

## Diseguaglianza e sindacalizzazione<sup>†</sup>

Daniele Checchi, Massimiliano Bratti e Antonio Filippin  
(Università di Milano)

Il male non può essere estirpato. Nessuno è in grado di impedirne la crescita, in questo mondo. L'individuo può migliorare la sua condizione, forse, ma solo a spese degli altri. E ci saranno sempre re che si distingueranno l'uno dall'altro solo per il grado di crudeltà, ci saranno sempre baroni crudeli e debosciati, come ci sarà sempre la plebe stupida, la massa ignorante che ama i suoi oppressori e, paradossalmente, odia i suoi liberatori. Tutto questo si può spiegare con lo strano fenomeno secondo cui i servi e gli schiavi capiscono i loro padroni, anche i più crudeli, mentre non capiscono coloro che vorrebbero liberarli. Perché ogni schiavo sa immaginarsi al posto del proprio padrone, ma è raro quello che sa vedersi al posto del proprio liberatore. Questi sono gli esseri umani, Don Rumata. Così è il nostro mondo.  
*Arkadi e Borsi Strugatzki, È difficile essere un dio, Marcos y Marcos 2005 (1964)*

### *Il ciclo sindacale degli anni '70*

Il grande ciclo di mobilitazione della seconda metà del secolo scorso è stato uno dei temi cari a Michele Salvati, su cui è tornato ripetutamente anche in anni recenti (Reichlin e Salvati 1990, Salvati 2001). Uno dei protagonisti di questo ciclo è stato indubbiamente il sindacato italiano, che ha attraversato diverse fasi, dal sindacalismo unitario ed egualitarista prevalente negli anni '70 a quello confederato e diviso sull'indicizzazione automatica degli anni '80, per arrivare a quello concertativo e aperto alla introduzione di incentivazioni legate alla produttività degli anni '90. In questo saggio ci interroghiamo sulla complessa relazione tra questi cambiamenti e il cambiamento della base del sostegno al sindacato, che si esprime tra gli altri attraverso il cambiamento delle adesioni al sindacato.

Gli elementi essenziali del ciclo sindacale sono riassunti visivamente nella figura 1. Con il rinnovo contrattuale dei metalmeccanici del 1969 la capacità di pressione del sindacato italiano si è fortemente accresciuta. Ne sono evidenza due indicatori: il tasso di sindacalizzazione (definito come la quota di lavoratori dipendenti iscritti ad un sindacato)<sup>1</sup> raddoppia nell'arco di un decennio, ritornando a livelli comparabili a quelli del secondo dopoguerra. L'aumentato potere contrattuale sembra essersi esercitato in chiave redistributiva in due direzioni: da un lato intervenendo sulla distribuzione primaria del reddito, producendo nello stesso arco di tempo uno spostamento dell'altro indicatore rappresentato dalla quota dei redditi da lavoro dipendente sul valore aggiunto di ben 8 punti (dal 45% al 53%).<sup>2</sup> Dall'altro lato il sindacato ha operato per una riduzione della dispersione all'interno della massa salariale. Se possiamo interpretare la distribuzione funzionale del reddito come un indicatore della diseguaglianza tra gruppi (sarebbe più preciso indicare 'tra classi'), la diseguaglianza retributiva tra settori e/o tra qualifiche descrive la diseguaglianza all'interno dei gruppi. Utilizzando i dati medi delle retribuzioni di fatto per settore (che quindi trascurano la diseguaglianza intersettoriale o tra qualifiche) pesate per le unità di lavoro si possono calcolare degli indicatori di diseguaglianza.<sup>3</sup> Nel quadrante in basso a sinistra di figura

---

<sup>†</sup> Gli autori desiderano ringraziare Pietro Ichino, Ida Regalia e Lorenzo Bordogna per i commenti su una prima versione di questo lavoro.

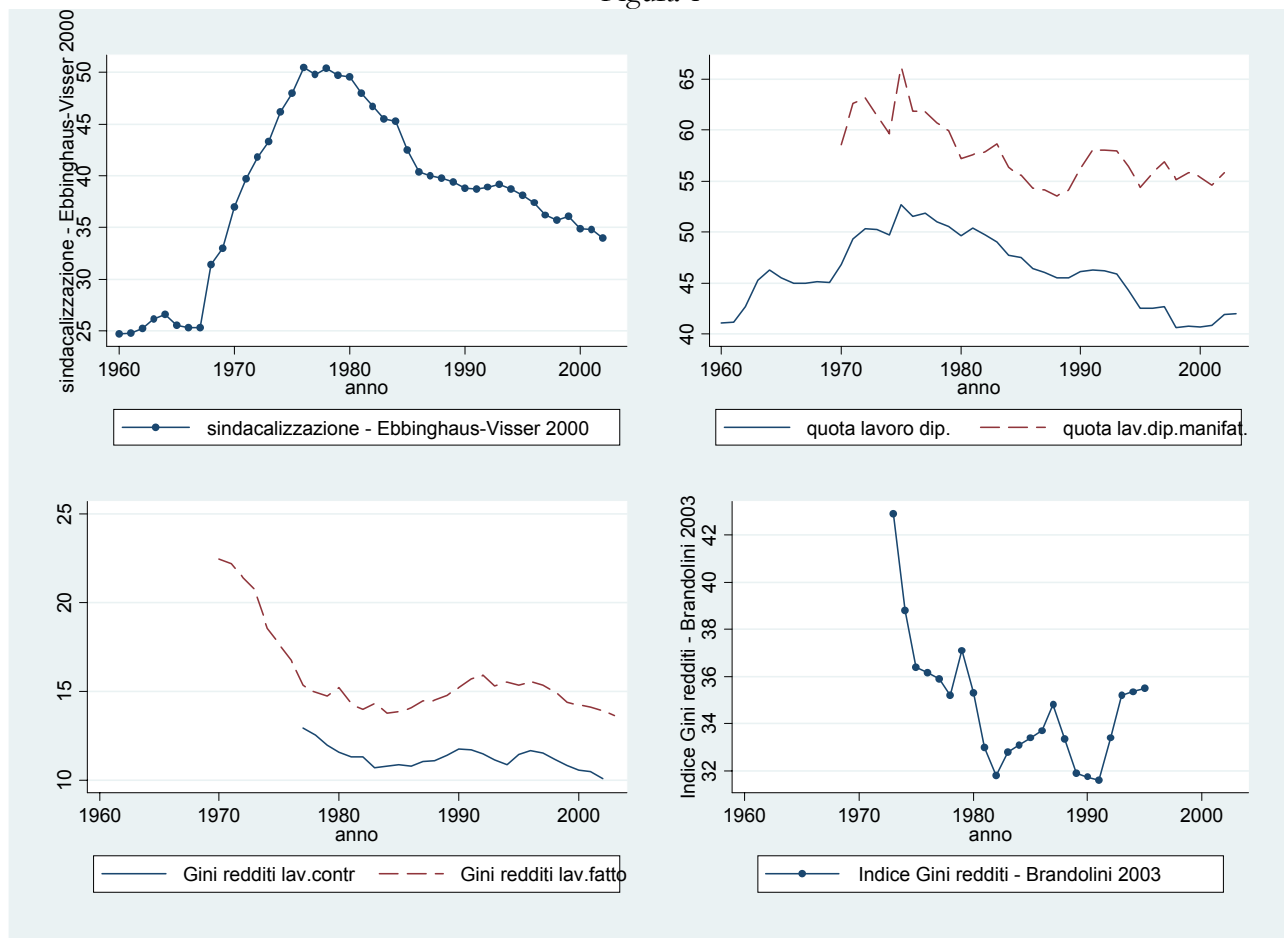
<sup>1</sup> Sono esclusi i pensionati ed i lavoratori disoccupati. La fonte dei dati sulla sindacalizzazione è fino al 1998 Ebbinghaus e Visser 2000, con aggiornamenti successivi forniti in Visser 2006. Per un confronto internazionale tra la dinamica della sindacalizzazione italiana e quella europea si veda Boeri e Checchi 2001.

<sup>2</sup> I dati sulle quote distributive sono di fonte OECD (definiti come "labour shares computed as compensation per employees / Gross domestic product (income approach)" e sono scaricabili direttamente dal sito OECD (national accounts). La dinamica delle quote corrette per tener conto dei lavoratori autonomi è del tutto analoga.

<sup>3</sup> La fonte dei dati sulle retribuzioni lorde di fatto è la Contabilità Nazionale, nei conti sulla distribuzione del reddito. I dati invece sulle retribuzioni contrattuali (normalmente pubblicati come numeri indice, ma convertiti in livelli a partire

1 riportiamo l'indice di Gini calcolato sulla dispersione intersettoriale sia delle retribuzioni contrattuali (disponibili però solo dal 1977) che delle retribuzioni di fatto, da cui si nota una chiara riduzione della diseguaglianza, in massima parte imputabile al meccanismo della scala mobile (che fu però potenziato nella sua capacità di compressione salariale con l'accordo sul punto unico del 1975). L'effetto complessivo sulla distribuzione personale dei redditi può essere apprezzato osservando il quadrante in basso a destra di figura 1, in cui si riporta l'indice di Gini calcolato sui redditi familiari disponibili al netto di interessi e dividendi.<sup>4</sup> Si osserva come la diseguaglianza abbia raggiunto il suo punto minimo (pari a 31.8) nel 1982, replicandolo nel 1992, quando la diseguaglianza dei redditi ha ripreso ad aumentare.

Figura 1



Anche in Italia quindi l'azione sindacale si è caratterizzata per un forte contenuto rivendicativo a carattere redistributivo, sia nei confronti della controparte che all'interno della classe lavoratrice. In entrambi i casi l'azione si rivela efficace seppur temporanea. All'inizio degli anni '90 le distribuzioni funzionali e personali dei redditi appaiono ricondotte al livello pre-esistente vent'anni prima. E lo stesso destino sembra condiviso dalle adesioni al sindacato: nel 1986 il tasso di sindacalizzazione era ritornato al livello del 1972 (intorno al 40%) e da lì proseguiva la sua riduzione tendenziale.

dall'Indagine sulle retribuzioni condotta da Assolombarda) vengono dall'apposita rilevazione ISTAT. Sui dettagli di questa ricostruzione si veda Checchi e Pagani 2005.

<sup>4</sup> La fonte dei dati in questo caso è l'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane condotte dalla Banca d'Italia; la serie è calcolata in modo coerente da Brandolini 2003.

## *Sindacalizzazione e diseguaglianza: quale relazione ?*

Esiste ormai una letteratura consolidata che ha analizzato l'impatto della azione sindacale sulla distribuzione delle retribuzioni, in particolare nel mondo anglo-sassone, da cui emerge che la presenza sindacale alza la media e riduce la dispersione nel settore sindacalizzato dell'economia, rispetto al settore non sindacalizzato; l'effetto complessivo sull'intera distribuzione è invece non-linearmente correlato con il tasso di sindacalizzazione.<sup>5</sup> Tuttavia questo tipo di analisi appaiono poco appropriate per il contesto europeo, dal momento che si registra un divario consistente tra copertura (*coverage*) e sindacalizzazione. In questo caso gli effetti di compressione salariale si manifestano anche indipendentemente dall'adesione individuale al sindacato, e nella analisi empirica possono essere confusi con altri fattori istituzionali (quali l'esistenza di minimi salariali o sistemi di indicizzazione a tutela del poter d'acquisto delle retribuzioni).

In questo contesto è infatti più appropriato studiare la relazione tra dispersione salariale e presenza sindacale a livello d'impresa. Se a livello di analisi comparativa non sembra riscontrarsi un impatto diretto della contrattazione a livello d'impresa sulla dispersione retributiva, quando si controlli per le caratteristiche dei lavoratori e dell'impresa (Dell'Aringa et al. 2006), nel caso italiano si riscontra invece un effetto di compressione salariale legato alla contrattazione decentrata, quando si tenga conto dell'endogeneità del verificarsi della stessa (Checchi e Pagani 2005). Il meccanismo principale con cui opera questo meccanismo è attraverso una riduzione del rendimento delle caratteristiche individuali (titolo di studio, genere, età) o di azienda (in primis la dimensione aziendale). Non si tratta di nulla di diverso da quello che in letteratura è stato indicato come *the sword of justice* del sindacato (Metcalf et al 2001): il sindacato favorisce l'egualizzazione delle retribuzioni attraverso il collegare la retribuzione alle caratteristiche del posto di lavoro piuttosto che a quelle della persona. Questo permette di perseguire l'obiettivo ideale dell'egualitarismo, oltre che a rafforzare il senso di solidarietà (ovvero ridurre lo spirito di competizione) tra i lavoratori. È difficile razionalizzare sul piano economico una politica di compressione salariale a livello di impresa, mentre è più facile quando la stessa politica venga attuata a livello di contrattazione settoriale in quanto crea un comune terreno di competizione tra le imprese, favorendo implicitamente quelle più produttive (Agell e Lommerud 1992). In tutti i casi una politica che legghi la retribuzione al posto di lavoro piuttosto che alla persona sicuramente lega le mani all'impresa riducendone i gradi di libertà nella politica retributiva, limitando per questa via sia le possibilità di favoritismo che di incentivazione meritocratica.

L'osservazione di una ripresa della differenziazione salariale a partire dalla metà degli anni '80<sup>6</sup> segnala quindi un indebolimento della capacità del sindacato italiano di incidere sulle politiche retributive a livello aziendale, che può essere attribuito al mutato contesto macroeconomico<sup>7</sup>, che ha registrato una sequenza di shock negativi (dall'aumento del costo dell'energia, all'introduzione del mercato unico, per arrivare alle politiche di rientro del debito pubblico connesse all'adozione della moneta unica). In questa prospettiva il nesso interpretativo si muoverebbe dalle circostanze esterne avverse alla crescita della diseguaglianza: la profonda ristrutturazione dell'industria italiana alla fine degli anni '70 (che ha visto

---

<sup>5</sup> Indicando una misura di diseguaglianza con  $v_i$  (tipicamente la varianza dei logaritmi delle retribuzioni individuali, dove  $i = UN, NON$  indica se riferita al settore sindacalizzato o non sindacalizzato) si può mostrare che è decomponibile come  $v = uv_{UN} + (1-u)v_{NON} + u(\bar{w}_{UN} - \bar{w})^2 + (1-u)(\bar{w}_{NON} - \bar{w})^2 = uv_{UN} + (1-u)v_{NON} + u(1-u)(\bar{w}_{UN} - \bar{w}_{NON})^2$ , dove  $u$  indica il tasso di sindacalizzazione. Se tipicamente  $v_{UN} < v_{NON}$ , al crescere della sindacalizzazione la diseguaglianza complessiva si riduce perché un numero crescente di lavoratori riceve un salario contrattato. Tuttavia, quanto più il premio sindacale è elevato (dal momento che tipicamente  $\bar{w}_{UN} > \bar{w}_{NON}$ ) tanto più al crescere della sindacalizzazione (fino al valore di  $1/2$ ) la diseguaglianza aumenta. Si veda la discussione di questo punto in Blau e Kahn 1999. Una rassegna più recente sullo stesso tema in Card, Lemieux e Riddell 2003.

<sup>6</sup> Utilizzando la banca dati dell'OECD (Trends in earning dispersion database) si osserva che il rapporto interdecile 90°/50° passa da 1.51 nel 1986 a 1.73 nel 1996, mentre quello 50°/10° passa da 1.46 a 1.37 nello stesso decennio.

<sup>7</sup> Il tasso di disoccupazione aggregato cresce ininterrottamente dal 1970 (3.8%) fino al 1996 (10%), con qualche rallentamento nel biennio 1974-75 e nel triennio 1989-92.

una fase di acuto conflitto industriale culminato con l'occupazione della FIAT a Torino seguita dalla marcia di 40.000 colletti bianchi nell'inverno del 1980) con il conseguente ridimensionamento numerico nei ranghi della classe operaia avrebbe prodotto una minor capacità di condizionamento delle politiche retributive aziendali. È altresì possibile che nel corso del decennio il sindacato abbia modificato le proprie preferenze in tema di egualitarismo, tale per cui le modifiche che osserviamo sono in realtà il risultato di un coportamento intenzionale. Significativo al riguardo è stato il referendum sulla scala mobile del 1984, con le conseguenti divisioni sindacali che da esso hanno originato.

Pur riconoscendo a questa chiave interpretativa la validità di alcune pezze d'appoggio empirico,<sup>8</sup> riteniamo tuttavia che essa non esaurisca l'insieme degli elementi che si intrecciano nel determinare congiuntamente sindacalizzazione e disegualianza retributiva. In particolare sembra eccessivamente deterministica l'idea dell'esistenza di un legame univoco tra composizione della forza lavoro e adesione al sindacato, dal momento che la prima evolve normalmente secondo trend lineari, mentre la seconda presenta andamenti di tipo ciclico. Diventa perciò importante capire che cosa determina la decisione di iscriversi (o di non iscriversi) al sindacato, ed eventualmente una successiva revisione della stessa decisione. A questo scopo sarebbe necessario poter disporre di un campione longitudinale della forza lavoro italiana, che contenesse in aggiunta alle caratteristiche tradizionalmente osservabili (genere, età, titolo di studio, esperienza lavorativa, condizione familiare) anche le informazioni relative alla iscrizione (corrente e/o passata) ad un sindacato.<sup>9</sup> Purtroppo, come in molte altre occasioni, tale campione non è disponibile, e occorre rifarsi a quanto di più vicino ad esso è reperibile nell'ambito delle indagini demoscopiche (*opinion survey*).

### ***La decisione di iscrizione al sindacato italiano nei dati dell'International Social Survey Programme (ISSP)***<sup>10</sup>

Per questa ragione abbiamo fatto ricorso all'indagine International Social Survey Programme (ISSP) che viene condotta annualmente dal 1985 su un gruppo variabile di paesi. L'Italia non ha partecipato alle rilevazioni dopo il 1998, per cui l'arco temporale coperto da questa rilevazione riguarda sostanzialmente la fase di declino strisciante, che ha fatto seguito alla sconfitta alla FIAT del 1980. I dati delle prime due colonne di tabella 1 mettono a confronto il tasso di sindacalizzazione per come rilevato dalle fonti aggregate (seconda colonna) e dal campione estratto da ISSP (terza colonna).<sup>11</sup> Da essa si nota che il campione ISSP mostra un andamento più altalenante del tasso di sindacalizzazione, sovrastimandolo nel primo periodo (fino al 1993) e sottostimandolo dopo tale data. La stessa tabella riporta anche le informazioni disponibili sugli intervistati: genere, età, condizione familiare (ma non sempre il numero dei figli, per cui siamo costretti ad ignorare questa informazione), istruzione (sia nella forma degli anni di studio che del massimo titolo conseguito), settore d'impiego, inquadramento (solo nella forma relativa a compiti di supervisione di altri lavoratori, che permette di identificare mansioni di coordinamento e direzione, ma non ci dice nulla per esempio sul più tradizionale inquadramento "operai/impiegati"), ed infine un dato relativo all'orario di lavoro (sia nella forma di una richiesta sul numero di ore lavorate nell'ultima settimana che di una richiesta esplicita agli intervistati se si

---

<sup>8</sup> Si trova infatti che la dinamica temporale del tasso di sindacalizzazione italiano può essere in parte spiegata da effetti di composizione, legati alla composizione settoriale e di genere dell'occupazione dipendente (Checchi e Corneo 2001).

<sup>9</sup> Sotto ipotesi specifiche, questo permetterebbe di decomporre gli effetti di coorte da quelli dell'età, oltre che poter studiare la decisione di non rinnovo dell'iscrizione al sindacato da parte di chi era precedentemente iscritto. Un esempio di questa strategia di indagine relativa alla Finlandia in Böckerman e Uusitalo 2006.

<sup>10</sup> I dati utilizzati in questo paragrafo sono stati resi disponibili da Zentralarchiv Fuer Empirische Sozialforschung, Köln. I dati sono raccolti da agenzie indipendenti per ciascun paese (per l'Italia negli anni recenti dal Censis). Nessuna delle agenzie che hanno raccolto originariamente i dati né il Zentralarchiv porta alcuna responsabilità delle analisi o delle conclusioni che qui vengono proposte.

<sup>11</sup> Si noti che l'Italia non ha partecipato alle rilevazioni del 1987 e del 1989. Il campione è stato costruito restringendo l'analisi ad individui occupati come lavoratori dipendenti, nel settore privato o nel settore pubblico (ma con esclusione del terzo settore), che non dichiarassero anche di avere una occupazione autonoma. Sono pertanto esclusi pensionati, disoccupati, studenti e casalinghe.

riconoscessero nella veste di lavoratori part-time). Complessivamente disponiamo quindi di 4628 osservazioni su 12 rilevazioni, con una media di quasi 400 osservazioni per anno.

Tra le ulteriori informazioni disponibili vi è una misura del reddito da lavoro (*earnings* – con esclusione degli anni 1985-1995-1996) e del reddito familiare mensile (per tutti gli anni, seppur con leggeri cambi di definizione). Tali informazioni sono fornite per intervalli; attribuendo a ciascun individuo il valor medio dell'intervallo si produce per costruzione una sottostima della diseguaglianza. Tuttavia non vi sono informazioni sulle caratteristiche d'impresa (se si esclude la natura pubblica o privata) e la numerosità campionaria è così bassa da impedire l'utilizzo di questi dati per studiare la relazione tra sindacalizzazione e diseguaglianza retributiva. Possiamo invece utilizzarli adeguatamente per studiare la relazione opposta, ovverosia quella tra diseguaglianza osservata ed incentivi alla sindacalizzazione. Se infatti utilizziamo l'informazione relativa al reddito individuale per calcolare la posizione di ciascun soggetto nella distribuzione dei redditi, prendendo la distanza percentuale dal reddito mediano distinta tra 'al di sopra' e 'al di sotto' della mediana, ci possiamo domandare quale effetto eserciti sugli incentivi ad iscriversi al sindacato, ed eventualmente se questi incentivi siano cambiati nell'arco temporale considerato.<sup>12</sup>

Tabella 1 – Caratteristiche del campione – Italia ISSP

anno	tasso di sindacalizzazione (Visser)	tasso di sindacalizzazione	quota donne	età	quota coniugati	diploma scuola secondar.	laurea	anni di istruzione	settore pubblico/impresa pubblica	compiti di supervisione	quota part-time	orario di lavoro	numero casi
1985	42.5	37.8	32.5	39.87	69.1	42.4	12.2	11.09					753
1986	40.9	40.8	34.4	30.47	70.1	42.5	11.7	10.89	50.6		26.3	35.50	358
1988	40.7	39.1	40.8	38.19	65.3	47.9	15.4	12.03	56.5		24.9	38.43	407
1990	39.8	44.0	43.1	38.98	64.9	46.6	18.0	12.53	56.9	28.3	9.5	36.00	357
1991	39.6	44.0	43.1	38.98	64.9	46.6	18.0	12.53	56.9	28.3	9.5	36.00	357
1992	39.7	42.2	36.5	37.02	63.5	41.2	9.9	11.73	41.5	25.3	15.4	36.68	344
1993	39.9	42.5	36.8	39.45	65.3	71.0	10.6	11.10	40.9	28.0	16.3	37.70	362
1994	39.4	35.6	36.6	38.89	66.3	41.9	9.2	11.46	42.6	28.8	18.1	37.59	362
1995	38.1	34.0	36.9	39.17	67.6	46.6	11.4	12.11	28.3	27.4	23.1	39.38	374
1996	37.4	33.0	39.8	38.08	66.3	45.9	11.3	11.83	38.7	23.4	26.2	36.50	309
1997	36.2	31.2	34.8	37.97	64.3	44.4	9.9	11.67	38.7	33.9	12.3	37.95	333
1998	35.7	36.2	40.8	37.85	62.7	44.9	13.0	12.17	39.9	24.2	14.2	36.65	312
Total		38.4	37.6	38.14	66.2	49.0	12.5	11.72	44.2	27.6	18.1	37.25	4.628

Che cosa ci aspettiamo nel comportamento di un lavoratore dipendente che guadagni un reddito da lavoro sufficientemente al di sopra del reddito mediano (la media campionaria essendo pari al 20.5%) ? Sicuramente questo lavoratore non vedrà di buon occhio la politica egualitarista del sindacato, né apprezzerà la compressione salariale che ne consegue. Se a sua posizione retributiva dipende dal titolo di studio conseguito o dal settore di impiego, questo effetto può essere direttamente controllato. Ma tra due lavoratori potenzialmente identici (sulla base delle informazioni disponibili) tranne che per il livello retributivo conseguito, ci aspettiamo che il meglio pagato sia meno incline ad iscriversi al sindacato in quanto oggettivamente in conflitto di interessi con le politiche contrattuali dello stesso. L'iscrizione al sindacato potrebbe rivelarsi addirittura controproducente nel momento in cui questo stesso lavoratore decida di avviare una trattativa individuale con l'impresa sul proprio livello retributivo.<sup>13</sup>

Se quindi da un lavoratore che guadagna sopra la mediana ci aspettiamo disaffezione crescente verso il sindacato, cosa possiamo dire nei confronti di chi si trova sotto la stessa soglia ? Qui sembrano scontrarsi due pulsioni contrapposte. Da un lato chi guadagna meno di altri può essere trascinato da

<sup>12</sup> Per i tre anni per i quali le informazioni relative ai redditi da lavoro sono assenti, abbiamo utilizzato la stessa procedura sui redditi familiari e sostituito l'informazione mancante sulla posizione relativa nella distribuzione dei redditi da lavoro con quella corrispondente dei redditi familiari.

<sup>13</sup> Si potrebbe altresì sostenere che si tratta di un esito dei comportamenti intenzionali di una impresa ostile al sindacato, che offra il pagamento di superminimi individuali correlati al non essere iscritti al sindacato stesso. Non disponiamo tuttavia di informazioni specifiche sull'atteggiamento datoriale, se si esclude la natura privata o pubblica dell'impresa (immaginandosi che la resistenza manageriale al sindacato sia più intensa nella prima che nella seconda).

invidia relativa, e desiderare quindi di accorciare le distanze. In questo caso l'iscrizione al sindacato è una forma di sostegno ad un progetto (ritenuto credibile) di miglioramento collettivo, in cui le distanze sociali dovrebbero accorciarsi. Ma dall'altro quanto più un lavoratore si trova lontano dalla mediana, tanto più la promessa di ascesa sociale appare meno credibile, e quindi maggiore diviene la disaffezione al sindacato stesso.<sup>14</sup> A questo elemento possiamo anche aggiungere che in molti casi la minor retribuzione è correlata sia a caratteristiche individuali (quali essere poco istruito, essere giovane e/o essere donna, fattori per i quali controlliamo) sia a caratteristiche del posto di lavoro (quali il regime d'orario e il settore, per cui controlliamo, ma anche la dimensione aziendale, per la quale non disponiamo della informazione relativa). Se infatti i lavoratori pagati poco lavorassero in imprese minime, dove il sindacato è tipicamente assente (si pensi al caso delle imprese di pulizia), in questo caso la distanza dal reddito mediano catturerebbe l'effetto indiretto della dimensione aziendale, che a sua volta risulterebbe correlata con la presenza del sindacato sul luogo di lavoro. Purtroppo non disponiamo di informazioni in questo campione che ci permettano di escludere questa eventualità.<sup>15</sup>

Da entrambe le code della distribuzione del reddito ci aspettiamo quindi una disaffezione crescente verso il sindacato. Nella misura in cui questa costituisce la determinante principale dell'adesione al sindacato, essa ci permetterebbe di razionalizzare l'egualitarismo sindacale come la miglior strategia praticabile per mantenere una base di consenso adeguata. Per contro espone il sindacato stesso alle incertezze del contesto economico esterno. Una qualsiasi variazione della dispersione salariale, imputabile a fattori esterni (tipico il caso del progresso tecnico distorsivo – *skill biased technological change*) produce riduzione della sindacalizzazione a parità di comportamenti delle dirigenze sindacali.

È facile obiettare che l'adesione al sindacato non risponde esclusivamente ad interessi di natura economica, ma racchiude anche una componente di natura valoriale. Poiché diventa difficile incorporare nell'analisi economica l'idea che l'iscrizione al sindacato fornisca identità sociale, gli economisti sono costretti ad eroici equilibrismi nel riferirsi all'esistenza di norme sociali (*social custom*), l'adesione alle quali permette ai lavoratori di guadagnare reputazione positiva da parte dei propri consimili (Checchi e Corneo 2001). Nel dataset ISSP abbiamo alcune informazioni sul sistema valoriale degli intervistati, attraverso domande relative alla religione professata e al voto politico espresso nelle ultime elezioni. Tuttavia queste informazioni sono fortemente endogene (in particolare la seconda), e quindi dal punto di vista econometrico occorrerebbe modellare congiuntamente la decisione di iscrizione al sindacato e di voto, presumibilmente ad una qualche formazione del centro o della sinistra. In assenza però di informazioni dirette sui valori professati da una persona (ovvero di un campione longitudinale che permetta di assorbire gli stessi in un effetto fisso individuale), tale strada ci appare preclusa.<sup>16</sup>

Un'altra informazione potenzialmente rilevante è l'occupazione ricoperta dagli intervistati. Essa è presente in diverse rilevazioni, ma cambiano le modalità di classificazione delle occupazioni. Per un

---

<sup>14</sup> Un modo alternativo per esprimere lo stesso concetto è affermare che il sindacato vende una implicita assicurazione contro la variabilità del reddito al lavoratore avverso al rischio. A parità di tasso di disoccupazione (e quindi di probabilità d'impiego), al crescere della dispersione salariale il valore di questa polizza si abbassa, per cui tutti i lavoratori dovrebbero aver un minor incentivo ad iscriversi indipendentemente dalla loro posizione reddituale. Tuttavia se il lavoratore è imperfettamente informato sull'intera distribuzione e fa inferenza a partire dall'unico dato che osserva (costituito dalla distanza tra il suo reddito e quello della maggioranza dei lavoratori), allora è possibile che l'incentivo ad iscriversi diminuisca con l'allontanamento dalla mediana.

<sup>15</sup> Goerke e Pannenberg 2004 riscontrano nel caso tedesco un ruolo centrale della presenza di una rappresentanza sindacale aziendale nel determinare la probabilità di iscrizione al sindacato. Analogamente Schnabel e Wagner 2005, utilizzando la European Social Survey condotta nel 2002-03, trovano che la probabilità più elevata è associata alla presenza di un rappresentante sindacale conosciuto in azienda.

<sup>16</sup> Nel 1992 la rilevazione ha riguardato il tema delle diseguaglianze sociali (*Social Inequality II*), indagando sulle opinioni degli intervistati in merito alla accettabilità/non accettabilità delle diseguaglianze osservate, oltre che sulla necessità di interventi correttivi. Tuttavia il campione di un anno è troppo esiguo per indagare sulla relazione tra queste opinioni e la decisione di iscriversi al sindacato, specialmente quando tra i regressori si voglia includere una batteria di opinioni espresse dagli intervistati. Sui rischi di questa procedura si veda Bertrand e Mullainathan 2001.

sindacato che è nato originariamente sulla base di associazioni di mestiere, possono sopravvivere delle componenti identitarie che favoriscono all'interno e scoraggiano verso l'esterno l'adesione al sindacato. Basti pensare all'esempio dei macchinisti ferroviari, e più nel passato quello dei tipografi. Tuttavia i dati a disposizione non ci permettono di controllare anche per questa caratteristica.

Siamo quindi coscienti che la nostra analisi presenta alcuni limiti dovuti alla esclusione di variabili rilevanti (reddito effettivo da lavoro, abilità, sistema valoriale, condizione occupazionale). Se tuttavia si accetta l'assunzione (non verificabile) che le variabili escluse non siano correlate con le variabili incluse, allora i risultati riportati in tabella 2 sono informativi delle caratteristiche individuali che favoriscono l'iscrizione al sindacato, in Italia nel periodo 1985-98.

In questa tabella riportiamo in colonna 1 la stima degli effetti marginali per l'intero campione, mentre nelle colonne 2 e 3 ripetiamo lo stesso esercizio per i sottocampioni rappresentati dai lavoratori del settore privato e quelli del settore pubblico (includendovi sia i dipendenti della Pubblica Amministrazione che quelli delle imprese a proprietà pubblica, perché tale informazione viene rilevata congiuntamente nei dati). Ciascun coefficiente è interpretabile come la variazione in termini di probabilità al variare unitario di ciascun regressore.

Iniziamo con l'osservare che le donne hanno una più bassa propensione all'iscrizione al sindacato, specialmente nel settore privato. L'evidenza internazionale (Blanchflower 2006) suggerisce che tale effetto tende a manifestarsi solo nel settore privato, perché due categorie tipiche di lavoratrici nella pubblica amministrazione (infermiere ed insegnanti) sono anzi tra le maggiormente sindacalizzate. Questo dato non è direttamente verificabile in assenza di informazioni sulla occupazione ricoperta, ma tentando di approssimarla (quanto meno nel caso delle insegnanti, l'utilizzo dell'interazione 'donna×laurea' dovrebbe cogliere questa correlazione) non si trovano risultati statisticamente significativi.

Quando consideriamo l'età, notiamo che i giovani hanno una più bassa propensione ad iscriversi al sindacato. Questo potrebbe essere anche dovuto ad una autoselezione negativa, in quanto in Italia l'ingresso nel mercato del lavoro dei laureati è ritardato in molti casi oltre i 30 anni.<sup>17</sup> In questo caso il coefficiente associato all'essere giovane catturerebbe piuttosto l'effetto del non essere iscritto all'università o laureato. Tuttavia, poiché notiamo che l'essere laureato è correlato negativamente alla probabilità di iscrizione al sindacato, ci aspetteremmo quindi l'opposto (ovverosia che i giovani non laureati siano più inclini ad iscriversi), e ci sentiremmo di escludere l'ipotesi di una correlazione spuria tra età e adesione. Abbiamo anche considerato una versione in cui l'età comparisse in numero di anni, linearmente e al quadrato, per verificare l'esistenza di una età in cui si massimizzasse la probabilità di iscrizione (Blanchflower 2006). Nel campione aggregato si riscontra effettivamente una relazione ad U rovesciata, con un picco all'età di 47 anni. Tuttavia questo effetto appare riconducibile esclusivamente agli occupati del settore privato, e nella stima anno per anno questo effetto si perde. Sembrerebbe quindi di poter affermare che l'adesione al sindacato presenta un profilo temporale analogo a quello della retribuzione nell'arco della vita, dove la capacità di guadagno si esprime compiutamente al crescere dell'esperienza, e comincia a declinare quando le competenze individuali diventano progressivamente obsolete. Per questa i dati sembrano suggerire che la domanda di tutela sindacale (nel settore dove è maggiormente a rischio di mancata valorizzazione economica, quale è il settore privato) si esprima in relazione all'esigenza di protezione del valore di mercato individuale.

Si potrebbe osservare che l'età rappresenti un ostacolo all'iscrizione al sindacato, di fronte alla più elevata variabilità delle occupazioni ricoperte e alla maggior precarietà lavorativa. Tuttavia i dati ci permettono di misurare, almeno indirettamente, la precarietà lavorativa attraverso gli orari lavorati. Una

---

<sup>17</sup> Se i laureati sono il 12.3% del campione, essi sono pari al 4.8% tra coloro che hanno meno di 30 anni e pari al 14.6% tra coloro che sono ultra-trentenni, confermando quindi che una parte consistente dei laureati non è ancora occupata prima dei 30 anni.

dummy che identifica le occupazioni non standard (attraverso i regimi di orario inferiori alle 36 ore settimanali) ottiene una correlazione negativa, che sorprendentemente è più elevata per i dipendenti pubblici rispetto a quelli privati. Si osservi che questi effetti sono cumulabili, per cui una donna con meno di 30 anni ed una occupazione a tempo parziale ha una probabilità di iscriversi al sindacato inferiore del 33.4% rispetto ad un uomo con più di 30 anni ed una occupazione a tempo pieno.

Più difficile da interpretare è la correlazione positiva con la condizione di coniugato/convivente. Se si considera la convivenza in coppia come una misura indiretta del grado di solidarismo innato nella persona, questo coefficiente ci sta segnalando che tendono ad iscriversi al sindacato le persone più solidaristiche. Tuttavia tale effetto non si mantiene quando analizziamo per sottocampioni (sia pubblico/privato che per anni di rilevazione – si veda figura 2) e siamo quindi cauti nello sposare questa interpretazione.

L'istruzione degli intervistati si associa negativamente con la probabilità di iscrizione. Rispetto a chi ha completato l'obbligo scolastico (licenzia di scuola media inferiore), un diplomato ha un tasso medio atteso di sindacalizzazione di quasi 4 punti percentuali, e questo divario sale a 12 nel caso di un laureato. Nel caso dei laureati l'occupazione nel settore privato fa crescere questo effetto che tuttavia permane negativo anche nel pubblico (mentre si inverte normalmente in altri paesi, dove i laureati nella pubblica amministrazione – tipicamente insegnanti e medici – tendono ad essere più sindacalizzati della media).<sup>18</sup> Non sorprende il segno positivo associato al ricoprire ruoli di supervisione, che sembra riconducibile principalmente ai dipendenti pubblici. Questo contribuirebbe a spiegare perché nel settore pubblico vi è minor resistenza datoriale che si riflette in una maggior sindacalizzazione.

L'effetto più forte viene comunque esercitato dalla occupazione nel settore pubblico, che risulta sindacalizzato per quasi un 20% in più del settore privato. Se si osserva la variazione temporale della stima puntuale (quadrante in basso a destra di figura 2) ci si accorge di come questo effetto abbia un andamento crescente nel quindicennio, che combinato con il declino della sindacalizzazione media ci dice che sono i dipendenti nel settore privato coloro che meno frequentemente si sono iscritti/reiscritti al sindacato.

Per quanto riguarda infine la posizione relativa nella distribuzione delle retribuzioni, notiamo innanzitutto che l'effetto è asimmetrico: mentre per coloro che si collocano al di sopra della mediana non si riscontra alcun effetto di disincentivo, per coloro che si collocano al di sotto vi è una riduzione nel tasso di sindacalizzazione atteso. Per un individuo che possieda un reddito pari a metà del reddito mediano la riduzione della probabilità di sindacalizzazione è di quasi 10 punti percentuali. La sua dinamica temporale descritta in figura 2 (dove i coefficienti stimati anno per anno sono riportati con i rispettivi intervalli di confidenza ci suggerisce che tale effetto si è fatto sentire principalmente nel periodo che va dal 1987 al 1993, che sono per altro gli anni in cui la sindacalizzazione si stabilizza e la disuguaglianza non ha ancora cominciato a risalire.

---

<sup>18</sup> Una specificazione alternativa che sostituisca al conseguimento dei titoli di studio il numero di anni di scuola frequentati (che è l'informazione originariamente presente nel data-set) suggerisce una riduzione in termini di probabilità nell'ordine di quasi un punto percentuale per ogni anno di scuola frequentato (stima puntuale è  $-0.009$  [3.82], come media di un effetto più sostenuto nel settore privato, pari a  $-0.011$  [3.48], e più debole nel settore pubblico, pari a  $-0.008$  [2.36]).



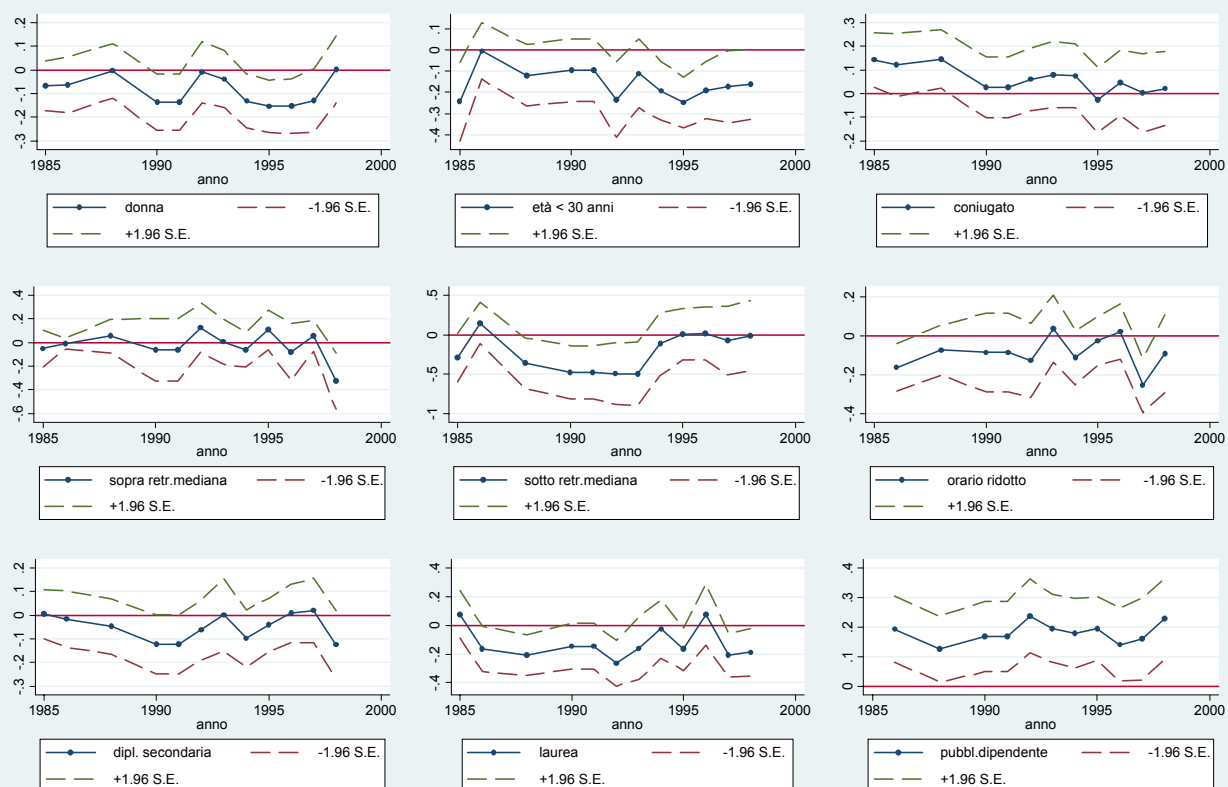
Tabella 2 – Determinanti della probabilità di iscrizione al sindacato – Italia 1985-1998

variabile dipendente: 1 se iscritto al sindacato	1 campione intero	2 dipendenti settore privato	3 dipendenti settore pubblico
donna	-0.092 [4.98]***	-0.117 [4.83]***	-0.062 [2.14]**
giovane (< 30 anni)	-0.142 [6.13]***	-0.131 [4.65]***	-0.085 [2.09]**
coniugato/convivente	0.075 [3.78]***	0.128 [4.68]***	-0.013 [0.44]
orario inferiore a 36 ore settimanali	-0.1 [4.08]***	-0.081 [2.54]**	-0.106 [3.11]***
titolo di studio: diploma secondaria superiore	-0.037 [2.05]**	-0.037 [1.60]	-0.043 [1.45]
titolo di studio: laurea	-0.119 [3.61]***	-0.186 [4.03]***	-0.088 [1.82]*
compiti di sorveglianza	0.044 [1.97]**	0.037 [1.29]	0.056 [1.75]*
occupato in impresa pubblica/pubblica amministrazione	0.181 [9.79]***		
distanza % retribuzione mediana (sopra)	-0.024 [1.42]	-0.016 [0.83]	-0.02 [0.67]
distanza % retribuzione mediana (sotto)	-0.195 [4.11]***	-0.156 [2.75]***	-0.156 [1.79]*
Osservazioni	4078	1881	1744
Pseudo R <sup>2</sup>	0.08	0.1	0.03
Log likelihood	-2517.73	-1017.74	-1171.9

Note: Variabile dipendente: 1=iscritto al sindacato – campione ristretto ai lavoratori dipendenti attivi  
 Statistiche z robuste in parentesi quadra - \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\*  
 significativo al 1% Dummies annuali incluse. La somma delle osservazioni nei due sottocampioni  
 non coincide con il totale, perché nel 1985 l'informazione sul settore d'impiego non è disponibile (e  
 viene rimpiazzata dalla media campionaria per non perdere gradi di libertà).

Figura 2

### Iscrizione al sindacato – contributi marginali probabilità - Italia



Fonte: ISSP

### Spunti interpretativi

La nostra analisi dei dati sulla sindacalizzazione ci suggerisce che la fase di ridimensionamento del sindacato italiano, dopo il ciclo di ascesa degli anni '70 sembra riconducibile al fatto di non essere riuscito a guadagnare consenso tra le frange marginali dei nuovi entrati nel mercato del lavoro, siano essi giovani, laureati o donne, spesso inquadrati in occupazioni non standard e/o meno pagati dei corrispondenti insiders. Non sembra quindi appropriato parlare di crisi di disaffezione, quanto piuttosto di crisi di rappresentanza. L'insieme della base di sostegno è divenuto più eterogeneo. Le politiche del lavoro, intese ad una flessibilizzazione al margine, hanno fatto crescere la quota delle figure marginali, che per una serie di motivazioni che si è cercato di illustrare, hanno una più ridotta propensione ad iscriversi. Il sindacato italiano si trova quindi di fronte alla necessità di adeguare la propria politica contrattuale alla modificata composizione della propria potenziale area di rappresentanza. Se da un lato la maggior flessibilità all'ingresso sembra ormai un processo difficilmente reversibile, tale per cui appare difficile guadagnare il consenso di una forza lavoro giovanile occupata in lavori temporanei e/o con elevatissimi tassi di turnover, le politiche contrattuali che hanno condotto il sindacato ad accettare diverse varianti del salario d'ingresso (dai contratti di formazione lavoro ai contratti d'inserimento, passando per l'allungamento dei contratti di apprendistato) si rivelerebbero particolarmente controproducenti, perché rafforzerebbero la disaffezione dei potenziali iscritti. Per contenere il calo dei propri iscritti sembrerebbero quindi auspicabili politiche egualitariste di tipo asimmetrico, che riducano la dispersione nella parte bassa della distribuzione lasciando maggiori gradi di libertà verso l'alto. Si tratta quindi di una politica retributiva di stampo solidaristico verso il basso (che dovrebbe contemplare il rafforzamento di reti di salvataggio per gli eventuali disoccupati) e di carattere meritocratico-

incentivante verso l'alto. In questo modo si concilierebbero anche le due anime che da sempre hanno pervaso gli interventi di Michele Salvati in tema di riforma del mercato del lavoro.<sup>19</sup>

### Riferimenti bibliografici

- Agell, J., e K.E. Lommerud. 1992. Union Egalitarianism as Income Insurance, *Economica*, 59: 295-310.
- Bertrand, M. e S.Mullainathan. 2001. Do people mean what they say ? Implications for subjective survey data. *American Economic Review* 91(2-P&P): 67-72.
- Blau, F. e L.Kahn. 1999. Institutions and laws in the labor market, in O.Ashenfelter-D.Card, *Handbook of labor economics*, vol3a, North Holland
- Boeri, T. e D.Checchi. 2001. Recenti tendenze del sindacato in Europa: la forbice fra presenza e influenza. in A.Ninni, F.Silva e S.Vaccà (eds), *Evoluzione del lavoro, crisi del sindacato e sviluppo del paese*, Milano, F.Angeli
- Böckerman, Petri and Roope Uusitalo. 2006. Erosion of the Ghent System and Union Membership Decline: Lessons from Finland. *British Journal of Industrial Relations* 44(2): 283-303
- Brandolini, A. 2003. A bird-eye view of long-run changes in income inequality. Bank of Italy, mimeo.
- Card, D, T. Lemieux and C. Riddell. 2003. Unions and the wage structure. in John T. Addison and C. Schnabel, eds. *International Handbook of Trade Unions*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, pp. 246-292.
- Checchi, D. e M.Salvati. 1995. Giustizia sociale oggi: una discussione di Social Justice - strategies for national renewal. *Politica economica*, agosto
- Checchi, D. e G.Corneo. 2001. Trade union membership. Theory and evidence for Italy. *Lavoro e Relazioni Industriali* 2000, 2: 1-36
- Checchi, D. e L.Pagani. 2005. The effects of unions on wage inequality. The Italian case in the nineties. *Politica economica* 2005(1): 41-68
- Dell'Aringa, C., C.Lucifora, N.Orlando e E.Cottini. 2006. Bargaining Structure and Within Establishment Wage Inequality in four European Countries: Evidence from Matched Employer-Employee Data. PIEP project. mimeo
- Ebbinghaus, B. e J.Visser. 2000. *Trade unions in Western Europe since 1945*. London, New York: Macmillan Reference; Grove's Dictionaries.
- Goerke, Lazlo and Markus Pannenberg.2004. Norm-Based Trade Union Membership: Evidence for Germany, *German Economic Review* 5(4): 481-504.
- Metcalf, D., K.Hansen and A.Charlwood. 2001. Unions and the Sword of Justice: Unions and Pay Systems, Pay Inequality, Pay Discrimination and Low Pay. *National Institute Economic Review* 176, 61-74
- Reichlin, L. e M.Salvati. 1990. Industrial Employment in Italy: the Consequences of Shifts in Union Power in the 1970s and 1980s, in R. Brunetta e C. Dell'Aringa (eds.) *Labour Relations and Economic Performance*, I.E.A., London, MacMillan.
- Salvati, M. 2001. Sindacato, concertazione, politica economica in A. Ninni, F. Silva e S. Vaccà (eds). *Evoluzione del lavoro, crisi del sindacato e sviluppo del paese*, Milano, F.Angeli.
- Schnabel, C. e J.Wagner. 2005. Determinants of Union Membership in 18 EU Countries: Evidence from Micro Data, 2002/03. IZA Discussion Paper No. 1464
- Visser, J. 2006. Union membership statistics in 24 countries. *Monthly Labor Review*, January, pp. 38-49.

---

<sup>19</sup> Si veda in questo senso la discussione riportata in Checchi e Salvati 1995.