

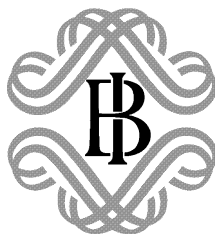
**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**La convergenza dei salari manifatturieri in Europa**

di Piero Cipollone



**Numero 398 - Febbraio 2001**

*La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.*

*I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.*

*Comitato di redazione:*

ANDREA BRANDOLINI, FABRIZIO BALASSONE, MATTEO BUGAMELLI, FABIO BusetTI, RICCARDO CRISTADORO, LUCA DEDOLA, PATRIZIO PAGANO, PAOLO ZAFFARONI; RAFFAELA BISCEGLIA (segretaria)

# LA CONVERGENZA DEI SALARI DELL'INDUSTRIA MANIFATTURIERA IN EUROPA

di Piero Cipollone\*

## Sommario

Con l'avvio dell'Unione monetaria europea si è da più parti segnalato il pericolo di una rapida convergenza dei salari tra i paesi europei a fronte di persistenti divari nella produttività. Questo lavoro contribuisce al dibattito fornendo una valutazione dell'attuale grado di diversità dei salari, tra paesi europei, dell'industria manifatturiera. I risultati dell'analisi indicano che a partire dagli anni settanta è in corso in Europa un processo di convergenza del costo del lavoro nel settore manifatturiero, dovuto esclusivamente al calo della dispersione tra i salari medi dei paesi. La componente della varianza complessiva dovuta alla dispersione dei salari tra settori non ha subito, invece, alcuna riduzione. Le ragioni di questa persistente diversità risiedono nel fatto che i differenziali salariali tra settori potrebbero riflettere principalmente specifiche dotazioni di capitale umano degli occupati nei diversi settori. Al netto della variabilità spiegata da questi aspetti più strutturali, l'Unione monetaria potrebbe influire sui differenziali attraverso due canali: da un lato, tramite l'evoluzione dei sistemi di relazioni industriali nazionali; dall'altro con la riduzione delle rendite delle imprese sul mercato dei prodotti determinata dall'aumento della concorrenza.

## Abstract

In a recent document OECD has suggested that the monetary union could bring about a convergence of wages' level in Europe. Such a convergence could be rather harmful for some country's competitiveness and for the conduct of monetary policy, unless it is fully matched by a consistent equalisation in the levels of labour productivity. This paper contributes to this debate by proving an evaluation of the actual magnitude of the dispersion of manufacturing wages across of Europe. Results suggest that from the early seventies labour costs in European manufacturing sectors have been converging; thus in the 1990 actual dispersion of labour costs is rather low. The equalisation of wages is entirely due to the reduction of the between countries component of wage dispersion that has been driven by the levelling off of the labour productivity among European countries. The sectoral component of dispersion did not decline because inter industry wage differentials are stable over time and similar across countries, as they reflect aggregations of workers with different level of skill. However EMU could play a role in reducing wages dispersion across Europe by fostering a change in the national wage bargaining system, leading to more egalitarian paradigm, and by reducing firms' rents on product markets by increasing competition.

JEL Classification : J3.

Keywords: differenziali salariali, convergenza, Unione monetaria.

---

\* Banca d'Italia, Servizio Studi.

## Indice

1. Introduzione.....	9
2. I dati utilizzati e le fonti statistiche.....	10
3. I primi risultati in termini di convergenza .....	12
4. La scomposizione della varianza .....	14
5. Le strutture salariali.....	18
5.1 La somiglianza dei differenziali salariali nel tempo nello stesso paese .....	18
5.2 La somiglianza dei differenziali salariali tra paesi.....	20
5.3 La stabilità delle strutture salariali: le implicazioni per la convergenza dei salari settoriali in Europa .....	22
6. Le determinanti dei differenziali salariali .....	24
7. Le determinanti dei differenziali salariali al netto delle variabili di capitale umano: caratteristiche non osservate dei lavoratori o effetti d'impresa?.....	31
8. Conclusioni .....	36
Riferimenti bibliografici.....	38

## 1. Introduzione<sup>1</sup>

L'avvio dell'Unione monetaria europea ha suscitato un intenso dibattito sui rischi connessi alla conduzione di una politica monetaria unica tra mercati segmentati. Tra gli altri, è stato messo in evidenza il pericolo di una convergenza dei salari tra paesi europei, indipendentemente dai livelli di produttività. Alla base di tale rischio ci sarebbe da un lato la maggiore confrontabilità dei livelli salari a seguito del venire meno delle difficoltà di comparazione dovute all'esistenza delle diverse valute; dall'altro il fatto che l'Unione monetaria starebbe trasformando sistemi di relazioni industriali giudicati centralizzati e coordinati, quando valutati al livello di singolo paese, in sistemi solo parzialmente centralizzati e non coordinati, quando considerati a livello di area dell'euro.

Questa tendenza dovrebbe condurre ad alleanze tra sindacati di categoria in paesi diversi, che spingerebbero per una equalizzazione dei salari dello stesso settore. Simili sviluppi potrebbero essere particolarmente nocivi per la disoccupazione se non accompagnati da una acconcia convergenza nei livelli di produttività (OCSE, 2000).

L'entità di questo rischio dipende, naturalmente, dal grado di diversità dei salari tra i paesi europei; maggiore è la dispersione, più ampio è il *gap* da chiudere, e maggiori sono i rischi per la disoccupazione. È particolarmente rilevante perciò misurare la dispersione dei salari in Europa.

Il presente lavoro contribuisce a questo dibattito ponendo direttamente la questione di come l'Unione Monetaria influenzerà la convergenza dei salari in Europa. La risposta suggerita dall'analisi è che questi salari sono ormai molto simili, e che le residue differenze dipendono, in gran parte, da fattori strutturali non direttamente influenzati dalla nascita dell'euro.

---

<sup>1</sup> Ringrazio Fabrizio Balassone, Andrea Brandolini, Marco Magnani, Francesco Parternò e Alfonso Rosolia per gli utili suggerimenti e consigli. Uno speciale ringraziamento a Federico Giorgi per la paziente e attenta lettura del lavoro. A un anonimo *referee* un ringraziamento speciale per la lettura critica che mi ha permesso di apportare diversi miglioramenti al lavoro. Gli errori sono mia responsabilità. Le opinioni espresse non coinvolgono l'istituzione di appartenenza

Il salario a cui si fa riferimento è il costo del lavoro per dipendente. L'analisi è svolta su un periodo di 24 anni dal 1970 al 1993. I dati utilizzati sono di fonte OCSE.

Il lavoro è organizzato in 8 paragrafi. Il secondo paragrafo è dedicato a una breve presentazione dei dati utilizzati; nel terzo si discutono i risultati dell'analisi della convergenza dei salari nominali e reali; nel quarto si esaminano le determinanti del processo di convergenza. Il quinto paragrafo valuta il contributo delle strutture salariali al processo di convergenza; nel sesto paragrafo si discutono le possibili ragioni della persistenza osservata nei differenziali salariali. Il settimo paragrafo discute in particolare la scomposizione dei premi settoriali tra effetti dovuti alle caratteristiche d'impresa e quelli dovuti a caratteristiche non misurate dei lavoratori. L'ottavo paragrafo conclude.

## **2. I dati utilizzati e le fonti statistiche**

L'analisi è stata condotta su 11 paesi OCSE e 13 settori della trasformazione industriale (tav. 1). La base dati utilizzata è l'*International Sectoral Data Base* dell'OCSE (OECD, 1997) integrata con informazioni dell'*International Financial Statistics* del FMI (FMI, 1999). Il periodo preso in esame va dal 1970 al 1993. L'estensione del periodo d'analisi è stata limitata dalla mancanza di dati per un numero sufficientemente ampio di paesi e settori. La tavola 1 riporta, per ogni coppia di paese e settore, il periodo per cui sono disponibili i dati sui salari. Prima del 1970 e dopo il 1993 il numero di osservazioni disponibili diminuisce sensibilmente. L'assenza di informazioni per la Germania dopo il 1993 ha indotto a troncare l'analisi a quell'anno. L'Australia, il Regno Unito e la Norvegia sono stati esclusi dall'analisi per via dello scarso dettaglio settoriale disponibile.

Il salario cui si fa riferimento è il costo del lavoro unitario (redditi da lavoro dipendente nell'accezione della contabilità nazionale) calcolato come rapporto tra il totale dei redditi da lavoro e il totale degli occupati dipendenti; si tratta della somma di tutti i pagamenti, in danaro e in natura, dell'impresa ai propri dipendenti e degli oneri sociali a carico delle imprese a fini previdenziali e assicurativi diviso per il totale degli occupati dipendenti. I salari reali sono a prezzi (al consumo) e cambi (dollari usa) medi del 1990.

**DISPONIBILITÀ DEI DATI PER I SALARI PER PAESE E SETTORE DELL'INDUSTRIA  
MANIFATTURIERA**

	Paesi inclusi nell'analisi											Paesi esclusi		
	Paesi europei								Altri paesi			Austria	Norvegia	Regno Unito
	Belgio	Danimarca	Francia	Finlandia	Germania ovest	Italia	Paesi Bassi	Svezia	Canada	Giappone	USA			
Alimentari	1970-1995	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	1962-1997	1970-1995
Tessile, abbigliamento cuoio e calzature	1970-1995	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	1962-1997	1970-1995
Legno e mobili in legno	Nessun dato	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	Nessun dato	1996	Nessun dato	1962-1997	1970-1995
Carta, cartotecnica ed editoria	1970-1995	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	1962-1997	1970-1995
Prodotti chimici	1970-1995	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	Nessun dato	1970-1995
Prodotti di minerali non metalliferi	1970-1995	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	1962-1997	1970-1989
Industrie della metallurgia di base	1970-1995	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	1962-1997	1970-1995
Industrie meccaniche (1)	1970-1995	1966-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1993	1960-1997	1969-1995	1970-1995	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	1962-1997	1970-1995
<i>Di cui</i>														
<i>Prodotti in metallo escluse le macchine (2)</i>	1970-1995	1966-1992	1970-1992	1980-1996	1960-1993	1960-1996	1969-1992	1980-1993	Nessun dato	Nessun dato	1960-1994	Nessun dato	Nessun dato	Nessun dato
<i>Macchine agricole e industriali (2)</i>	1970-1995	1996-1992	1970-1992	1980-1996	1960-1993	1960-1996	1969-1992	1980-1993	Nessun dato	Nessun dato	1960-1994	Nessun dato	Nessun dato	1970-1993
<i>Macchine elettriche e per ufficio (2)</i>	1970-1995	1996-1992	1970-1992	Nessun dato	1960-1993	1960-1996	Nessun dato	Nessun dato	Nessun dato	Nessun dato	1960-1994	Nessun dato	Nessun dato	Nessun dato
<i>Materiale elettrico (2)</i>	1970-1995	1966-1992	1970-1992	1980-1996	1960-1993	1960-1993	1969-1992	Nessun dato	Nessun dato	Nessun dato	1960-1994	Nessun dato	Nessun dato	1970-1993
<i>Mezzi di trasporto (2)</i>	1970-1995	1966-1992	1970-1992	1980-1996	1960-1993	1960-1993	1969-1992	1980-1993	Nessun dato	Nessun dato	1960-1994	Nessun dato	Nessun dato	1970-1993
Altre industrie manifatturiere	1970-1995	1996-1995	1970-1995	1966-1996	1960-1993	1960-1996	1969-1995	1970-1994	1970-1995	1960-1996	1960-1996	Nessun dato	Nessun dato	1970-1993

Note: (1) Questo settore è utilizzato sono negli anni e per i paesi per cui non è disponibile il suo dettaglio disaggregato. (2) Questo gruppo di settori è incluso nell'analisi solo nei periodi in cui sono disponibili i dati. Altrimenti l'intero gruppo è sostituito dal settore "industrie meccaniche".

### 3. I primi risultati in termini di convergenza

Per valutare il grado di convergenza dei salari settoriali in Europa, si guarda all'andamento del coefficiente di variazione al quadrato ( $CV^2$ ), cioè al rapporto tra la varianza e il quadrato della media dei salari settoriali.

Non si è utilizzato il più familiare rapporto tra deviazione standard e media, perché esso non è scomponibile<sup>2</sup>. L'indicatore utilizzato, invece, può essere semplicemente scomposto in componenti additive che hanno un chiaro significato economico. Questa caratteristica dell'indicatore verrà sfruttata nel prossimo paragrafo.

La diversità dei salari dei settori manifatturieri dei paesi europei, tra il 1970 e il 1993, si è ridotta. La figura 1 riporta il  $CV^2$  calcolato sui redditi da lavoro per dipendente, espressi in dollari correnti, nei comparti della trasformazione industriale, considerando tutti i paesi europei e tutti i settori presenti nel campione (tav. 1). Il salario di ciascun settore/paese è pesato con il corrispondente numero di occupati dipendenti. Nel 1970 la varianza della distribuzione dei salari nominali era pari a poco più del 4 per cento del quadrato del valore medio europeo. Quindi, già dopo un decennio dall'inizio del processo di unificazione europeo, le remunerazioni del lavoro nel vecchio continente erano piuttosto simili, quando misurate nella stessa valuta. Come riferimento per valutare la relativa uniformità dei salari europei si consideri che nel 1970 il  $CV^2$  era pari al 30 per cento se nel novero dei paesi vengono inclusi Stati Uniti, Giappone e Canada, cioè i principali paesi industriali non europei.

Dopo un triennio di lieve diminuzione tra il 1970 e il 1973, la dispersione dei salari nominali ha cominciato a crescere fino a raggiungere nel 1977 il valore del 6,3 per cento, il massimo di tutto il periodo di osservazione. Successivamente il processo di convergenza ha ripreso vigore e nel corso di poco più di un lustro ha dimezzato la dispersione: nel 1985 il valore dell'indicatore era al 3,2 per cento, circa la metà del valore registrato nel 1977. Dalla metà degli anni ottanta fino ai primissimi anni novanta la dispersione è rimasta

---

<sup>2</sup> L'indice di dispersione qui utilizzato, diviso per due, appartiene alla famiglia delle misure di entropia generalizzate. Per l'analisi degli indici di dispersione si veda Brandolini (2000).



sostanzialmente immutata. Nel biennio 1992-93 si è avuto un nuovo aumento della dispersione. Primi valutazioni inducono a ritenere che questa nuova tendenza sia continuata anche negli anni successivi, almeno fino al 1995.

Questo profilo temporale della variabilità dei salari nominali europei è fortemente influenzato dall'andamento dei tassi di cambio, in particolare di quello dollaro-marco, e dalle vicende dei differenti accordi di cambio europei succedutisi nel periodo in esame. L'ampliamento della dispersione tra il 1973 e il 1977 riflette la divaricazione nei tassi di cambio delle monete europee di fronte al deprezzamento della valuta americana rispetto al marco tedesco. Come è noto, infatti, alcune valute europee sono state tradizionalmente più legate al marco (fiorino olandese, franco belga e, in parte, franco francese) altre più vicine al dollaro (lira italiana, peseta spagnola, corona danese e sterlina inglese). Questa asimmetria tra i cambi europei si è ridotta con la nascita del Sistema monetario europeo. Nella fase di apprezzamento del dollaro le valute dei paesi europei si sono mosse in modo uniforme. Ne è seguita una contrazione della dispersione salariale nei primi anni ottanta e una sostanziale stabilità fino al 1991. L'uscita di diverse valute dagli Accordi europei di cambio nel 1992 e l'allargamento della banda di oscillazione nel 1993, si sono immediatamente riflessi in un nuovo ampliamento della dispersione, che nel 1993 è tornata su livelli prossimi a quelli del 1970.

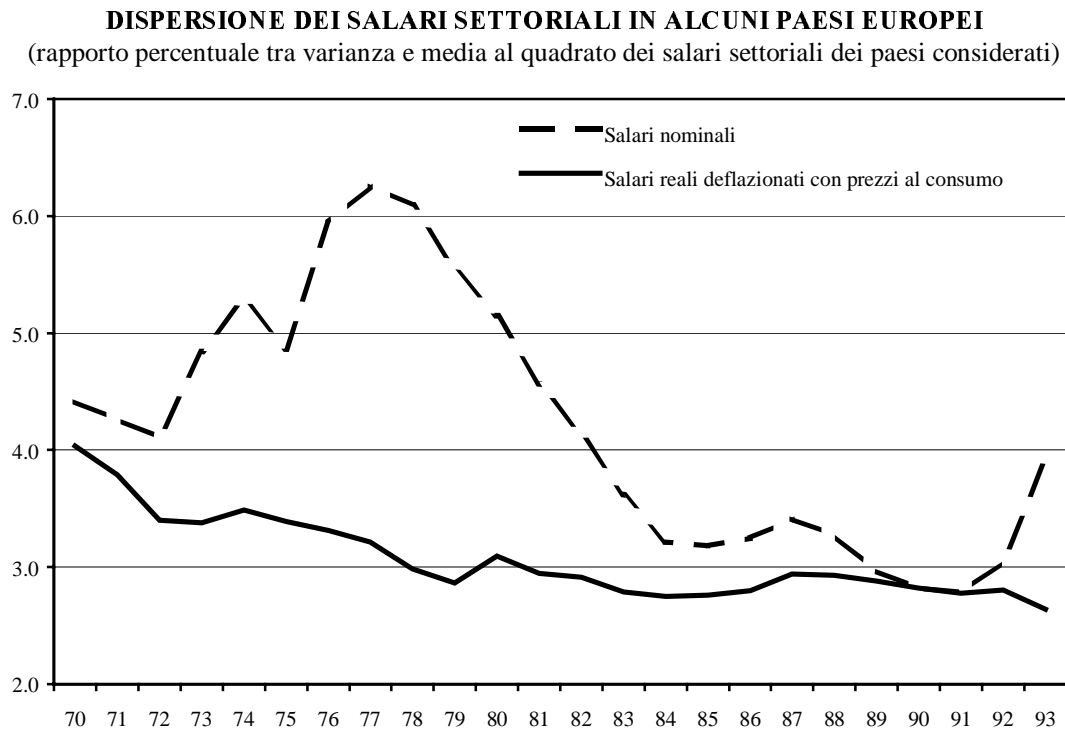
Le oscillazioni dei cambi, pur influenzando fortemente la dispersione dei salari nominali, non sembrano avere alcun effetto sui quelli reali. Nella figura 1 è riportato anche l'andamento dell'indice di dispersione calcolato sui salari reali (a prezzi e cambi 1990). I prezzi sono quelli al consumo<sup>3</sup>. Al netto delle oscillazioni del cambio, il processo di convergenza dei salari reali europei è stato molto più continuo e abbastanza regolare fino alla fine degli anni settanta, riducendo la varianza dal 4 al 3 per cento del quadrato dei salari medi (la deviazione standard

---

<sup>3</sup> Se si deflaziona il salario con l'indice dei prezzi al consumo si sta implicitamente valutando il reddito dei lavoratori. Per valutare il costo per le imprese è più corretto utilizzare l'indice dei prezzi alla produzione di ciascun settore. Per mancanza di dati sui prezzi alla produzione per paese e settore, si è scelto di utilizzare l'indice dei prezzi al consumo. Però per controllare la robustezza dei risultati si è utilizzato anche il deflatore del valore aggiunto del settore manifatturiero. La dispersione dei salari reali così deflazionati è molto simile, nei livelli e nella dinamica, a quella dei salari deflazionati con i prezzi al consumo. Si è così deciso di non riportare un'ulteriore indicatore per evitare di appesantire i grafici.

è scesa dal 20 al 17 per cento del salario medio). Nel corso degli anni ottanta e nei primi anni novanta la dispersione è rimasta sostanzialmente invariata.

Fig. 1



Nota: i paesi e i settori considerati sono quelli della tavola 1.

Anche nel caso dei salari reali la modesta intensità del loro avvicinamento è stata condizionata dal fatto che già all'inizio del periodo essi erano molto simili tra loro. Se si calcola la dispersione includendo anche i settori dei paesi nord-americani (Usa e Canada) e del Giappone, il livello dell'indice per il 1970 è circa l'11 per cento, quasi 3 volte quello dei soli paesi europei. Nel corso degli anni la dispersione dei salari di questo gruppo di paesi più ampio si è ridotta più rapidamente di quella dei soli paesi europei cosicché, nel 1993, la differenza tra i due gruppi è molto meno accentuata che non nel 1970.

#### 4. La scomposizione della varianza

La disponibilità di dati per ogni coppia paese-settore e ciascun anno dal 1970 al 1973 permette di scomporre, anno per anno, la varianza complessiva del costo del lavoro per

dipendente in una componente attribuibile alle differenze tra paesi e in una dovuta alle differenze dei salari tra settori. L'esercizio di scomposizione permette di rispondere ai seguenti quesiti: 1) la dispersione complessiva osservata è attribuibile prevalentemente a differenze tra paesi o tra settori? 2) nel tempo quale andamento hanno avuto le due componenti?

Per illustrare concretamente quanto fatto e per facilitare la lettura dell'evidenza, si ricorda che la varianza complessiva dei salari settoriali,  $W_{ps}$  dove  $p$  è l'indice dei  $P$  paesi e  $s$  l'indice degli  $S$  settori, può essere scritta come somma della varianza delle medie e della media delle varianze<sup>4</sup>.

Nella media del periodo in esame la dispersione dei salari nominali medi di paese spiega il 35 per cento della variabilità complessiva. Però questa componente è quella responsabile dell'andamento nel tempo della varianza complessiva: essa cresce negli anni settanta, fino al massimo del 1977, declina poi fino al 1984, si stabilizza successivamente fino all'inizio degli anni novanta per poi tornare ad ampliarsi a partire dal 1992. Alla base di questa similitudine con il profilo temporale della varianza sta il fatto che, come si è già discusso, gran parte delle oscillazioni dell'indice di dispersione sono indotte dal movimento dei tassi di cambio piuttosto che da una reale divergenza nelle medie dei paesi.

Anzi, nei ventiquattro anni che vanno dal 1970 al 1993, i salari medi dei paesi, al netto dei cambi, si sono ulteriormente avvicinati pur partendo da un livello elevato di similitudine. La figura 2 riporta per i salari, a prezzi e cambi costanti del 1990, la varianza totale, la sua componenti di paese (nel grafico "Dispersione tra paesi"), e di settore (nel grafico

---

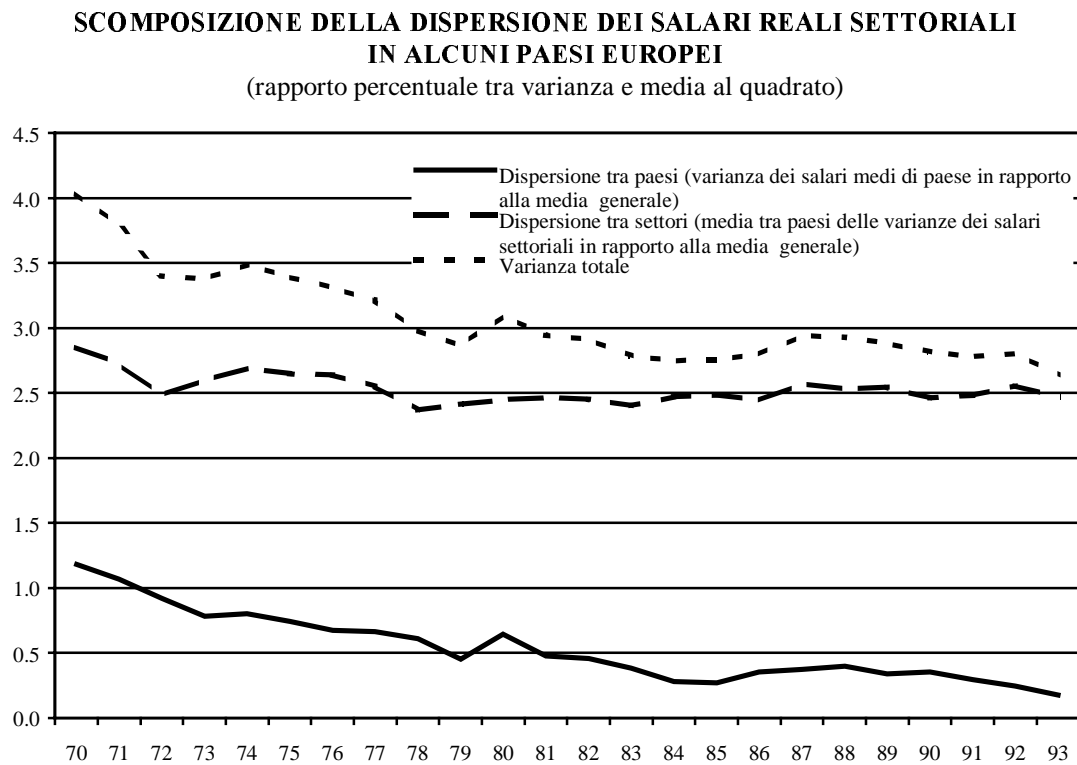
<sup>4</sup> La varianza  $Var(W_{ps}) = \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S W_{sp}^2 - \left( \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S W_{sp} \right)^2$  può essere riscritta come:

$$Var(W_{ps}) = \left[ \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \left( \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S W_{sp} \right)^2 - \left( \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S W_{sp} \right)^2 \right] + \frac{1}{P} \sum_{p=1}^P \left[ \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S W_{sp}^2 - \left( \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S W_{sp} \right)^2 \right]$$

dove il primo termine rappresenta la varianza (tra paesi) del salario medio del paese e il secondo termine è la media delle varianze dei salari settoriali in ciascun paese.

“Dispersione tra settori”), divise per il quadrato della media. L’indicatore relativo alla dispersione tra paesi declina in modo quasi monotono scendendo da poco più dell’1 per cento a un valore prossimo a zero. Il peso della componente di paese sulla variabilità dei salari reali è sceso dal 30 per cento del 1970 al 7 per cento del 1993. Al contrario la media tra paesi della dispersione dei salari settoriali non ha avuto nessuna riduzione nei 24 anni presi in considerazione, rimanendo, fin dal 1970, su un valore intorno al 2,5 per cento.

Fig. 2

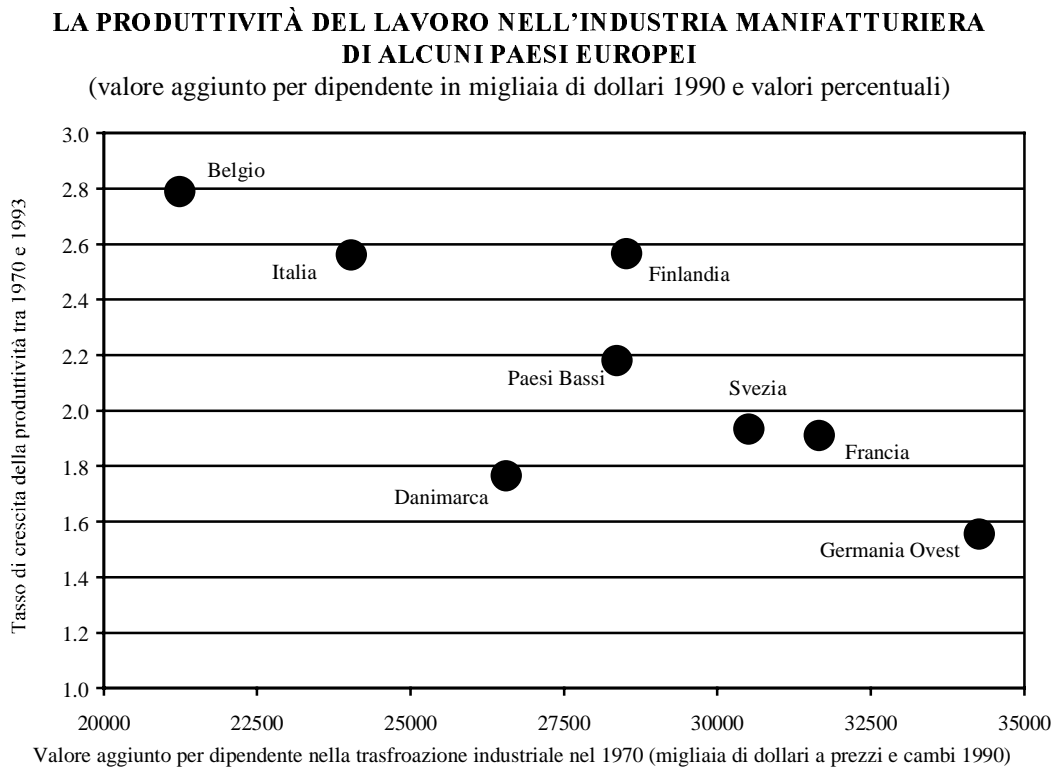


Nota: i paesi e i settori considerati sono quelli della tavola 1.

L’effetto cambio, naturalmente, non influisce sulla dispersione settoriale. Il peso di quest’ultima componente è progressivamente salito, dal 64 per cento nel 1970 per i salari nominali (70 per cento per quelli reali) fino a quasi il 90 per cento nel 1991 (90 per cento per i salari reali) prima della crisi dello SME. In sintesi a metà degli anni novanta la variabilità dei salari nei paesi europei dipendeva essenzialmente dai differenziali settoriali mentre l’effetto di paese spiegava solo una porzione molto piccola della varianza totale.

Questi andamenti così difformi delle due componenti sono il risultato dello sviluppo delle loro determinanti. La riduzione delle differenze tra i salari medi dei paesi europei riflette la più generale convergenza del livello di produttività tra i settori manifatturieri dell'Europa (fig. 3)<sup>5</sup>.

Fig. 3



Nota: il tasso di crescita della produttività tra il 1970 e il 1993 è dato dal rapporto tra la produttività pro capite nel 1993 e la produttività pro capite nel 1970.

La mancata riduzione della varianza dovuta alla componente settoriale porta a riconsiderare i noti fenomeni della rigidità e inerzia delle strutture salariali. Nel prossimo paragrafo si esaminano con più dettaglio i differenziali salariali settoriali, con l'intento di mettere in luce alcuni fatti stilizzati come la loro similitudine tra paesi e la loro persistenza nel tempo. Questo supplemento d'indagine è rilevante in quanto ulteriori riduzioni della varianza

<sup>5</sup> Come è ampiamente noto, quest'ultima è stata più intensa nei paesi che partivano da livelli di produttività più bassi, così da ridurre progressivamente il divario con i paesi a maggiore valore aggiunto per addetto. Esiste una vastissima letteratura teorica ed empirica che ha spiegato le ragioni che sottostanno alla progressiva assimilazione del prodotto pro capite tra i paesi (Romer, 1996).

dei salari europei non possono che venire dalla contrazione della dispersione dei salari settoriali.

## 5. Le strutture salariali

### 5.1 *La somiglianza dei differenziali salariali nel tempo nello stesso paese*

I differenziali settoriali in un paese sono molto stabili nel tempo, essendo rimasti pressoché immutati nei 24 anni esaminati in questo lavoro. La tavola 2 riporta, per ciascun paese, il coefficiente di correlazione tra le strutture salariali di alcuni anni con quelle del 1985. I valori in tondo chiaro sono calcolati con dati del *dataset* utilizzato per questo lavoro; quelli in corsivo con altre fonti. Le correlazioni calcolate con ISDB97 sono molto alte anche nel 1965 e nel 1970, spesso superiori allo 0,9. Avvicinandosi al 1985, l'anno di riferimento, per quasi tutti i paesi i coefficienti sono sempre più prossimi a 1. Cambiamenti degni di nota sembrano essere avvenuti solo in Francia e in minor misura in Belgio e Svezia. Per tutti gli altri paesi le correlazioni non sono quasi mai al di sotto di 0,9.

La forte inerzia dei differenziali all'interno di ciascun paese potrebbe essere un effetto dell'insufficiente disaggregazione settoriale. Per controllare l'entità della distorsione indotta dall'aggregazione si sono calcolati, per l'Italia, i coefficienti per 22 settori dell'industria manifatturiera per il periodo 1985-93, sulle base delle retribuzioni di fatto riportate negli archivi INPS. Le correlazioni sono riportate nella tavola 2 nella riga relativa all'Italia con intestazione "22 settori". Per Finlandia, Germania, Svezia e Stati Uniti, si riportano invece i valori calcolati da Holmlund e Zettemberg (1991) per i salari orari di 25 settori dell'industria manifatturiera. Il grado di persistenza della struttura salariale italiana resta molto elevato, praticamente molto vicino a 1, anche quando calcolato con dati più disaggregati. Lo stesso risultato si trova per gli altri quattro paesi industriali.

I coefficienti sono molto simili, soprattutto tenendo conto del fatto che i dati di Holmlund e Zettemberg hanno un diverso livello di aggregazione e sono riferiti a salari orari di fonte ONU. Comunque le correlazioni sui dati aggregati sono più elevate di quelle calcolate su quelli disaggregati, segnalando che effettivamente l'aggregazione tende a

sovrastimare il grado di persistenza delle strutture salariali, anche se la distorsione appare di ridotta entità.

Tav. 2

**LA PERSISTENZA DELLE STRUTTURE SALARIALI NELLE SINGOLE ECONOMIE.**  
(coefficienti di correlazione tra i salari annuali settoriali del 1985 e quelli degli anni indicati)

	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1993
Belgio							
12 settori <sup>1</sup>	n.d.	0,74	0,68	0,95	1,00	0,97	0,89
Canada							
9 settori <sup>1</sup>	n.d.	0,94	0,93	0,97	1,00	0,93	0,95
Danimarca							
13 settori <sup>1</sup>	n.d.	0,86	0,91	0,97	1,00	0,98	0,97 <sup>4</sup>
Finlandia							
9 settori <sup>1</sup>	0,95	0,96	0,96	0,99	1,00	0,98	0,98
25 settori <sup>2</sup>	0,82	0,87	0,93	0,96	1,00	n.d.	n.d.
Francia							
13 Settori <sup>1</sup>	n.d.	0,89	0,73	0,97	1,00	0,97	0,94 <sup>4</sup>
Germania							
13 settori <sup>1</sup>	0,88	0,92	0,94	0,99	1,00	0,98	0,95
25 settori <sup>2</sup>	0,86	0,91	0,95	0,97	1,00	n.d.	n.d.
Italia							
13 settori <sup>1</sup>	0,94	0,98	0,98	0,99	1,00	0,99	0,99
22 settori <sup>3</sup>	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	1,00	0,93	0,92
Giappone							
8 settori <sup>1</sup>	0,97	0,97	0,94	0,96	1,00	0,99	0,98
Paesi Bassi							
12 settori <sup>1</sup>	n.d.	0,88	0,93	0,93	1,00	0,98	0,98 <sup>4</sup>
Svezia							
9 settori <sup>1</sup>	n.d.	0,89	0,83	0,89	1,00	0,94	0,95
25 settori <sup>2</sup>	0,81	0,86	0,94	0,96	1,00	n.d.	n.d.
Stati Uniti							
13 settori <sup>1</sup>	0,99	0,99	0,98	0,97	1,00	0,98	0,97
25 settori <sup>2</sup>	0,89	0,90	0,95	0,98	1,00	n.d.	n.d.

Note: (1) Elaborazioni su dati ISDB97. (2) Holmlund e Zettemberg (1991). (3) Calcolati sulla base delle retribuzioni pro capite estratte dall'Osservatorio dell'INPS. (4) Dati riferiti al 1992.

Considerando i diversi problemi statistici, si può ragionevolmente dire che la stabilità nel tempo dei differenziali retributivi di un paese è un dato strutturale delle economie industriali. L'analisi suggerisce che anche cambiamenti di regime molto rilevanti, quali

l'adozione di un'unica politica monetaria, non dovrebbero generare nel breve periodo profondi cambiamenti nelle strutture salariali dei paesi dell'area dell'euro.

### *5.2 La somiglianza dei differenziali salariali tra paesi*

Le strutture salariali oltre che stabili nel tempo sono anche molto simili tra paesi. La tavola 3 riporta la matrice dei coefficienti di correlazione tra i livelli dei salari settoriali dei paesi del campione utilizzato in questo lavoro. I settori considerati sono quelli riportati nella tavola 1. Al di sotto della diagonale principale sono riportate le correlazioni medie del periodo 1970-74; al di sopra quelle del periodo 1990-93.

L'esame della tavola fornisce diverse indicazioni. In complesso le strutture dei salari erano all'inizio degli anni novanta piuttosto simili. Nella metà dei casi le correlazioni sono superiori allo 0,8; in quasi tre quarti dei casi sono al di sopra dello 0,7 e in solo 3 correlazioni su 55 sono inferiori allo 0,5 e comunque al di sopra dello 0,4. Tutte le correlazioni più basse sono attribuibili alla Francia che appare come il paese con più specificità nella distribuzione settoriale dei salari. Anche la struttura salariale danese è relativamente poco correlata con quella delle altre economie del campione. All'altro estremo ci sono Belgio e Italia la cui distribuzione dei salari settoriali è molto simile a quella di tutti gli altri (ovviamente con l'eccezione della Francia). Gli altri paesi europei sono compresi tra questi due estremi. La similitudine delle strutture salariali non è una specificità del vecchio continente. Le altre tre economie industriali incluse nel campione hanno correlazioni non difformi da quelle dei loro partner europei e, come nel caso degli Stati Uniti, anche più elevate. I settori che pagano salari elevati (tav. 3) in un paese è molto probabile che paghino un salario elevato anche in altri.

In altre parole, i differenziali salariali di una economia sono buoni indicatori dei differenziali salariali di altre.

Questo risultato è molto robusto ed è stato confermato in un ampio numero di studi condotti su dati molto diversi, con insiemi di paesi differenti e classificazioni settoriali diverse, anche più disaggregate di quella qui utilizzata. Krueger e Summer (1987), evidenziano che nel 1982 il grado di similitudine delle distribuzioni salariali tra settori era molto simile a quanto



riportato nella tavola 3. La loro analisi mostra, tra l'altro, che questa similitudine si estendeva anche al di fuori dell'insieme dei paesi industriali. Reali differenze sussistevano solo per le economie non di mercato.

Tav. 3

**CORRELAZIONE DELLE STRUTTURE SALARIALI TRA PAESI.**

(medie del periodo 1970-74 al di sotto della diagonale principale;  
medie del periodo 1990-93 al di sopra della diagonale principale)

	Belgio	Ca- nada	Dani- marca	Fran- cia	Fin- landia	Ger- mania	Italia	Giap- pone	Paesi Bassi	Svezia	Stati Uniti
Belgio	<b>1</b>	0,89	0,70	0,46	0,90	0,85	0,94	0,90	0,85	0,87	0,93
Canada	0,69	<b>1</b>	0,62	0,49	0,85	0,79	0,84	0,73	0,77	0,78	0,90
Danimarca	0,82	0,74	<b>1</b>	0,78	0,89	0,61	0,85	0,58	0,59	0,72	0,70
Francia	0,77	0,67	0,86	<b>1</b>	0,60	0,67	0,65	0,50	0,46	0,58	0,62
Finlandia	0,92	0,70	0,92	0,84	<b>1</b>	0,72	0,96	0,72	0,76	0,83	0,88
Germania	0,88	0,84	0,82	0,70	0,85	<b>1</b>	0,80	0,89	0,69	0,82	0,89
Italia	0,85	0,65	0,90	0,74	0,86	0,83	<b>1</b>	0,82	0,82	0,85	0,93
Giappone	0,87	0,58	0,58	0,58	0,71	0,82	0,80	<b>1</b>	0,89	0,72	0,88
Paesi Bassi	0,90	0,69	0,77	0,81	0,79	0,84	0,86	0,91	<b>1</b>	0,53	0,87
Svezia	0,57	0,95	0,74	0,58	0,66	0,78	0,65	0,43	0,56	<b>1</b>	0,77
Stati Uniti	0,93	0,78	0,88	0,83	0,92	0,91	0,90	0,80	0,91	0,74	<b>1</b>

L'altro elemento interessante della tavola 3 è la relativa stabilità delle similitudini tra paesi. Nella maggior parte dei casi le correlazioni del periodo 1990-93 sono le stesse di 20 anni prima cioè di quelle relative al quinquennio 1970-74; in oltre la metà, le nuove correlazioni si discostano da quelle degli anni settanta per meno di 0,1 decimi. Anche in questo caso le variazioni maggiori si registrano per la Francia che negli anni novanta sembra molto più diversa dagli altri paesi di quanto non lo fosse venti anni prima. Mentre la Svezia sembra aver incrementato il grado di similitudine con gli altri paesi.

In sintesi questi risultati indicano che: a) i differenziali salariali sono molto simili tra paesi; b) queste similitudini tendono a mantenersi stabili nel tempo; c) esse sono particolarmente rilevanti quando si confronta la struttura salariale di uno stesso paese nel tempo. Nell'insieme questi tre risultati significano che i differenziali salariali di un paese sono

buoni indicatori sia di quelli dello stesso paese in un periodo diverso, anche molto lontano; sia di quelli di un altro paese nello stesso periodo di tempo.

La spiegazione della sistematicità di queste relazioni non può basarsi su fattori specifici di paese o di settore, come norme, consuetudini o assetti istituzionali specifici. Tantomeno può essere affidata a fattori transitori comuni a tutte le economie. Il primo tipo di determinanti potrebbe spiegare la stabilità nel tempo dei differenziali, ma non può dare ragione della similitudine dei differenziali tra paesi. Quest'ultima potrebbe essere spiegata da determinanti transitorie che però non possono dare conto della stabilità nel tempo della similitudine. Perciò le ragioni dei fatti stilizzati descritti vanno cercate in elementi comuni a differenti paesi e presumibilmente stabili nel tempo. Prima di passare all'esame di queste determinanti è però utile qualche valutazione sulle implicazioni dei risultati finora illustrati per la convergenza dei salari nell'area dell'euro.

### *5.3 La stabilità delle strutture salariali: le implicazioni per la convergenza dei salari settoriali in Europa*

L'evidenza presentata suggerisce che la dispersione dei salari in Europa è bassa e dipende in gran parte dal fatto che i comparti dell'industria manifatturiera pagano remunerazioni diverse. Nei 24 anni che vanno dal 1970 al 1993 la dispersione del costo del lavoro è rimasta sostanzialmente immutata, anche perché i differenziali tra settori sono rimasti molto simili tra paesi e molto stabili nel tempo<sup>6</sup>. Sulla base di queste informazioni non si può escludere che l'adozione della moneta unica avvii un processo di riduzione della dispersione dei salari settoriali. Ci sono diverse ragioni che inducono a dubitare di un tale scenario: a) nel corso del periodo in esame il processo di integrazione tra le economie europee non è stato meno profondo di quello che ci si può aspettare a seguito dell'adozione della moneta unica. Tuttavia l'intensità di questo processo non è stata sufficiente nemmeno a intaccare la variabilità dei salari settoriali; b) l'eventuale riduzione della varianza dovrebbe avvenire a parità di salari relativi, data la lentezza con cui questi si modificano. Non è affatto chiaro

---

<sup>6</sup> Naturalmente il fatto che le strutture salariali si mantengano simili nel tempo non implica che la varianza dei salari settoriali rimanga stabile.

perché l'adozione dell'euro debba comportare proprio questo tipo di convergenza; c) la varianza dei salari settoriali di paesi che virtualmente già si erano uniti in un'unione monetaria come Belgio, Paesi Bassi e Germania non sembra affatto più ridotta di quella dell'insieme del nostro campione. Questa valutazione è motivata dall'esame della figura 4, dove è riportato l'esercizio di scomposizione della varianza discusso nel precedente paragrafo e relativo a questi ultimi tre paesi. La varianza totale dei salari nominali, in rapporto al quadrato della media, risulta in media più bassa di quella dell'insieme dei paesi europei inclusi nel campione. Nei primi anni settanta essa era quasi metà di quella del complesso dell'Europa. L'incremento della dispersione negli anni settanta ha interessato solo marginalmente questi tre paesi, confermando il fatto che già da allora le loro valute si muovevano come se già fossero parte di un'unione monetaria. Lo stesso può dirsi per le turbolenze del 1992-93. Comunque la dispersione dei salari dei paesi "Core", grazie alla somiglianza dei loro salari medi, è più piccola di quella dell'insieme dei paesi europei.

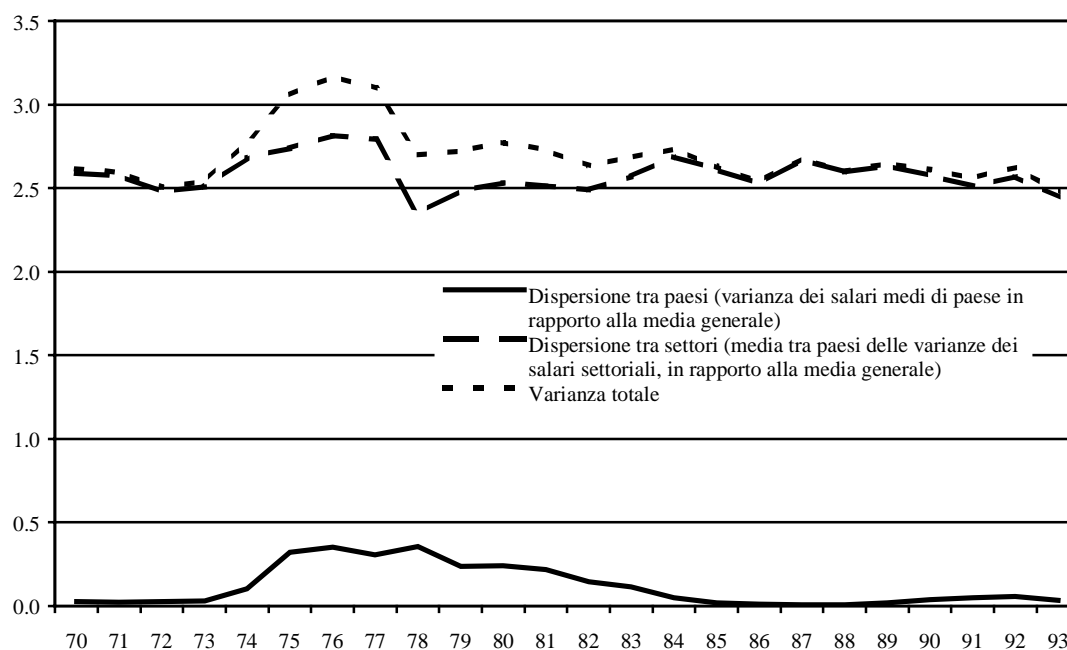
Tra il 1970 e il 1993, la varianza dei salari medi dell'industria manifatturiera non è mai stata al di sopra dello 0,5 per cento del quadrato della media e, a partire dal 1985 è stata sempre prossima a zero, a testimonianza della similitudine dei tre paesi.

La dispersione dei salari settoriali è invece pressoché identica a quella registrata a livello europeo, intorno al 2,5 per cento del quadrato della media. Inoltre neanche per questi paesi si nota una qualche tendenza alla contrazione della varianza settoriale. La lettura di questa evidenza suggerisce che presumibilmente l'adozione di una moneta comune non dovrebbe avere effetti sulla dispersione dei salari settoriali.

Le possibili ragioni di questa inefficacia dei vincoli di cambio a ridurre la dispersione salariale potrebbero essere collegate al fatto che i differenziali salariali dipendono da variabili che non sono influenzate, o lo sono solo in parte, dalle conseguenze dell'adozione di una politica monetaria unica. Nel prossimo paragrafo si passano brevemente in rassegna le possibili determinanti dei differenziali salariali e si esaminano le connessioni con gli effetti dell'introduzione dell'euro.

Fig. 4

**SCOMPOSIZIONE DELLA DISPERSIONE DEI SALARI NOMINALI  
SETTORIALI IN BELGIO, GERMANIA E PAESI BASSI**  
(rapporto tra varianza e media al quadrato)



## 6. Le determinanti dei differenziali salariali

Le teorie competitive del mercato del lavoro suggeriscono che se la forza lavoro è omogenea l'esistenza di differenziali salariali settoriali è incompatibile con un mercato concorrenziale<sup>7</sup>: la competizione tra i lavoratori dovrebbe uniformare la loro remunerazione in tutti i settori. In particolare la remunerazione offerta per una certa posizione lavorativa non dovrebbe dipendere dalle sue caratteristiche, a meno che queste non influenzino le preferenze del lavoratore. Ogni lavoratore dovrebbe ricevere un salario pari al suo costo opportunità indipendentemente dal posto di lavoro occupato. Se i lavoratori sono tutti uguali lo saranno anche i costi opportunità e perciò anche i salari.

Maggiore generalità e realismo delle ipotesi del modello teorico permettono di riconciliare l'esistenza dei differenziali salariali con quella dei mercati concorrenziali. Una

<sup>7</sup> Se i mercati sono invece segmentati non c'è alcuna forza che tende a riallineare i salari verso un unico livello di equilibrio. Cipollone (2000) valuta la possibile segmentazione del mercato del lavoro italiano.

prima generalizzazione riconosce che il giudizio che il lavoratore dà su una certa posizione di lavoro non dipende solo dal salario, ma anche dalle caratteristiche specifiche della posizione stessa. In questo caso la remunerazione offerta per due posti di lavoro può essere differente se essa compensa le differenze delle altre caratteristiche (Rosen, 1986).

Un caso ancora più generale considera che i lavoratori hanno una diversa produttività a seconda della differente dotazione di capitale umano. Sotto questa ipotesi la teoria prevede che lavoratori con uguali dotazioni di capitale ricevano lo stesso salario. Perciò i salari medi pagati in diversi settori possono essere diversi in conseguenza della differente composizione della forza lavoro occupata; i salari dei settori che impiegano lavoratori a più alto livello di capitale umano saranno più alti di quelli medi. Se però l'osservatore non conosce la distribuzione per settore del capitale umano potrebbe non riconoscere questo effetto composizione e attribuire i più alti salari a qualche specificità del settore.

Quest'ultima distinzione è particolarmente importante ai fini dell'analisi condotta in questo lavoro. Se si accerta che i differenziali salariali settoriali che prevalgono in Europa riflettono differenti livelli di capitale umano degli occupati allora non c'è alcuna ragione per attendersi una loro ulteriore convergenza a seguito dell'unificazione delle politiche monetarie. Infatti non ci sono stringenti ragioni teoriche che permettono di prevedere che la maggiore integrazione europea riduca o annulli i rendimenti del capitale umano.

Per accertare se le distribuzioni dei salari settoriali osservate in Europa sono frutto di effetti di composizione, la base dati finora utilizzata non è più adeguata. Infatti non sono disponibili informazioni sulla distribuzione per qualifica degli occupati in ciascun settore e paese. Per ovviare a questa difficoltà si è scelta una strategia alternativa. Si sono utilizzati dati a livello microeconomico, cioè dati sui salari percepiti da singoli lavoratori con differente livello di capitale umano e occupati in settori diversi. Queste informazioni permettono di capire se i differenziali salariali tra diversi settori riflettono solo dotazioni di capitale umano difformi o non derivino anche da altri fattori.

Un semplice modello statistico di determinazione dei salari può essere utile per illustrare la strategia seguita. Se i differenziali salariali sono puramente competitivi, allora i coefficienti delle variabili che rappresentano l'affiliazione settoriale del lavoratore dovrebbero essere nulli

(statisticamente) in una equazione di determinazione del salario in cui siano presenti anche variabili di controllo per il livello di capitale umano del lavoratore. In termini formali si considera l'equazione del salario

$$(1) \quad \ln W_{ij} = X_i' \beta + Y_i' \gamma + Z_j' \delta + u_{ij}$$

relativa al lavoratore  $i$ -esimo che guadagna un salario  $W_{ij}$  lavorando nel settore  $j$ -esimo, e dove  $X_i$  rappresenta il vettore delle sue variabili di capitale umano,  $Y_i$  è il vettore delle sue caratteristiche demografiche,  $Z_j$  è il vettore delle variabili che indicano la sua affiliazione settoriale e  $u_{ij}$  è il termine di errore stocastico che segue una distribuzione normale a media zero e varianza  $\sigma_u$ .

La strategia seguita prevede, dunque, la stima dell'equazione (1) e la valutazione della significatività statistica dei coefficienti  $\delta$  delle variabili di affiliazione di settore. Se i coefficienti stimati sono (statisticamente) nulli allora i differenziali salariali tra settori riflettono esclusivamente la differente dotazione di capitale umano dei lavoratori occupati nei diversi settori. Un simile risultato dovrebbe rendere particolarmente difficile qualsiasi previsione sugli effetti che l'adozione dell'euro potrebbe comportare per la dispersione salariale tra settori. I differenziali potrebbero non cambiare, aumentare o ridursi, a seconda di come si modificheranno la domanda e l'offerta di lavoro per livello di capitale umano.

Nell'eventualità che i coefficienti delle *dummies* settoriali risultassero diversi da zero sarebbe necessario un supplemento di indagine per capire l'origine degli effetti settoriali.

Per valutare l'entità delle *dummies* di settori occorrerebbe stimare un'equazione come la (1) per ognuno dei paesi europei. Per mancanza di dati individuali necessari si è fatto ricorso ai risultati di Krueger e Summers (1987, 1988), per gli Stati Uniti e la Svezia, di Edin e Zetterberg (1989, 1992), e di Zanchi (1992), per la Germania, così come sono presentati da Zanchi (1992). A questo *set* di risultati si è aggiunta una stima della equazione (1) per l'Italia, basata sul *dataset* costruito da Casavola e altri (1999).

La tavola 4 riporta i differenziali salariali in Germania, Italia, Stati Uniti e Svezia calcolati rispetto ai salari medi dell'economia<sup>8</sup>.

Le colonne con l'intestazione "Senza controlli" riportano i differenziali grezzi, vale a dire quelli calcolati senza tenere conto del fatto che gli occupati di settori diversi possono esprimere livelli di produttività differenti. In altre parole essi sono stati ottenuti stimando l'equazione (1) ma escludendo da essa le variabili relative al capitale umano X, e quelle relative alle caratteristiche demografiche Y. Perciò essi sono molto simili per natura a quelli discussi nelle tavole precedenti<sup>9</sup>.

Non sorprende quindi che le strutture salariali risultino piuttosto simili tra paesi; l'informazione aggiuntiva fornita dalla tavola è relativa alla differente ampiezza dei differenziali dei salari settoriali nei diversi paesi; la deviazione standard calcolata per gli Stati Uniti è pari a tre volte e mezza quella della Svezia, la più bassa del campione. La dispersione della Germania è più simile a quella della Svezia e quella dell'Italia si avvicina di più a quella americana. Esiste una vastissima letteratura che ha indagato sulle ragioni di tali difformità<sup>10</sup>; per generale consenso esse sono attribuite all'operare di diversi modelli di relazioni industriali prevalenti nei vari paesi.

---

<sup>8</sup> Si è stati costretti a utilizzare i dati per l'intera economia per avere dati comparabili con quelli degli altri paesi riportati nella tavola. In concreto i numeri della tavola sono calcolati come segue. E' stata dapprima calcolata la differenza (logaritmica) tra i salariali settoriali e quello medio dell'intera economia. La media di queste differenze, ponderata con il peso degli occupati in ciascun settore, è il differenziale medio dell'economia. Infine i numeri presentati nella tavola sono ottenuti sottraendo, settore per settore, all'originale differenza tra salario settoriale e dalla media dei salari nell'economia, questo differenziale medio. Secondo Krueger e Summer (1988), che hanno utilizzato questo tipo di differenziale nel loro lavoro, questa statistica indica il differenziale in termini proporzionali tra il dipendente medio in una data industria e il dipendente medio nell'economia.

<sup>9</sup> In linea di principio i differenziali così ottenuti, che rappresentano differenze tra le medie settoriali, dovrebbero essere del tutto identici a quelli utilizzati nelle sezioni precedenti, che sono derivati da dati di contabilità nazionale. Questi ultimi, pur essendo basati su dati individuali come quelli usati in questa sezione, possono presentare molti elementi di stima. Nel caso dell'Italia la contabilità nazionale include una stima dei salari dei lavoratori impiegati nel sommerso, che invece non figurano ovviamente nei dati individuali dell'INPS. Gli effetti di questi elementi di stima non sono tali tuttavia da inficiare la logica dell'argomentazione svolta nel testo.

<sup>10</sup> Teulings e Hartog (1998a) offrono una recente discussione sul tema.

Perciò l'evoluzione dei modelli di relazioni industriali a seguito dell'Unione monetaria potrebbe influenzare in misura rilevante l'entità delle dispersione settoriale dei salari<sup>11</sup>, che potrebbe essere progressivamente ridotta dal prevalere in Europa di un assetto di relazioni industriali con forti accenti neo-corporativi. Infatti nei paesi con tali assetti la dispersione dei salari tende ad essere più ridotta indipendentemente dalla dimensione lungo la quale la si misuri. In particolare la compressione dei differenziali settoriali sembra dipendere dalla bassa dispersione dei prezzi del capitale umano (Teuling e Hartog, 1998b). Sebbene questa sia un'importante linea di ricerca essa non viene perseguita in questo lavoro.

I differenziali della tavola 4 danno una indicazione dell'entità delle differenze tra i salari settoriali. La diversità delle fonti e nelle metodologie di calcolo consigliano però prudenza nella valutazione dei valori riportati.

Più affidabili sono invece le differenze tra settori di uno stesso paese. Si tratta ora di valutare se queste differenze sono attribuibili alle caratteristiche demografiche e di capitale umano dei lavoratori. A questo scopo si è ristimata l'equazione (1) sugli stessi dati ma includendo questa volta sia le variabili di capitale umano  $X$ , che quelle relative alle caratteristiche demografiche,  $Y$ <sup>12</sup>. I coefficienti delle variabili relative all'affiliazione settoriale, ottenuti in questa stima, rappresentano i differenziali salariali che non dipendono dalle caratteristiche misurabili degli addetti al settore ma da altri fattori non immediatamente collegabili a queste ultime. I risultati sono presentanti nella tavola 4 nelle colonne intestate "Con controlli". Complessivamente i differenziali salariali tra settori appaiono sensibilmente ridimensionati dall'introduzione nell'equazione di variabili di controllo sulla qualità della forza lavoro: 22 coefficienti su 31 risultano più bassi, 7 più elevati e in due casi circa uguali. In

---

<sup>11</sup> Si è avviato negli ultimi anni un intenso dibattito su quale modello di relazioni industriali potrebbe essere più adeguato per favorire una banca centrale nel perseguire l'obiettivo della stabilità dei prezzi. Flanagan (1999) offre un'aggiornata rassegna del dibattito.

<sup>12</sup> Le stime sono state rifatte solo per l'Italia. Quelle relative agli altri paesi sono quelle riportate da Zanchi (1992). I controlli inseriti nell'equazione per l'Italia includono il sesso del lavoratore, la sua qualifica, l'esperienza lavorativa, la durata del presente rapporto di lavoro (*tenure*), l'età d'ingresso nel mercato del lavoro, la provincia di lavoro. Per una completa descrizione di queste variabili si rinvia al lavoro originale di Casavola e altri (1999).



generale i coefficienti sono stimati con più precisione con l'introduzione dei controlli<sup>13</sup>. L'altro risultato importante riportato nella tavola 6 è il fatto che la varianza dei differenziali cala sensibilmente quando si controlla per la qualità degli occupati. La dispersione scende del 39 per cento per l'Italia (da 0,202 a 0,123), del 39 per cento negli Stati Uniti (da 0,240 a 0,146), del 51 per cento in Germania (da 0,146 a 0,072) e dell'83 per cento in Svezia (da 0,071 a 0,012). In un esercizio analogo per la Francia<sup>14</sup>, Goux e Maurin (1999), trovano che la deviazione standard si riduce del 57 per cento.

Sebbene le differenze nelle metodologie non permettano una valutazione puntuale di quali differenziali si riducano di più e in quale paese, un'indicazione sembra emergere con chiarezza: i differenziali settoriali sono in buona parte dovuti alla variabilità della dotazione di capitale umano dei lavoratori occupati. Queste differenze strutturali tra settori spiegano bene il fatto stilizzato della persistenza nel tempo delle strutture salariali e inducono a ritenere che non dovrebbero essere profondamente influenzate dall'unione monetaria.

Nonostante il ridimensionamento, il ruolo delle *dummies* settoriali resta rilevante<sup>15</sup> e lascia aperta la possibilità che esse dipendano da variabili che potrebbero essere profondamente modificate dai cambiamenti nella costituzione monetaria. In particolare, la letteratura ha individuato due ulteriori gruppi di variabili che potrebbero spiegare la persistenza dei differenziali salariali anche dopo i controlli per le variabili di capitale umano.

Da un lato si tratta di misurare il ruolo svolto dalle specifiche caratteristiche di ogni lavoratore che non sono misurate dalle usuali variabili di capitale umano. Infatti i differenziali salariali residui potrebbero ancora una volta nascondere fenomeni di aggregazione in alcuni settori di lavoratori con speciali caratteristiche. Anche in questo caso una più accurata misurazione dovrebbe condurre a una riduzione della varianza spiegata dai differenziali tra settori.

---

<sup>13</sup> Comunque non è propriamente corretto valutare la precisione della stima dei coefficienti sulla base degli errori standard derivati dalle regressioni dei minimi quadrati ordinari perché questi ultimi sono una stima distorta verso l'alto dei veri errori standard. Il problema è trattato diffusamente da Krueger e Summer (1988) e da Zanchi (1992).

<sup>14</sup> I singoli differenziali settoriali stimati in questo esercizio non sono inclusi nella tavola a causa della diversa classificazione settoriale adottata.

<sup>15</sup> Come è evidente dai valori della statistica F. Questo risultato può essere considerato il punto di arrivo del lungo dibattito sui differenziali salariali avuto alla fine degli anni ottanta soprattutto negli Stati Uniti.

**DIFFERENZIALI SALARIALI DI ALCUNI SETTORI DELL'INDUSTRIA RISPETTO ALLA  
MEDIA DELL'ECONOMIA IN ALCUNI PAESI INDUSTRIALI (1)**  
(differenze dei logaritmi dei salari medi pagati nel settore indicato rispetto ai salari medi pagati nell'intera  
economia, in parentesi errori standard)

	Italia (2)		Germania (3)		Stati Uniti (4)		Svezia (5)	
	Senza controlli	Con controlli	Senza controlli	Con controlli	Senza controlli	Con controlli	Senza controlli	Con controlli
Industria estrattiva	0,132 (0,030)	0,077 (0,026)	0,131 (0,082)	0,113 (0,061)	0,404 (0,043)	0,262 (0,036)	0,036 (0,086)	0,024 (0,071)
Industria chimica	0,28 (0,03)	0,165 (0,026)	0,136 (0,076)	0,085 (0,57)	0,362 (0,041)	0,238 (0,034)	-0,004 (0,064)	0,054 (0,053)
Industria della gomma e plastica	-0,018 (0,031)	0,001 (0,026)	-0,095 (0,087)	-0,005 (0,063)	0,038 (0,051)	0,035 (0,043)	--	--
Minerali e prodotti di minerali non metalliferi	-0,02 (0,03)	0,012 (0,026)	-0,009 (0,085)	0,037 (0,062)	0,357 (0,061)	0,082 (0,051)	-0,009 (0,094)	0,008 (0,077)
Prodotti in metallo	-0,06 (0,02)	-0,016 (0,023)	-0,053 (0,071)	0,021 (0,053)	0,357 (0,048)	0,179 (0,041)	0,017 (0,064)	0,01 (0,056)
Macchine agricole e industriali	0,054 (0,03)	0,01 (0,025)	0,049 (0,072)	0,061 (0,053)	0,355 (0,028)	0,187 (0,025)	--	--
Macchine elettriche	0,183 (0,036)	0,10 (0,031)	0,062 (0,076)	0,030 (0,056)	0,185 (0,030)	0,105 (0,027)	--	--
Tessili e abbigliamento	-0,129 (0,028)	-0,031 (0,024)	-0,046 (0,081)	0,041 (0,059)	--	--	-0,231 (0,066)	-0,074 (0,056)
Alimentari	0,046 (0,028)	0,086 (0,025)	-0,132 (0,080)	-0,101 (0,057)	--	--	0,034 (0,061)	0,020 (0,051)
Deviazione standard (6)	0,202	0,123	0,146	0,072	0,240	0,146	0,071	0,012
Test F per assenza di differenziali settoriali	169,75	73,0	9,547	5,618			4,05	1,86
Numero di osservazioni	29.424	29.424	2.072	2.072	10.289	10.289	1.298	1.298

Note: (1) Differenze tra i differenziali salariali di ciascun settore e quello medio ponderato, con la quota dell'occupazione, dell'intera economia. In parentesi sono riportati gli errori standard dei minimi quadrati ordinari senza l'aggiustamento per l'errore di campionamento (Kruger e Summers, 1988, p. 267). (2) Nostre stime su dati INPS elaborati in Casavola e altri (1999) e riferiti al 1987. (3) Dati stimati da Zanchi (1992) relativi al 1984. (4) Dati stimati da Krueger e Summer (1987) relativi al 1984. (5) Dati stimati da Edin and Zetterberg (1989) relativi al 1984 e riportati da Zanchi (1992). (6) Ponderata con il numero di occupati.

D'altro canto però i differenziali salariali potrebbero discendere da genuine differenze nelle politiche retributive adottate dalle imprese appartenenti a differenti settori. Le teorie non competitive di determinazione dei salari, nella versione degli *efficiency wages* o nei modelli di contrattazione tra impresa e sindacato per la condivisione di possibili rendite, danno un valido supporto teorico a questa ipotesi. Discriminare tra queste alternative ha importanti implicazioni per il problema discusso in questo lavoro. Infatti l'adozione di una unica moneta attraverso l'aumento della competitività dei mercati dei prodotti, potrebbe ridurre sensibilmente quelle differenze tra i salari settoriali riconducibili in ultima istanza alle rendite di cui le imprese godono sul mercato del prodotto.

Al contrario i differenziali residui non dovrebbero risentire dell'unione monetaria se essi fossero ancora riconducibili a differenze non osservate tra i lavoratori.

#### **7. Le determinanti dei differenziali salariali al netto delle variabili di capitale umano: caratteristiche non osservate dei lavoratori o effetti d'impresa?**

Il persistere di significativi differenziali settoriali, anche dopo aver controllato per le caratteristiche osservabili dei lavoratori, ha dato vita negli ultimi quindici anni a un intenso dibattito sulle loro determinanti. Come accennato, la questione fondamentale è se, e in che misura, i salariali settoriali possano essere spiegati da una migliore definizione delle caratteristiche dei lavoratori o se invece essi stiano a indicare l'esistenza di genuine differenze nelle politiche retributive delle imprese appartenenti a settori diversi.

Per discriminare tra queste ipotesi si sono sviluppate due linee di ricerca. La prima cerca di valutare se i differenziali settoriali permangono anche dopo aver controllato per la produttività dei lavoratori. Secondo i risultati di Murphy e Topel (1990) essi dipendono prevalentemente da meccanismi di selezione che conducono i lavoratori migliori a raggrupparsi in alcune industrie. Il fatto che differenze permangano anche dopo il controllo per le variabili di capitale umano, si spiega con la circostanza che parte della produttività dei lavoratori è connessa con caratteristiche non osservabili. Ma se i controlli vengono estesi fino a includere anche queste abilità allora gli effetti di settore scompaiono, o quanto meno si attenuano considerevolmente. Altri negano questa conclusione (Leonard e Van Audernrode, 1996) sulla base della constatazione che i risultati di Murphy e Topel possono essere distorti

dalla possibile endogeneità delle variabili esplicative. Infatti gli effetti sui salari delle caratteristiche non osservabili vengono identificati grazie ai lavoratori che cambiano lavoro. Però i risultati dell'analisi sul gruppo degli individui che si spostano in un altro lavoro possono anch'essi essere distorti dal fatto che la scelta stessa di muoversi è endogena perché dipende dal differenziale salariale tra il vecchio e il nuovo lavoro. Per evitare questa difficoltà Gibbons e Katz (1992) usano un campione di lavoratori per i quali la scelta di muoversi è effettivamente esogena, perché, per esempio, sono stati licenziati da un'impresa che chiude. Su questo campione il controllo per le caratteristiche non osservate dei lavoratori non assorbe completamente i differenziali salariali tra settori. Comunque anche in questo caso è possibile che persistano problemi di endogeneità perché se l'uscita dall'impresa d'origine può essere considerato un evento esogeno, l'identità dell'impresa di arrivo è frutto della scelta del lavoratore anche in funzione del salario offertogli (Kim, 1998).

L'altra linea di ricerca, invece, mira a spiegare i differenziali settoriali con le caratteristiche di settori, osservabili e non (Summer e Kruger, 1987 e Dickens e Katz, 1987). Ulteriori sviluppi hanno guardato alle specifiche caratteristiche delle imprese come possibili determinanti di premi settoriali (Groschen, 1991).

Questa prima generazione di lavori soffre in generale del problema della mancanza di basi dati adeguate che permettano la specificazione e l'identificazione di tutti gli effetti che entrano nell'equazione del salario, sulla base della quale vengono stimati gli effetti settoriali. Alcuni lavori trascurano le variabili d'impresa osservate, altri quelle non osservabili dei lavoratori. In queste condizioni i differenziali settoriali stimati risultano sistematicamente distorti.

In anni più recenti queste difficoltà sono state progressivamente superate grazie all'utilizzo estensivo di basi dati che permettono di osservare simultaneamente, e su un arco temporale di più anni, le caratteristiche dei lavoratori e quelle dell'impresa dove essi lavorano. Questo tipo di dati permette, in linea di principio, di identificare tutte le componenti rilevanti nella determinazione dei salari, cioè gli effetti delle caratteristiche, osservabili e non, dei lavoratori e delle imprese. I risultati delle prime analisi condotte su questo tipo di dati segnalano che in diversi paesi europei i premi settoriali che residuano dopo aver controllato

per le caratteristiche osservabili dei lavoratori dipendono per oltre il 50 per cento dall'abilità non misurata dei lavoratori.

Il quadro statistico di riferimento alla base di queste analisi<sup>16</sup> prevede la specificazione di un'equazione in cui il salario del lavoratore  $i$ -esimo, che al tempo  $t$  lavora nell'impresa  $J(i,t)$ , del tipo

$$(2) \quad \ln W_{it} = x_{it}'\beta + \vartheta_i + \psi_{J(i,t)} + u_{it}$$

dove  $x_{it}$  sono le caratteristiche relative al lavoratore, osservabili e variabili nel tempo;  $\vartheta_i$  rappresenta l'effetto sul salario del lavoratore dell'insieme delle sue caratteristiche specifiche, fisse nel tempo e non osservabili;  $\psi_{J(i,t)}$  sintetizza l'effetto sul salario dalle caratteristiche dell'impresa, in cui il lavoratore è occupato al tempo  $t$ ; per semplificare l'analisi si assume che  $\psi_{J(i,t)}$  sia un puro effetto fisso, cioè si conosca solo l'identità dell'impresa in cui il lavoratore presta la propria opera. Infine il termine  $u_{it}$  è il residuo statistico con le proprietà di media zero, covarianze nulle se riferite a lavoratori e o tempi diversi, e pari a  $\sigma_\varepsilon^2$  per lo stesso lavoratore nello stesso periodo. Per identificare tutti gli effetti dell'equazione (2) si hanno in genere dati su  $N$  individui per  $T$  periodi<sup>17</sup>.

Questa schematizzazione statistica è molto generale e può essere intesa come la specificazione empirica di molti modelli teorici di determinazione dei salari, dai semplici modelli di puro capitale umano in cui il salario dipende solo dalle caratteristiche dei lavoratori, ai modelli che includono specifiche caratteristiche d'impresa come nel caso dei modelli di *efficiency wages* e di quelli di contrattazione bilaterale.

Nella tavola 5 sono riportati alcuni lavori che hanno utilizzato una schema statistico simile a quello appena illustrato per valutare l'importanza relativa degli effetti di impresa e di quelli individuali nella determinazione dei differenziali ottenuti controllando solo per le

---

<sup>16</sup> Nell'illustrare il quadro statistico di riferimento si segue la formulazione di Abowd, Kramarz e Margolis (1999).

<sup>17</sup> In genere, il numero di periodi per cui si hanno dati varia da individuo a individuo per cui la formulazione più generale sarebbe quella di indicare con  $T_i$  il numero di periodi a disposizione per l'individuo  $i$ -esimo. Nel testo si adotta la convenzione, solo per semplificare l'algebra e del tutto innocua ai fini dei risultati, di assumere un numero di periodi uguale per tutti i lavoratori

caratteristiche individuali osservate dei lavoratori. Abowd, Finer e Kramarz (1999) hanno utilizzato lo schema illustrato per confrontare dati francesi e dati statunitensi. Entrambi questi lavori avevano calcolato il contributo delle due componenti utilizzando stime di  $\psi$  e  $\vartheta$  ottenute con metodi condizionali, cioè procedure che stimano  $\psi$  dato  $\vartheta$  e viceversa (Abowd, Kramarz e Margolis, 1999). Abowd e Kramarz (1999), hanno ricalcolato il peso delle due componenti, per i dati francesi e americani, con le stime esatte  $\psi$  e  $\vartheta$ . I risultati sono piuttosto diversi. Pur con queste diversità il complesso di questo gruppo di lavori trova che per i dati francesi e americani non meno del 50 per cento degli effetti di settore dipende da  $\vartheta$  cioè dalle caratteristiche specifiche di ciascun individuo. Questo valore può essere assunto come limite inferiore del peso delle caratteristiche individuali non osservate.

Tav. 5

**SCOMPOSIZIONE DEI DIFFERENZIALI SALARIALI TRA EFFETTI FISSI DI INDIVIDUALI ED EFFETTI DI IMPRESA PER ALCUNI PAESI INDUSTRIALI (1)**

Autori	Paese	Peso degli effetti individuali nella determinazione dei differenziali settoriali (1)	Metodo
Abowd, Kramarz e Margolis (1999)	Francia	84 per cento	Stima equazione (2) con metodi condizionali per $\vartheta$ e $\psi$
Abowd e Kramarz (1999)	Francia Stati Uniti	55 per cento 50 per cento	Stima equazione (2) con esatta soluzione OLS per $\vartheta$ e $\psi$
Goux e Maurin	Francia	70-80 per cento	Stima equazione (2) con metodi condizionali per $\vartheta$ e $\psi$
Casavola, Cipollone e Sestito (1999)	Italia	61 per cento	Correlazione tra differenziali settoriali e medie di settore degli effetti fissi individuali
Leonard e Van Audenrode (1996)	Belgio	77 per cento	Grado di persistenza degli effetti fissi d'impresa

Nota: (1) Dopo il controllo per le caratteristiche osservate dei lavoratori.

I risultati per la Francia sono sostanzialmente confermati da Goux e Maurin (1999) che hanno usato dati derivati dalla rilevazione sulle forze di lavoro e accoppiati con informazioni sulle imprese per valutare, con un'equazione come la (2), l'importanza degli effetti d'impresa e quelli dei lavoratori sui differenziali settoriali. Solo una parte relativamente piccola di questi ultimi, tra il 20 e il 30 per cento, è spiegata da effetti d'impresa.

La valutazione del peso relativo delle due componenti è disponibile per altri paesi europei, anche se la metodologia adottata dai diversi studi differisce da quella qui presentata. Per l'Italia Casavola e altri (1999) trovano che gli effetti fissi dei lavoratori ( $\vartheta$ ) spiegano oltre il 60 per cento dei differenziali settoriali. Il metodo di stima di questo lavoro è diverso da quello qui illustrato perché gli effetti di impresa vengono modellati con variabili continue piuttosto che con *dummies*<sup>18</sup>.

Per il Belgio, Leonard e Van Audernrode (1996), con una metodologia incentrata sulla valutazione del grado di persistenza degli effetti d'impresa e di quelli individuali, stimano che questi ultimi spiegano fino al 77 per cento dei differenziali settoriali<sup>19</sup>. Questi effetti individuali sono da ricondurre interamente a componenti di capitale umano che sfuggono allo statistico ma sono osservabili dalle imprese.

In sintesi, l'indicazione che emerge dall'ultima generazione degli studi empirici sulla determinazione dei salari è che i differenziali settoriali sono una mistura di effetti di impresa e

---

<sup>18</sup> Casavola e altri (1999) modellano gli effetti d'impresa piuttosto che considerarli come effetti fissi per aggirare il limite dovuto al fatto che il loro campione è estratto sui lavoratori piuttosto che sulle imprese. Questa caratteristica del loro *dataset* e la bassa dimensione media delle imprese italiane rende piuttosto bassa, nel loro campione, la probabilità di osservare due lavoratori che operano nella stessa impresa. Questa condizione è invece necessaria per poter identificare un effetto d'impresa.

<sup>19</sup> Lo schema di base di questo lavoro è simile a quello dell'equazione (2). Tuttavia gli autori rinunciano a stimare gli effetti di impresa con lo stimatore *within*, cioè guardando alla variazione del salario dei lavoratori che cambiano lavoro perché, nel loro campione, anche l'impresa di arrivo del lavoratore non è frutto di una scelta casuale ma correlata alle caratteristiche individuali. Inoltre gli autori hanno come riferimento un modello di mercato del lavoro dove le imprese imparano a valutare i nuovi assunti sulla base dell'impresa da cui provengono. Questa intrinseca variabilità nel tempo delle valutazioni delle imprese porta a disconoscere la validità di uno schema ad effetti fissi. Per ovviare a queste difficoltà gli autori identificano il grado di persistenza degli effetti di impresa regredendo il salario corrente sull'effetto dell'impresa d'origine piuttosto che di quella d'arrivo e controllando per tutte le caratteristiche osservabili dei lavoratori. L'idea sottostante è quella che se il premio d'impresa (di settore) è legato all'impresa e non al capitale umano non misurabile del lavoratore, allora l'effetto della vecchia impresa sul nuovo salario, cioè il grado di persistenza, dovrebbe essere nullo. Nelle loro stime il 77 per cento del vecchio effetto d'impresa si trasmette al nuovo salario.

effetti di caratteristiche non osservate dei lavoratori. Queste ultime tendono a prevalere per importanza.

## 8. Conclusioni

I risultati del lavoro indicano che a partire dagli anni settanta è in corso tra i paesi europei un processo di convergenza dei salari del settore manifatturiero. All'inizio degli anni novanta la deviazione standard della distribuzione dei salari settoriali nei paesi europei era pari a circa il 15 per cento della media della distribuzione; venti anni prima essa era pari al 20 per cento. La scarsa riduzione della varianza dipende anche dal basso livello iniziale. Il processo non è stato monotono; ha subito alcune interruzioni e inversioni legate principalmente all'andamento dei cambi; al netto di questi effetti la riduzione della dispersione dei salari è stata molto più regolare e continua.

La convergenza è dovuta alle componenti che qui chiamiamo di paese perché comuni a tutti i settori di una data economia. Esse riflettono il più generale processo di avvicinamento della produttività tra paesi. Al contrario, la componente di dispersione dovuta ai differenziali salariali tra settori non è affatto diminuita. Le strutture dei salari per settore si presentano molto simili tra paesi e nel tempo; nel periodo 1970-93 esse sono rimaste sostanzialmente immutate. Perciò nel periodo qui esaminato il loro peso sulla varianza complessiva dei salari è fortemente aumentato. Per conseguenza al 1993, la dispersione salariale in Europa era essenzialmente dispersione tra settori piuttosto che tra paesi.

Il processo di avvicinamento dei salari ha coinvolto anche altri paesi industriali non europei. L'intensità della convergenza è stata sensibilmente più forte per questo secondo gruppo di paesi che partivano da un livello di difformità molto maggiore.

Ulteriori riduzioni della varianza dei salari europei potranno verificarsi solo grazie a una maggiore uniformità delle remunerazioni settoriali, essendosi quasi annullato lo spazio per una ulteriore convergenza di quelle medie. Tuttavia è piuttosto difficile predire la direzione di movimento dei differenziali salariali settoriali. E' molto probabile che essi non si annulleranno almeno in quella loro componente che riflette la differente dotazione di capitale umano degli



occupati nei diversi settori. Questa componente sembra essere quella quantitativamente più importante e spiega oltre il 50 per cento delle differenze settoriali.

Una convergenza potrebbe invece esserci per la componente legata agli aspetti non competitivi, vale a dire quella che non è spiegabile in base alla diversa dotazione di capitale umano degli occupati in ciascun settore, e più legata a fenomeni di appropriazione da parte dei lavoratori della rendita di cui le imprese godono sul mercato del prodotto. Una maggiore apertura dei mercati dei beni che, aumentando la concorrenza, riduca questa rendita può produrre anche una maggiore uniformità dei salari settoriali.

## Riferimenti bibliografici

- Abowd, J.M. e F. Kramarz (1999), *Inter-Industry and Firm-size Wage*, dattiloscritto.
- Margolis D. (1999), *High Wage Workers And High Wage Firms*, in "Econometrica", vol. 67, n. 2, pp. 251-333.
- Abowd J.M., H. Finer e F. Kramarz (1999), *Individual and Firm Heterogeneity in Compensation: An Analysis Of Matched Longitudinal Employer-Employee Data for the State of Washington*, in J.C. Haltiwanger, J.I. Lane, J.R. Spletzer, J.J.M. Theeuwes, K.R. Troske (a cura di), *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, Amsterdam, North-Holland, pp. 3-24.
- Brandolini, A. (2000), *Povert  e diseguaglianza*, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Casavola, P., P. Cipollone e P. Sestito (1999), *Determinants of Pay in the Italian Labour Market: Jobs and Workers*, in J.C. Haltiwanger, J.I. Lane, J.R. Spletzer, J.J.M. Theeuwes, K.R. Troske (a cura di), *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, Amsterdam, North-Holland, pp. 25-47.
- Cipollone, P. (2000), *Is the Italian Labour Market Segmented?*, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Dickens, W.T. e L.F. Katz (1987), *Inter-Industry Wage Differences*, in K. Lang e J. Leonard (a cura di), *Unemployment and the Structure of the Labor Market*, Oxford, Basil Blackwell, pp. 48-89.
- Edin, P. e J. Zetterberg (1989), *Inter-Industry Wage Differentials: Evidence From Sweden And Comparison With The United States*, Department of Economics, Uppsala University, Working Paper, n. 8.
- Edin, P. e J. Zetterberg (1992), *Inter-Industry Wage Differentials: Evidence From Sweden And Comparison With The United States*, in "American Economic Review", vol. 82, n. 5, pp. 1341-49.
- Flanagan, R.J. (1999), *Macroeconomic Performance and Collective Bargaining: An International Perspective*, in "Journal of Economic Literature", vol. 37, pp. 1150-75.
- Fondo Monetario Internazionale, International Financial Statistics, vari anni.
- Gibbons, R. e L.F. Katz (1992), *Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?*, in "Review of Economic Studies", vol. 59, n.200, pp. 513-35.
- Goux, D. e E. Maurin (1999), *Persistence of Inter-Industry Wage Differentials: A Reexamination on Matched Worker-Firm Panel Data*, in "Journal of Labor Economics", vol. 17, n. 3, pp. 492-533.
- Groshen, E. (1991) *Sources of Intra-Industry Wage Dispersion: How Much do Employers Matter?*, in "Quarterly Journal of Economics", vol.106, n.3, pp. 869-84.
- Holmlund, B. e J. Zetterberg (1991), *Insider Effects In Wage Determination: Evidence From Five Countries*, in "European Economic Review", vol. 35, n. 5, pp. 1009-34.

- Kim, D. (1998), *Reinterpreting Industry Premiums: Match-Specific Productivity*, in “Journal of Labor Economics”, vol. 16, n. 3, pp. 479-504.
- Krueger, A. e L. Summers (1987), *Reflections on the Inter-Industry Wage Structure*, in K. Lang e J. Leonard (a cura di) *Unemployment and the Structure of the Labor Market*, Oxford, Basil Blackwell.
- Krueger, A. e L. Summers (1988), *Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure*, in “Econometrica”, vol. 56, n. 2, pp. 259-93.
- Leonard, S.J. e M. Van Audenrode (1996), *Persistence of Firm and Individual Wage Components*, lavoro presentato alla conferenza dell’American Economic Association, San Francisco, gennaio 1996.
- Murphy, K.M. e R.H. Topel (1990), *Efficiency Wages Reconsidered: Theory and Evidence*, in Y. Weiss e G. Fishelson (a cura di), *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*, Londra, MacMillan.
- OECD (1997), ISDB 97, International Sectoral Data Base, Parigi, 1997.
- OECD (2000), “EMU One Year On”, Parigi, 2000.
- Rosen, S. (1986), *The Theory of Equalising Differences*, in O. Ashenfelter e R. Layard (a cura di), *Handbook of Labour Economics. vol. 1*, Amsterdam, Elsevier.
- Romer, D. (1996), *Advanced Macroeconomics*, New York, McGraw-Hill.
- Teulings, C. e J. Hartog (1998a), *Corporatism or Competition*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Teulings, C. e J. Hartog (1998b), *Wages and Labour Market Institutions in International Comparison*, in T. Tachibanaki e I. Ohashi (a cura di), *International labour Market, Incentives and Employment*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Zanchi, L. (1992), *The Inter-Industry Wage Structure: Empirical Evidence for Germany and a Comparison With the U.S. and Sweden*, European University Institute, Working Papers in Economics, n. 76.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (\*)

- n. 373 — *Tassazione e costo del lavoro nei paesi industriali*, di M. R. MARINO e R. RINALDI (giugno 2000).
- n. 374 — *Strategic Monetary Policy with Non-Atomistic Wage-Setters*, di F. LIPPI (giugno 2000).
- n. 375 — *Emu Fiscal Rules: is There a Gap?*, di F. BALASSONE e D. MONACELLI (giugno 2000).
- n. 376 — *Do Better Institutions Mitigate Agency Problems? Evidence from Corporate Finance Choices*, di M. GIANNETTI (giugno 2000).
- n. 377 — *The Italian Business Cycle: Coincident and Leading Indicators and Some Stylized Facts*, di F. ALTISSIMO, D. J. MARCHETTI e G. P. ONETO (ottobre 2000).
- n. 378 — *Stock Values and Fundamentals: Link or Irrationality?*, di F. FORNARI e M. PERICOLI (ottobre 2000).
- n. 379 — *Promise and Pitfalls in the Use of “Secondary” Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries*, di A. B. ATKINSON e A. BRANDOLINI (ottobre 2000).
- n. 380 — *Bank Competition and Regulatory Reform: The Case of the Italian Banking Industry*, di P. ANGELINI e N. CETORELLI (ottobre 2000).
- n. 381 — *The Determinants of Cross-Border Bank Shareholdings: an Analysis with Bank-Level Data from OECD Countries*, di D. FOCARELLI e A. F. POZZOLO (ottobre 2000).
- n. 382 — *Endogenous Growth with Intertemporally Dependent Preferences*, di G. FERRAGUTO e P. PAGANO (ottobre 2000).
- n. 383 — *(Fractional) Beta Convergence*, di C. MICHELACCI e P. ZAFFARONI (ottobre 2000).
- n. 384 — *Will a Common European Monetary Policy Have Asymmetric Effects?*, di L. GUISO, A. K. KASHYAP, F. PANETTA e D. TERLIZZESE (ottobre 2000).
- n. 385 — *Testing for Stochastic Trends in Series with Structural Breaks*, di F. Busetti (ottobre 2000).
- n. 386 — *Revisiting the Case for a Populist Central Banker*, di F. LIPPI (ottobre 2000).
- n. 387 — *The multimarket contacts theory: an application to Italian banks*, di R. DE BONIS e A. FERRANDO (dicembre 2000).
- n. 388 — *La “credit view” in economia aperta: un’applicazione al caso italiano*, di P. CHIADES e L. GAMBACORTA (dicembre 2000).
- n. 389 — *The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries*, di L. DEDOLA e F. LIPPI (dicembre 2000).
- n. 390 — *Disuguaglianza dei redditi individuali e ruolo della famiglia in Italia*, di G. D’ALESSIO e L. F. SIGNORINI (dicembre 2000).
- n. 391 — *Expectations and information in second generation currency crises models*, di M. SBRACIA e A. ZAGHINI (dicembre 2000).
- n. 392 — *Unobserved Factor Utilization, Technology Shocks and Business Cycles*, di D. J. MARCHETTI e F. NUCCI (febbraio 2001).
- n. 393 — *The Stability of the Relation between the Stock Market and Macroeconomic Forces*, di F. PANETTA (febbraio 2001).
- n. 394 — *Firm Size Distribution and Growth*, di P. PAGANO e F. SCHIVARDI (febbraio 2001).
- n. 395 — *Macroeconomic Forecasting: Debunking a Few Old Wives’ Tales*, di S. SIVIERO e D. TERLIZZESE (febbraio 2001).
- n. 396 — *Recovering the Probability Density Function of Asset Prices Using GARCH as Diffusion Approximations*, di F. FORNARI e A. MELE (febbraio 2001).
- n. 397 — *A Simple Approach to the Estimation of Continuous Time CEV Stochastic Volatility Models of the Short-Term Rate*, di F. FORNARI e A. MELE (febbraio 2001).

---

(\*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d’Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma (fax 0039 06 47922059). Essi sono disponibili sul sito Internet [www.bancaditalia.it](http://www.bancaditalia.it).