indifendibile egualitarismo nella contrattazione salariale.

La rivisitazione del nesso di causalità fra protezione all'occupazione e performance del mercato del lavoro ad opera di Saltari e Tilli (2004), d'altro canto, consente di concludere con gli autori che «non è la protezione all'occupazione che provoca risultati deludenti del mercato del lavoro, ma piuttosto il contrario: si può pensare che un mercato del lavoro depresso – con pochi posti di lavoro creati e alta disoccupazione – sia il principale responsabile del livello di rigidità del suo assetto istituzionale».

Quali sono, allora, le variabili che influenzano le condizioni sul mercato del lavoro? Quali sono le cause del basso livello di crescita sperimentato dall'Italia negli ultimi dieci anni?

Oggi appare opportuno proporre, con ancora maggiore insistenza che in passato, la necessità di investigare l'impatto sull'occupazione dei vincoli alla domanda, del malfunzionamento del mercato del credito, della sfavorevole specializzazione produttiva, della scarsa diffusione d'innovazione tecnologica e d'infrastrutture, della scarsa accumulazione di capitale umano, dell'insufficiente certezza dei diritti di proprietà.

Appendice **Le banche dati**

a) *L'Indagine sulle imprese manifatturiere italiane* realizzata dalla Funzione studi del Gruppo bancario Capitalia relativamente al triennio 1998-2000 osserva le caratteristiche strutturali ed evolutive del nostro sistema industriale attraverso la banca dati dell'Osservatorio sulle piccole e medie imprese, ricca di informazioni qualitative, raccolte attraverso la somministrazione alle imprese di un articolato questionario, e quantitative, raccolte attraverso la collezione dei bilanci delle aziende.

Come nelle precedenti edizioni, l'indagine è di tipo campionario e riguarda i dati qualitativi di 4.680 imprese. Per il triennio 1998-2000 sono invece disponibili i dati contabili di 4.021 imprese. Le informazioni di tipo qualitativo e gli indici di bilancio sono classificati per classi di addetti, per settori di attività economica (PAVITT e ATECO 91) e per aree geografiche.

Il raffronto con il dato di contabilità nazionale di fonte ISTAT fornisce alcune indicazioni sull'incidenza del campione sulla popolazione, che in termini di occupati è pari al 9,2%, mentre il valore aggiunto campionario costituisce il 9,9% di quello totale.

b) Le osservazioni sul campione di 7.145 addetti dell'industria manifatturiera è tratto dall'Archivio storico della Banca d'Italia dell'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* (1977-2000).

Le informazioni utilizzate riguardano: il reddito da lavoro dipendente del componente della famiglia (retribuzione netta e integrazioni non monetarie); alcune caratteristiche qualitative del componente della famiglia quali sesso, età, regione di residenza, stato civile, grado di istruzione, qualifica professionale.

Note

1. Nel corso degli anni Novanta l'attività di riforma nel nostro paese ha riguardato principalmente la flessibilità del lavoro, sia sul piano normativo che salariale. Le principali tappe della riforma istituzionale sono:

- legge 23 luglio 1991, n. 223: licenziamenti per riduzione di personale, cassa integrazione guadagni straordinaria e indennità di mobilità;
- accordo del 31 luglio 1992: abolizione degli scatti di contingenza;
- accordo del 23 luglio 1993: accordo sul costo del lavoro, introduzione di una politica dei redditi basata su un duplice meccanismo di contrattazione (tasso di inflazione programmato e produttività aziendale);
- D.L. 148/1993, nella legge 19 luglio 1993, n. 236: fondo per l'occupazione e sostegno alle ristrutturazioni (con modificazioni della disciplina su contratti di solidarietà, licenziamenti collettivi e CIGS);
- D.L. 16 maggio 1994, n. 299, nella legge 19 luglio 1994, n. 451: ampliamento della possibilità di stipulazione dei contratti di formazione-lavoro;
- "accordo per il lavoro" del 24 settembre 1996;
- legge 24 giugno 1997, n. 196: "pacchetto Treu";
- D.Lgs. 1 dicembre 1997, n. 468: attuazione della nuova disciplina dei lavori socialmente utili;
- D.L. 51/1996, nella legge 608 del 1996: liberalizzazione delle assunzioni dirette senza richiesta agli uffici di collocamento;
- D.Lgs. 23 dicembre 1997, n. 469: decentramento amministrativo per il governo del mercato del lavoro e liberalizzazione dell'attività privata di mediazione tra domanda e offerta di lavoro;
- D.L. 29 settembre 1998, n. 335, nella legge 409 del 1998: sul lavoro straordinario;
- Patto di Natale del 1998: sviluppo dei patti territoriali e contratti d'area;
- D.Lgs. 26 novembre 1999, n. 532: lavoro notturno;
- D.Lgs. 25 febbraio 2000, n. 61 (modificato dal D.Lgs. 26 febbraio 2001, n. 100): nuova disciplina del lavoro part time;
- D.Lgs. 6 settembre 2001, n. 368: nuova disciplina del lavoro a tempo determinato.

2. Saltari e Tilli (2004) spiegano le deludenti performance del mercato del lavoro dei principali paesi europei negli ultimi venticinque anni, invertendo il nesso di causalità tra protezione dell'occupazione e performance del mercato del lavoro rispetto a quanto sostenuto dalla teoria economica tradizionale.

3. Si tratta dei dati relativi a: 52 settori nel caso dell'archivio INPS delle imprese (1990-95); tutti i settori dell'ATECO 81 a tre cifre nel caso dell'archivio INPS dei lavoratori (1980-93); 22 settori nel caso della contabilità regionale dell'ISTAT (1980-94).

Riferimenti bibliografici

- AKERLOF G. A. (1982), *Labor Contracts as Partial Gift Exchange*, in "Quarterly Journal of Economics", 97.
- AUTOR D. (2000), *Outsourcing at Will: Unjust Dismissal Doctrine and the Growth of Temporary Help Employment*, in "Journal of Labor Economics", January 2003.
- BALTAGI B. H., BLIEN U. (1998), *The German Wage Curve: Evidence from the IAB Employment Sample*, in "Economic Letters", 61, pp. 135-42.
- BALTAGI B. H., BLIEN U., WOLF K. (2000), *The East German Wage Curve 1993-98*, in "Economic Letters", 69, pp. 25-31.

- BANCA D'ITALIA (2000), *Relazione annuale sul 1999. Relazione economica*, Roma.
- ID. (2002), *Relazione annuale sul 2001. Relazione economica*, Roma.
- BENTOLILA S., BERTOLA G. (1990), *Firing Costs and Labor Demand: How Bad is Eurosclerosis?*, in "Review of Economic Studies", 57, pp. 381-402.
- BERTOLA G. (1990), *Job Security, Employment and Wages*, in "European Economic Review", 34, pp. 851-86.
- ID. (2004), *A Pure Theory of Job Security and Labor Income Risk*, in "Review of Economic Studies", 71, 43-61.
- BLANCHARD O. J., WOLFERS J. (2000), *The Role of Shocks and Institution in the Rise of European Unemployment: the Aggregate Evidence*, in "Economic Journal", 110, pp. 1-33.
- BLANCHFLOWER D., OSWALD A. (1994), *The Wage Curve*, The MIT Press, Cambridge, MA.
- BODO G., SESTITO P. (1994), *Squilibri territoriali nel mercato del lavoro e inflazione*, in C. Dell'Aringa (a cura di), *Caratteri strutturali dell'inflazione italiana*, il Mulino, Bologna.
- BOWLES S. (1985), *The Production Process in a Competitive Economy: Walrasian, Neo-Hobbesian and Marxian Models*, in "American Economic Review", LXXV, 1.
- BRATSBERG B., TURUNEN J. (1996), *Wage Curve Evidence from Panel Data*, in "Economic Letters", 51, pp. 345-53.
- CAMPBELL C., ORSZAG J. M. (1998), *A Model of the Wage Curve*, in "Economic Letters", 59, pp. 119-25.
- CARD D. (1995), *The Wage Curve: a Review*, in "Journal of Economic Literature", 33, pp. 785-99.
- COSTABILE L. (2001), *Il Libro Bianco del Ministero del Lavoro. Una nota critica*, in "Rivista economica del Mezzogiorno", XV, 4, pp. 869-91.
- ID. (2002a), *Aspetti economici del Libro Bianco del Ministero del Lavoro*, in "Studi economici", 77, 2.
- ID. (2002b), *Riforme istituzionali ed esiti economici: l'evoluzione della "relazione d'impiego" ed il ruolo del capitale umano specifico nell'esperienza italiana*, in "Economia politica", XIX, 3.
- COSTABILE L., PAPAGNI E. (1998), *Dinamica dell'occupazione, salari e innovazione nell'industria italiana*, in "Rivista italiana degli economisti", 3, dicembre.
- DE STEFANIS S. (2000), *Differenziali territoriali di produttività ed efficienza e sviluppo dualistico*, in "Lavoro e relazioni industriali", 2, pp. 103-43.
- ID. (2001), *Differenziali territoriali di produttività ed efficienza negli anni '90: i livelli e gli andamenti*, CELPE Discussion Paper, 59, gennaio.
- FAINI R. (1995), *Stesso lavoro, diverso salario? Flessibilità, gabbie salariali e ruolo del sindacato nel Mezzogiorno*, in F. Galimberti, F. Gavazzi, A. Penati, G. Tabelloni (a cura di), *Le nuove frontiere della politica economica*, Il Sole-24 Ore Libri, Milano.
- GAVOSTO A., ROSSI F. (1999), *Giornate retributive e differenziali salariali nei dati INPS. Replica all'articolo di A. Ginzburg e altri "Un nuovo autunno caldo nel Mezzogiorno? Note in margine al dibattito sui differenziali salariali nel Mezzogiorno"*, in "Politica economica", XV, 2, pp. 253-7.
- GIANNOLA A. (1998), *Le imprese e lo sviluppo: problemi e prospettive nel Mezzogiorno*, in "Rassegna economica", LXII, 1, pp. 11-47.

- ID. (1999), *Sviluppo economico e occupazione. Costo del lavoro, vincoli finanziari e crescita delle imprese nel Mezzogiorno*, in M. Biagioli, F. E. Caroleo, S. Destefanis, *Struttura della contrattazione, differenziali salariali e occupazione in ambiti regionali*, ESI, Napoli.
- GIANNOLA A., PAPAGNI E., SARNO D. (1998), *Caratteristiche strutturali, capacità innovativa e competitività, equilibrio produttivo-finanziario e vincoli all'attività ed alla crescita*, in "Quaderni di politica industriale dell'Osservatorio sulle piccole e medie imprese del Mediocredito centrale", 24, settembre.
- GIANNOLA A., SARNO D. (2004), *Strutture finanziarie, vincoli di liquidità, performance e crescita delle imprese. Un'analisi territoriale*, in M. Bagella (a cura di), *Finanza e Crescita. Quali vincoli, quali rischi?*, il Mulino, Bologna.
- GINZBURG A., SCALTRITI M., SOLINAS G., ZOBOLI R. (1998), *Un nuovo autunno caldo nel Mezzogiorno? Note in margine al dibattito sui differenziali salariali nel Mezzogiorno*, in "Politica economica", XIV, 3.
- IDD. (1999), *Il mistero dei salari in Italia. Una risposta a Gavosto e Rossi*, in "Politica economica", XV, 2, pp. 259-66.
- HAUSMAN J. (1978), *Specification Tests in Econometrics*, in "Econometria", 46, pp. 69-85.
- ILO (2000), *Employment, Key Economic Indicators of the Labour Market* (<http://ilo.org/public/employment/strat/kilm/ind18.htm>, p. 3).
- ISTAT (2000), *Contabilità nazionale, I: Conti economici nazionali, anni 1992-98*, Roma.
- JANSSENS S., KONINGS J. (1998), *One More Wage Curve: the Case of Belgium*, in "Economics Letters", 60, pp. 223-7.
- LAYARD R., NICKELL S. J., JACKMAN R. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, New York.
- LOPES A., NETTI N. (2002), *Intermediari finanziari meridionali. Efficienza e contesto ambientale negli anni Novanta*, in "Rivista italiana degli economisti", 3, dicembre.
- IDD. (2004), *Efficienza di ricavo, costo e profitto nel sistema bancario italiano durante gli anni Novanta. Un'analisi parametrica*, in M. Bagella (a cura di), *Finanza e Crescita. Quali vincoli, quali rischi?*, il Mulino, Bologna.
- LUCIFORA C., ORIGO F. (1999), *Alla ricerca della flessibilità: un'analisi della curva dei salari in Italia*, in "Rivista italiana degli economisti", 1, aprile.
- MANACORDA M., PETRONGOLO B. (1999), *La curva dei salari in Italia: 1977-1991*, in M. Biagioli, F. E. Caroleo, S. Destefanis, *Struttura della contrattazione, differenziali salariali e occupazione in ambiti regionali*, ESI, Napoli.
- MCDONALD I., SOLOW R. (1981), *Wage Bargaining and Employment*, in "American Economic Review", 71 (trad. it. *Contrattazione salariale e occupazionale*, in M. Murat, S. Paba, a cura di, *Teorie della disoccupazione involontaria*, il Mulino, Bologna 1992).
- NETTI N. (1999a), *Gli effetti delle caratteristiche socio-economiche delle regioni italiane sull'efficienza di un campione di imprese manifatturiere*, in "Rivista economica del mezzogiorno", 3-4.
- ID. (1999b), *Le determinanti della disoccupazione in contesti non concorrenziali. Fattori "ambientali" nella determinazione dell'equilibrio occupazionale e produttivo delle imprese. Un'applicazione al caso italiano* (tesi di dottorato).

- ID. (2001), *L'analisi della curva dei salari in Italia*, relazione presentata alla LXII riunione scientifica annuale della Società italiana degli economisti (Roma, ottobre).
- NETTI N., SARNO D. (1998), *Differenziali di efficienza ed impatto dell'“ambiente” sui costi di produzione dell'impresa meridionale*, in “Rivista italiana degli economisti”, III, 1, pp. 55-82.
- PHELPS E. (1994), *Structural Slumps: the Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets*, Harvard University Press, Cambridge, MA.
- PINI P., PIACENTINI P. (2000), *Growth and Employment: Productivity Gains versus Demand Constraints*, in M. Vivarelli, M. Pianta, *The Employment Impact of Innovation. Evidence and Policy*, Routledge, London.
- RAMEY G., WATSON J. (1997), *Contractual Fragility, Job Destruction and Business Cycles*, in “Quarterly Journal of Economics”, August.
- SALOP S. C. (1979), *A Model of the Natural Rate of Unemployment*, in “American Economic Review”, LXIX, 1, pp. 117-25.
- SALTARI E., TILLI R. (2004), *Una rivisitazione del nesso di causalità fra protezione all'occupazione e performance del mercato del lavoro*, in “Rivista italiana degli economisti”, IX, 3, dicembre.
- SHAPIRO C., STIGLITZ J. (1984), *Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device*, in “American Economic Review”, 74, pp. 433-44.
- SOLOW R. M. (1990), *The Labor Market as a Social Institution*, Basil Blackwell, Oxford.
- STIGLITZ J. E. (1987), *The Causes and Consequences of the Dependence of Quality on Price*, in “Journal of Economic Literature”, XXV, March.
- WAGNER J. (1994), *German Wage Curves, 1979-1990*, in “Economics Letters”, 44, pp. 307-11.
- WILLIAMSON O. (1985), *The Economic Institution of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*, The Free Press, New York.

