

Draft preparato per il XX Convegno Nazionale di Economia del Lavoro (AIEL)

Operai e impiegati: dinamica dei differenziali retributivi

Marco Lilla e Stefano Staffolani*

6 settembre 2005

1 Introduzione

La disuguaglianza salariale tra lavoratori skilled e unskilled è stata analizzata sia da un punto di vista teorico che empirico, soprattutto perchè negli Stati Uniti (Murphy e Welch, 1993 e Juhn et al., 1993) si è evidenziato un suo forte aumento. L'evidenza empirica statunitense mostra come la variazione della struttura salariale abbia riflesso un cambiamento dei prezzi di mercato per i differenti tipi di skills e sembra coerente con le spiegazioni teoriche presentate nei modelli Skill Biased Technical Change (Acemoglu, 2002), che riescono a dar conto in modo relativamente adeguato delle interazioni fra domanda ed offerta di lavoro. Altri autori hanno enfatizzato, piuttosto che i rendimenti del capitale umano, la disuguaglianza dei salari connessa a caratteristiche non osservabili degli individui (residual wage inequality), ma che comunque interagiscono con il cambiamento tecnologico e organizzativo e che determinano la crescita della disuguaglianza salariale tra lavoratori simili.

In generale si può ritenere che vari fattori abbiano contribuito all'influenzare la variabilità dei differenziali salariali: sicuramente il cambiamento tecnologico skill-biased e l'accelerazione dell'internazionalizzazione dei mercati dei beni, ma anche, specialmente per i paesi Europei, le riforme degli

*Università Politecnica, delle Marche, Ancona, Italy. E-mail lilla@dea.unian.it;
L'utilizzo della banca dati è reso possibile dalla partecipazione alla convenzione DSE-ISFOL.

istituti del mercato del lavoro volte a rendere più flessibile l'utilizzo del lavoro. Alcuni contributi empirici relativi all'Italia attestano un lieve e costante aumento delle disuguaglianze salariali, con un ritardo di circa due decenni sugli Stati Uniti ed altri ne analizzano i nessi con l'ipotesi di Skill-Biased Technological Change (Brandolini et al., 2001, Manacorda, 2002, Bratti e Matteucci, 2004, Casavola et al., 1996).

Inoltre molti autori hanno studiato quanta parte della disuguaglianza non spiegata dalle caratteristiche osservabili sia dovuta a shock transitori (Moffitt e Gottschalk, 2002). Questa scomposizione risulta di fondamentale importanza nella distinzione delle ipotesi di rendimenti crescenti per le capacità innate in rapporto al ruolo della fortuna nel match e per valutare gli effetti di welfare e i suggerimenti di politica economica. Se parte della crescita complessiva della disuguaglianza, between o within group, risultasse nella crescita della componente transitoria, tale evidenza potrebbe essere spiegata dal paradigma tecnologico, ad esempio per via di una maggiore generalità della tecnologia che ha caratterizzato il postfordismo (Aghion et al., 2002). Oltre che fornire misurazioni della variabilità negli indici di dispersione salariale e grazie alla disponibilità di dati longitudinali sui profili di salario nell'arco delle carriere individuali, altri studi analizzano la disuguaglianza salariale in chiave dinamica separando i differenziali dovuti a caratteristiche individuali persistenti, quali l'abilità o il capitale umano, da fluttuazioni transitorie intorno alle componenti di lungo termine (Cappellari, 2004).

Nel presente articolo si documenta la dinamica della disuguaglianza per operai e impiegati italiani nell'ultimo quindicennio del novecento. Dapprima si fornisce un quadro descrittivo di base dell'evoluzione della disuguaglianza salariale nel tempo e in rapporto alle qualifiche professionali, basando l'analisi della distribuzione delle retribuzioni sui rapporti tra percentili ed evidenziando in particolare la situazione dei lavoratori a basso reddito e poco qualificati. Di seguito si forniscono misure della mobilità retributiva dei redditi da lavoro per coorti di individui nati nel periodo 1939 – 1968.

Nella seconda parte la variabilità delle retribuzioni è scomposta nelle dimensioni permanenti e transitorie e l'esercizio è applicato distintamente a due gruppi di lavoratori individuati in base alla qualifica professionale, cioè la distinzione white/blue collars. In particolare, si parametrizza il reddito dei lavoratori in una componente dovuta alle capacità individuali, modellate secondo un processo random growth, e in un'altra imputata a shock individuali associabili alla casualità del matching process e caratterizzati da un basso grado di permanenza.

La stima del modello, che tiene conto sia della crescita di lungo periodo per mezzo delle coorti sia delle fluttuazioni di breve periodo del ciclo economico, permette di costruire misure delle componenti permanenti e transitorie della disuguaglianza delle retribuzioni. L'analisi quindi mette in luce le differenze fra i due gruppi di operai e di impiegati nella variabilità dei redditi in rapporto alla produttività dei lavoratori (la variabilità permanente) e alla

fortuna nel processo di matching (la variabilità transitoria).

2 La banca dati INPS

Le analisi utilizzano dati estratti dal panel ISFOL derivato dall'archivio INPS sui lavoratori dipendenti italiani. Il dataset è caratterizzato dall'ampiezza del periodo di osservazione dal 1985 al 1999 come della struttura cross-section, dovuta all'estrazione dall'universo dei lavoratori dipendenti dei nati il 10 marzo, giugno, settembre e dicembre, con un rapporto di circa 1:90 fra campione e universo. Pertanto il panel si caratterizza anche per l'elevata rappresentatività dell'universo dei lavoratori dipendenti in Italia.

I rapporti di lavoro osservati si riferiscono a rapporti alle dipendenze la cui gestione previdenziale sia affidata all'INPS. A causa della natura amministrativa dei dati, le informazioni collezionate sulle caratteristiche individuali si limitano ad alcune variabili anagrafiche (sesso, età, provincia e data di nascita) mentre non sono collezionate informazioni relative alla composizione familiare e al livello di istruzione dei lavoratori. Con riferimento ai redditi, il dataset colleziona informazioni circa le retribuzioni annue e, a partire dalle giornate lavorate, sulle retribuzioni giornaliere, al lordo della tassazione e della contribuzione sociale a carico del lavoratore e al netto della contribuzione sociale a carico dell'impresa¹.

Per quanto riguarda le informazioni circa la qualifica professionale, il panel ISFOL permette di distinguere con sufficiente dettaglio i vari livelli professionali che qui sono stati riclassificati per ottenere la ripartizione dicotomica operai-impiegati.

La struttura longitudinale dei dati del panel INPS permette l'analisi delle componenti permanenti e transitorie della variabilità totale dei redditi da lavoro. Tali analisi sono state condotte su un sottocampione del panel ISFOL. In particolare, si è proceduto dapprima con l'esclusione dei rapporti di lavoro delle donne, poichè la loro inclusione porrebbe problemi per l'analisi della variabilità delle retribuzioni in ordine alle specificità dei flussi in entrata e uscita dal mercato del lavoro. In un secondo momento si è ristretta l'attenzione ai lavoratori nati tra il 1939 e il 1968. Così sono stati esclusi gli individui per i quali le osservazioni disponibili nel dataset originario coprivano solo gli estremi iniziale o finale della loro carriera, permettendo una migliore comparabilità dei profili di reddito.

Al fine di eliminare le osservazioni particolarmente anomale (gli outliers nella distribuzione), abbiamo proceduto alla esclusione delle osservazioni con salari annui oppure con salari giornalieri il cui valore risultasse inferiore al percentile 0.1 oppure superiore al percentile 99.9. In questo modo abbiamo perso 7657 osservazioni, pari allo 0.88% dell'intero campione² e abbiamo di

¹Per una descrizione dettagliata del dataset si veda Centra e Rustichelli (2005)

²Il numero di osservazioni eliminate che otteniamo è maggiore di quello atteso (0.2%)

Tabella 1: Descrizione del dataset: numero di presenze degli individui nel panel

numero di presenze	Freq.	Percent	Cum.
1	21,631	18.6	18.6
2	10,063	8.65	27.25
3	6,884	5.92	33.17
4	5,906	5.08	38.25
5	5,644	4.85	43.1
6	5,090	4.38	47.48
7	6,452	5.55	53.03
8	4,690	4.03	57.06
9	5,027	4.32	61.38
10	4,757	4.09	65.47
11	4,641	3.99	69.46
12	5,502	4.73	74.19
13	6,394	5.5	79.69
14	10,240	8.8	88.49
15	13,382	11.51	100
Total	116,303	100	

Fonte: panel ISFOL su dati INPS

fatto eliminato 441 individuo il cui reddito ricadeva nei percentili estremi in tutto il periodo.

Il campione così ottenuto è costituito da 116303 individui per un totale di 864567 osservazioni; di queste 569710 sono relative ad individui nella posizione “operaio” e 294867 ad individui nella posizione “impiegato”.

Per quanto riguarda la presenza di lavoratori che nell’arco della carriera osservata siano passati dal lavoro operaio a quello impiegatizio o viceversa, nel nostro campione osserviamo 12898 transizioni tra le due categorie in tutto il periodo, che interessano una quota pari all’11.1% dei lavoratori del campione; le osservazioni relative a questi individui sono state comunque inclusi nei due raggruppamenti professionali per i relativi periodi della carriera lavorativa da operaio e da impiegato³.

La tabella 1 riepiloga la frequenza con cui gli individui considerati sono presenti nel panel. Gli individui presenti una sola volta sono 21631 e contribuiscono quindi solo all’analisi della variabilità cross-section.

L’analisi sarà incentrata sui redditi giornalieri e annuali come dichiarati dalle imprese all’INPS. I redditi nominali sono stati trasformati in termi-

sia perchè eliminano anche le osservazioni nelle quali anche uno solo dei due redditi (giornaliero e annuo) cade all’estremo delle code della distribuzione, sia perchè nel percentile 0.1 confluiscono tutti gli individui che hanno un reddito annuo o giornaliero pari a zero.

³Dati gli scopi della nostra analisi, l’alternativa sarebbe stata quella di eliminare questi individui dal campione. Così avremmo però perso in numerosità campionaria; pertanto abbiamo preferito mantenere questi individui e, di fatto, considerarli come se rappresentassero due individui differenti.

Tabella 2: Statistiche descrittive dei redditi annuali e giornalieri per operai e impiegati; componenti *between* e *within*; migliaia di lire base 1999

constant wages-base 1999		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
blue collars	overall	28152	15162	1	3362295	N = 569710
yearly wages	between		14135	35	564056	n = 86759
	within		8752	-535634	2826391	T-bar = 6.56658
white collars	overall	52899	35289	1	1131491	N = 294867
yearly wages	between		31525	40	684533	n = 42442
	within		16252	-386316	963147	T-bar = 6.94753
blue collars	overall	128	177	1	74631	N = 569710
daily wages	between		90	2	10831	n = 86759
	within		161	-9634	66317	T-bar = 6.56658
white collars	overall	203	255	1	80232	N = 294867
daily wages	between		200	1	21760	n = 42442
	within		203	-21403	60320	T-bar = 6.94753

Fonte: panel ISFOL su dati INPS

ni reali utilizzando l'indice dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati. La tabella 2 presenta alcune statistiche descrittive di queste variabili, sia per il totale delle osservazione sia distinguendo la componente *between*, cioè quella relativa alle comparazioni tra individui, che la componente *within*, ottenuta analizzando la variabilità dei redditi dell'individuo nel tempo. Quest'ultima componente è calcolata: reddito dell'individuo - reddito medio dell'individuo + reddito medio globale. Pertanto può assumere valori negativi. Si noti che la deviazione standard *within* individui è minore della deviazione standard *between* individui per il reddito annuo, ma non per quello orario.

Successivamente i lavoratori divisi per white/blue collar sono stati raggruppati in base all'anno di nascita in dieci coorti di tre anni ciascuna, che sono il riferimento delle statistiche descrittive e dell'analisi della permanenza-transitorietà della variabilità dei paragrafi seguenti. Le tabelle 3 e 4 riassumono la composizione del campione in base alle coorti di appartenenza, distinguendo le due categorie di operai e impiegati.

Infine ci si è posto il problema della presenza di individui con più posizioni lavorative in essere in un determinato anno. In questi casi residuali, il reddito assegnato al lavoratore è la somma dei due o più redditi percepiti dal lavoratore nel corso dell'anno, poichè le analisi prescindono dalle caratteristiche dei singoli rapporti di lavoro e hanno come oggetto il reddito complessivo.

Tabella 3: Descrizione del dataset: operai per coorti

OPERAI	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1939-1941	3045	3612	3543	3505	3398	3031	3021	2780
1942-1944	2712	3233	3206	3148	3040	2818	2859	2805
1945-1947	3090	3770	3669	3647	3607	3310	3400	3325
1948-1950	3259	3912	3825	3735	3690	3336	3467	3427
1951-1953	3132	3557	3453	3497	3406	3089	3213	3214
1954-1956	3435	3799	3770	3711	3614	3364	3495	3368
1957-1959	3923	4227	4249	4151	4065	3807	3974	3864
1960-1962	4386	4704	4759	4812	4700	4522	4789	4647
1963-1965	4447	5120	5502	5636	5540	5449	5706	5557
1966-1968	3725	3957	4415	4957	5553	5577	5915	5842
totale	35154	39891	40391	40799	40613	38303	39839	38829

OPERAI	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	Total
1939-1941	2760	2437	1975	1744	1400	1061	959	38271
1942-1944	2931	2723	2307	2149	1644	1354	1257	38186
1945-1947	3590	3472	3429	3274	3014	2608	2390	49595
1948-1950	3777	3681	3618	3606	3442	3118	3285	53178
1951-1953	3467	3373	3377	3336	3251	2902	3083	49350
1954-1956	3743	3676	3676	3609	3548	3149	3412	53369
1957-1959	4150	4062	4056	4011	3960	3473	3804	59776
1960-1962	4762	4636	4646	4622	4546	4151	4512	69194
1963-1965	5555	5407	5388	5405	5252	4823	5281	80068
1966-1968	5669	5566	5589	5674	5609	5087	5588	78723
totale	40404	39033	38061	37430	35666	31726	33571	569710

Fonte: panel ISFOL su dati INPS

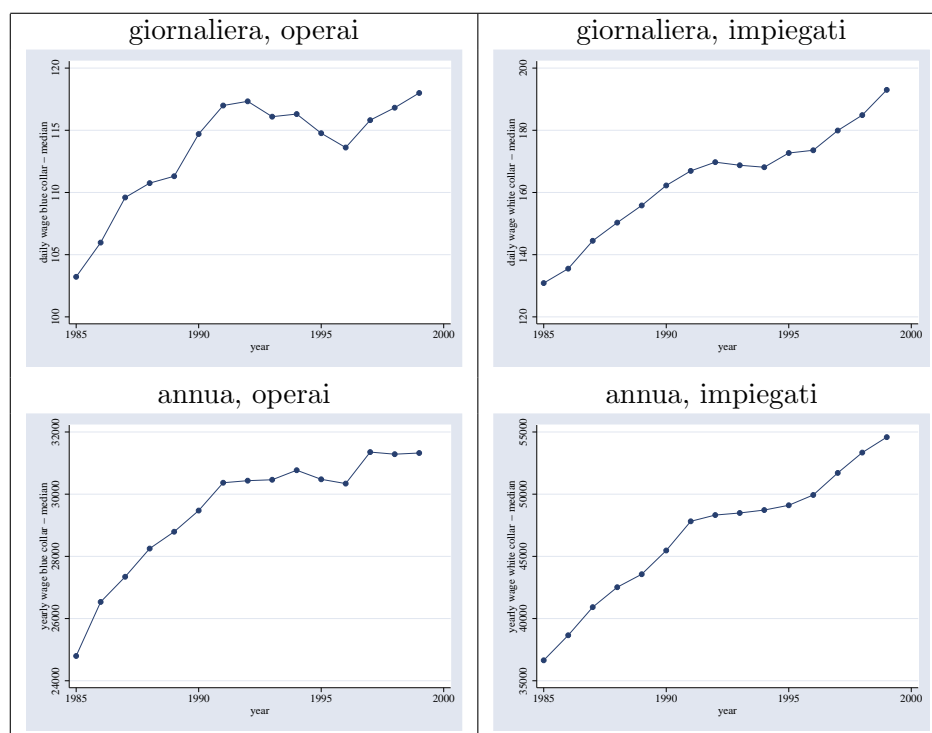
Tabella 4: Descrizione del dataset: impiegati per coorti

IMPIEGATI	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1939-1941	1369	1907	1820	1791	1710	1619	1664	1577
1942-1944	1391	1902	1791	1755	1744	1663	1716	1686
1945-1947	1757	2361	2247	2215	2149	2073	2173	2148
1948-1950	1867	2424	2313	2283	2273	2119	2245	2207
1951-1953	1814	2290	2169	2159	2137	1992	2081	2079
1954-1956	1802	2228	2123	2116	2152	2018	2133	2101
1957-1959	1701	2178	2213	2273	2308	2224	2328	2282
1960-1962	1168	1587	1776	1980	2086	2096	2276	2277
1963-1965	610	1077	1383	1798	2002	2145	2427	2588
1966-1968	108	254	502	826	1199	1482	1836	1975
totale	13587	18208	18337	19196	19760	19431	20879	20920

IMPIEGATI	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	Total
1939-1941	1555	1433	1202	1122	908	614	475	20766
1942-1944	1769	1689	1544	1463	1339	1045	892	23389
1945-1947	2308	2268	2210	2164	2073	1678	1547	31371
1948-1950	2410	2396	2357	2331	2315	1978	1907	33425
1951-1953	2306	2290	2271	2259	2217	1882	1847	31793
1954-1956	2298	2269	2198	2205	2216	1871	1811	31541
1957-1959	2500	2441	2414	2414	2377	2046	2013	33712
1960-1962	2410	2397	2403	2378	2343	1985	2075	31237
1963-1965	2745	2745	2767	2750	2760	2392	2568	32757
1966-1968	2153	2204	2376	2441	2589	2368	2563	24876
totale	22454	22132	21742	21527	21137	17859	17698	294867

Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 1: Retribuzione lorda giornaliera e annua, valore mediano per operai e impiegati



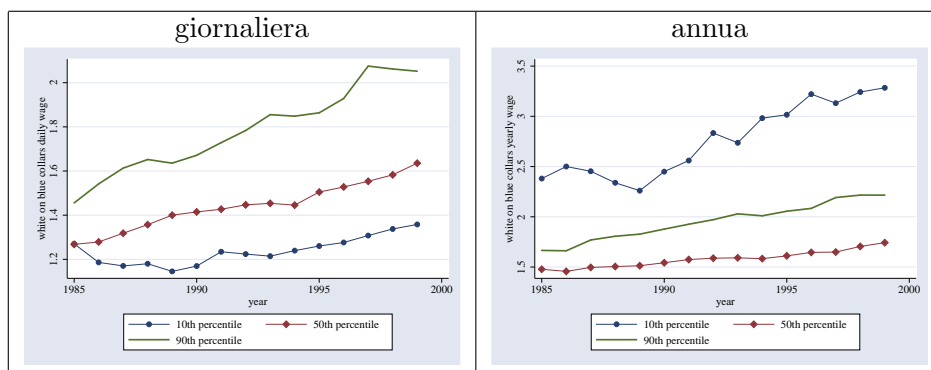
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

3 L'evoluzione delle disparità salariali

L'andamento della retribuzioni reali lorde dei lavoratori dipendenti nel periodo 1985- 1999 ha conosciuto delle fasi cicliche intorno ad un trend mediamente crescente ma, specialmente per la categoria degli operai, non sono mancati dei periodi di riduzione dei salari reali (in particolare per quello che concerne la retribuzione giornaliera). Il potere di acquisto degli operai, cresciuto fino al 1991, a partire dall'inizio degli anni '90 è rimasto pressochè costante, mentre quello degli impiegati è continuato a crescere, anche se a tassi minori che non nel decennio precedente (vedi la figura 1, che riporta la retribuzione mediana delle due categorie di lavoratori; figure non presentate nel testo mostrano che la retribuzione media evolve nel tempo in modo molto simile alla retribuzione mediana.).

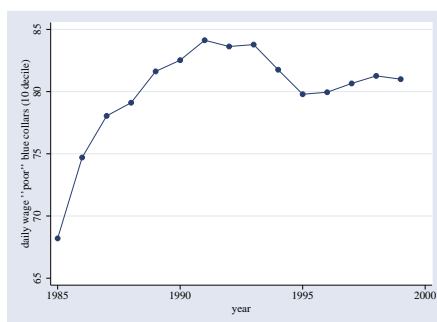
Evidentemente, questo andamento delle retribuzioni ha causato un incremento nella disparità tra il reddito degli impiegati e quello degli operai, ben visibile nelle figura 2, che riporta i rapporti intercentili. Il divario nei redditi lordi tra le due categorie risulta crescente in tutto il periodo di ana-

Figura 2: Retribuzione lorda giornaliera e annua, rapporto tra impiegati e operai per 10, 50 e 90 centile



Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 3: Retribuzione lorda giornaliera, operai, 10 centile



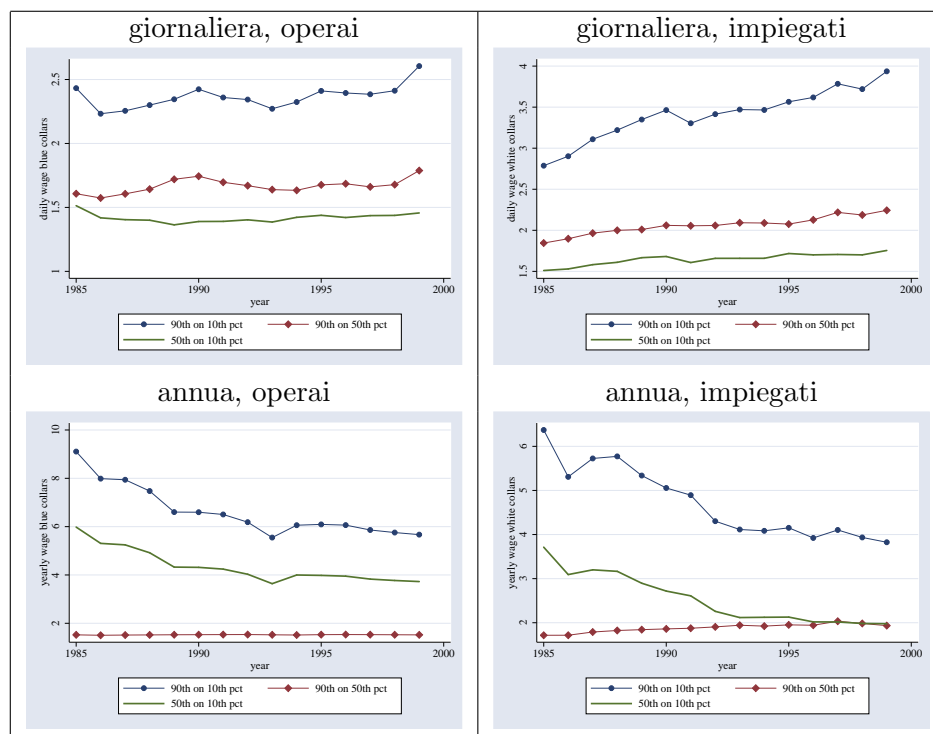
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

lisi, sia se misurato su base giornaliera che su base annua; dall'inizio degli anni '90, però, l'incremento maggiore delle disparità, misurata su base annua, si è verificato tra i più "poveri" degli impiegati e i più "poveri" degli operai. Per questi ultimi, la retribuzione lorda è decresciuta fortemente nei primi anni '90 (nel 1999 era pari a quella del 1986, vedi figura 3)⁴. Pertanto, la disparità dei redditi tra impiegati e operai è fortemente cresciuta negli anni '90.

All'interno delle due categorie, si è verificato un incremento delle disparità nella retribuzione lorda giornaliera (in particolare per la categoria degli impiegati, soprattutto se misurata come rapporto tra novantesimo e decimo

⁴DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) hanno analizzato per gli Stati Uniti gli effetti della caduta dei salari minimi quale determinante dell'aumento delle disuguaglianze.

Figura 4: Retribuzione lorda giornaliera e annua, rapporti tra centili, operai e impiegati



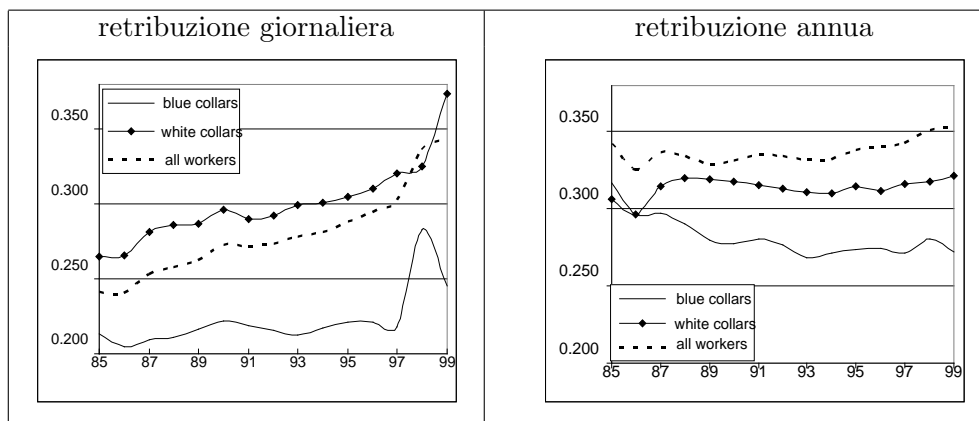
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

centile) che però non ha portato ad un corrispondente incremento della disparità retributiva misurata su base annua, probabilmente a causa di un incremento nella quantità di giornate lavorate più marcato per i lavoratori a livello di reddito più basso, che hanno cercato di compensare la riduzione del reddito per unità di tempo con un maggiore “attaccamento” al lavoro (vedi figura 4).

La figura 5 presenta l'indice di Gini calcolato rispetto la categoria degli operai, quella degli impiegati e l'intera popolazione, sia con riferimento al reddito giornaliero (figura di sinistra) che a quello annuo (figura di destra). Si conferma che la disparità è cresciuta per ciò che concerne la retribuzione lorda giornaliera sia *within* le categorie professionali che nella media complessiva. La disparità misurata sul reddito annuo è sostanzialmente stabile tra gli impiegati e si è ridotta tra gli operai, mentre la variabilità complessiva del sistema è cresciuta, a conferma che la disparità nelle retribuzioni tra impiegati e operai è cresciuta nel tempo.

Come detto, l'analisi verte sulle coorti di individui (uomini) nati tra il 1939 e il 1968. La figure 7 6 presentano i profili salariali, misurati dalle

Figura 5: Retribuzione lorda giornaliera e annua, indice di Gini



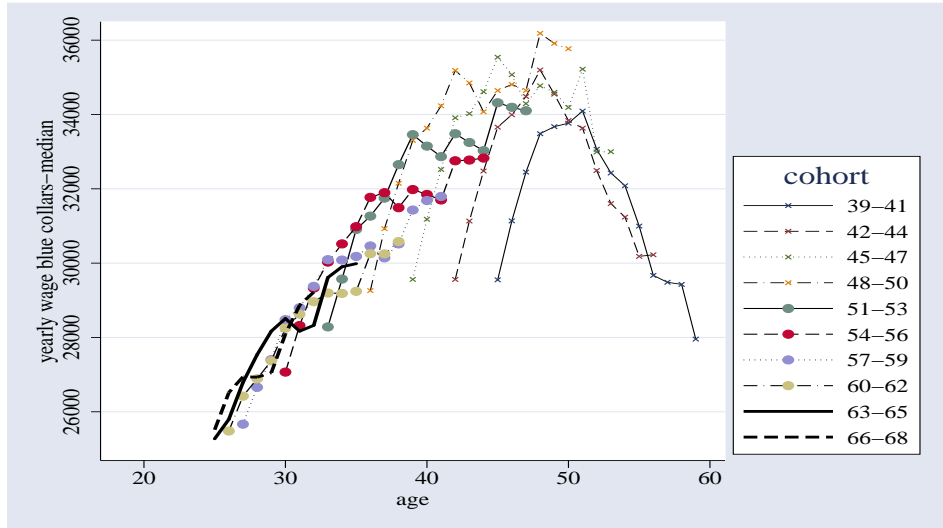
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

retribuzioni lorde annue, per coorti di individui e per età (per migliorare la leggibilità dei dati, abbiamo eliminato le osservazioni con redditi annui inferiori a 25000, non mostrando di fatto i redditi delle coorti nate negli anni '60 nei primi anni lavorativi; ogni coorte è composta dagli individui nati in un periodo di tre anni consecutivi.). I profili salariali risultano sempre crescenti nell'arco della vita lavorativa per gli impiegati (con l'eccezione della coorte più anziana -i nati dal 1939 al 1941- che vedono una sostanziale stabilità nelle retribuzioni lorde a partire dai 50 anni) mentre per gli operai risultano dapprima crescenti e poi decrescenti nelle fasce di età più elevata, probabilmente in relazione alla precoce entrata nel percorso lavorativo delle coorti più anziane.

Le figure 8 e 9 confrontano l'evoluzione del rapporto tra reddito mediano degli impiegati e reddito mediano degli operai, distinguendo per coorti e per età, rispettivamente per il reddito giornaliero e per il reddito annuale. Si nota immediatamente che tanto più gli individui sono avanti negli anni, tanto più la disparità tra impiegati e operai è elevata, sia se misurata su base giornaliera che su base annua.

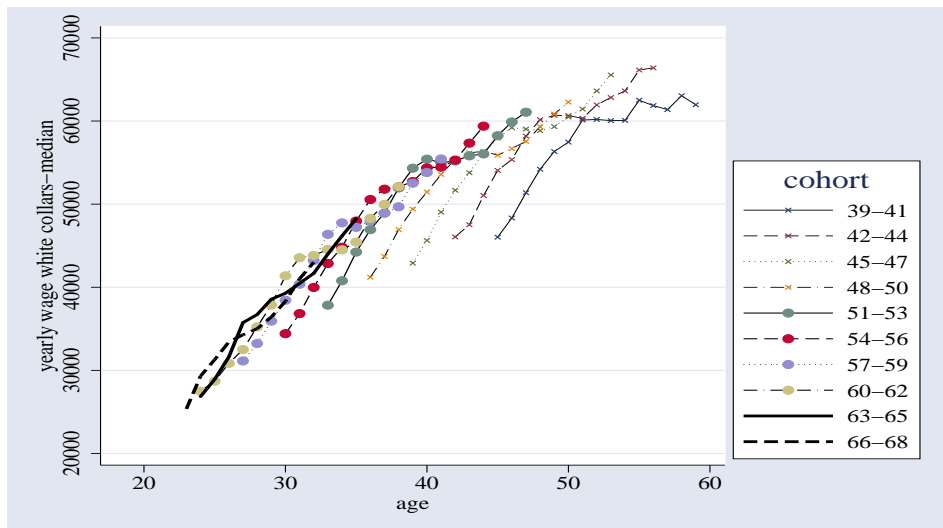
Tra le coorti nate fino al 1953, a parità di età sembra che la disparità tra impiegati ed operai sia più elevata per le coorti più giovani. Cioè, la disparità nei redditi tra impiegati e operai sembra essere più forte tra quarantenni nati negli anni '50 che non per quarantenni nati negli anni '40, a testimonianza del fatto che la disparità sembra essere cresciuta di più tra le coorti più giovani.

Figura 6: Profili di retribuzione lorda annuale per coorti, operai(mediana)



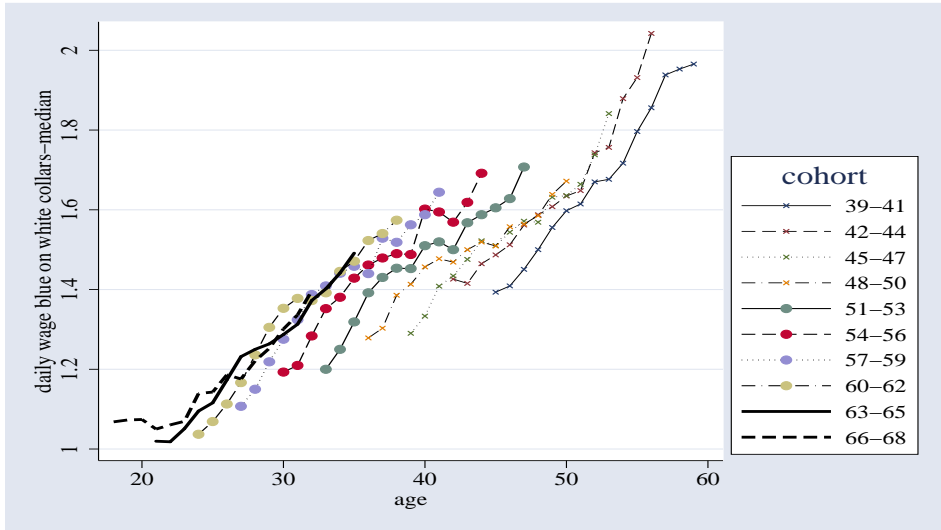
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 7: Profili di retribuzione lorda annuale per coorti, impiegati (mediana)



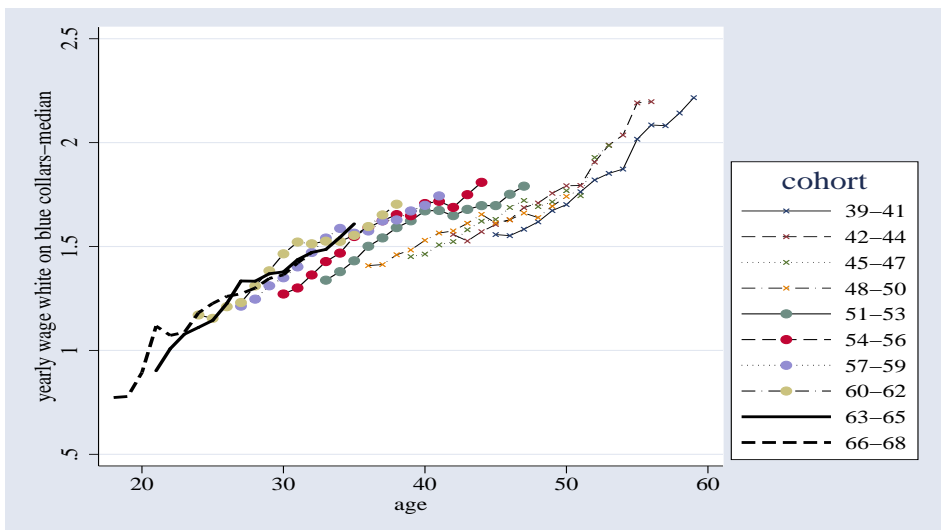
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 8: Profili di retribuzione lorda giornaliera per coorti, reddito medioano impiegati su reddito medioano operai



Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 9: Profili di retribuzione lorda annua per coorti, reddito medioano impiegati su reddito medioano operai



Fonte: panel ISFOL su dati INPS

4 Permanenza e transitorietà della variabilità dei redditi di operai e impiegati

La dimensione longitudinale del dataset permette di indagare la struttura della covarianza dei redditi individuali. In questo paragrafo ci si propone pertanto di analizzare le caratteristiche di permanenza e transitorietà dei redditi dei lavoratori distintamente per i due sottocampioni di operai e impiegati.

Questo tipo di analisi richiede dapprima la depurazione dei redditi da lavoro: pertanto i log-redditi da lavoro in termini reali si stimano su polinomi di quarto grado nell'età per ogni coorte e su un insieme di dummies per l'anno di riferimento, separatamente per i due gruppi di operai e impiegati. I residui di tale regressione OLS sono la base per i passaggi successivi.

Di seguito si è proceduto a calcolare le matrici di varianza-covarianza di tali residui per ogni coorte, distintamente per i due gruppi⁵. Il passo successivo consiste nel modellare il reddito da lavoro, inteso da qui in seguito come residuo della prima regressione, nelle due componenti permanente e transitoria. A partire dalla modellizzazione più semplice possibile, cioè ipotizzando che il reddito dipenda da una componente individuale fissa (μ_i) e da un termine di errore white-noise ($\nu_{i,t}$):

$$\omega_{i,t} = \mu_i + \nu_{i,t} \quad \mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2) \quad \nu_i \sim (0, \sigma_\nu^2) \quad E(\mu_i, \nu_i) = 0 \quad (1)$$

è allora possibile scrivere la semplice struttura delle covarianze (σ) come:

$$E(\omega_{i,t}\omega_{i,k}) = \begin{cases} \sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2 & \text{if } t = k \\ \sigma_\mu^2 & \text{otherwise} \end{cases}$$

La stima di questa semplice struttura, sebbene l'esercizio abbia poca validità data l'inadeguatezza del modello a rappresentare il reddito, evidenzia il ruolo maggiore della componente transitoria nello spiegare la variabilità totale: il 60% per gli operai e il 64% nel caso degli impiegati.

La componente permanente dovrebbe riflettere l'abilità individuale e nella formulazione precedente essa è supposta costante nel tempo. Questa ipotesi si rilascia modificando la formulazione vista più in alto (equazione 1) e supponendo che la componente permanente sia data da un coefficiente individuale sommato ad una componente variabile con l'esperienza (random-growth model), cioè:

$$\omega_{i,t}^P = \mu_i + \gamma_i a_{i,t}$$

e il processo generatore del reddito complessivo diventa:

$$\omega_{i,t} = \mu_i + \gamma_i a_{i,t} + \nu_{i,t}$$

⁵Pertanto, poichè gli elementi distinti di ogni matrice varianza covarianza sono pari a 120 e le coorti sono 10, per ogni gruppo si dispone di 1200 covarianze empiriche

$$\begin{pmatrix} \mu_i \\ \gamma_i \end{pmatrix} = \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_\mu^2 & \sigma_{\mu\gamma} \\ \sigma_\mu^2 & \sigma_\gamma^2 \end{pmatrix} \right]$$

Nelle formulazioni finora esposte la componente transitoria è stata ipotizzata serialmente incorrelata, quindi lo shock che perturba il reddito dal percorso di lungo periodo (la componente permanente) scompare immediatamente nel periodo successivo. Per dar conto della probabile persistenza degli shock temporanei sul salario, la parte transitoria del reddito può essere modellata con un processo autoregressivo, in questo caso AR(1):

$$\nu_{i,t} = \rho\nu_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad \epsilon_i \sim (0, \sigma_\epsilon^2) \quad \nu_{i,0} \sim (0, \sigma_0^2)$$

e il modello diviene:

$$\omega_{i,t} = (\mu_i + \gamma_i a_{i,t}) + (\rho\nu_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}) \quad (2)$$

Così si permette la persistenza dello shock temporaneo, dove valori grandi di ρ implicano un alto grado di incertezza e di persistenza delle deviazioni dalla componente permanente del reddito. Nella formulazione in 2 non si considerano shock ambientali all'intera distribuzione, nè sono considerati esplicitamente le coorti nel peso delle due componenti permanente e transitoria. Shifters temporali e per coorti si possono introdurre con la seguente formulazione⁶:

$$\omega_{i,c,t} = \kappa_c \pi_t (\mu_i + \gamma_i a_{i,t}) + \lambda_c \tau_t (\rho\nu_{i,t-1} + \epsilon_{i,t})$$

pertanto, la struttura teorica della covarianza in questo caso risulta:

$$E(\omega_{i,t}^P \omega_{i,k}^P) = \sigma_\mu^2 + \bar{a}_t \bar{a}_k \sigma_\gamma^2 + (\bar{a}_t + \bar{a}_k) \sigma_{\gamma\mu}$$

$$E(\nu_{i,t} \nu_{i,k}) = \begin{cases} \sigma_0^2 & \text{if } t = k = 0 \\ \sigma_\epsilon^2 + \rho^2 E(\nu_{i,t-1} \nu_{i,t-1}) & \text{if } t = k > 0 \\ \rho^2 E(\nu_{i,t-1} \nu_{i,k}) & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$f(\psi) = \sum_{c=1}^{10} c_c \kappa_c^2 \left\{ \sum_{t=1}^{15} \sum_{k=t}^{15} p_t \pi_t p_k \pi_k (\sigma_\mu^2 \bar{a}_t \bar{a}_k \sigma_\gamma^2 + (\bar{a}_t + \bar{a}_k) \sigma_{\gamma\mu}) \right\} +$$

$$+ \sum_{c=1}^{10} c_c \lambda_c^2 \left\{ \sum_{t=1}^{15} \sum_{k=t}^{15} p_t \tau_t p_k \tau_k E(\nu_{i,t} \nu_{i,k}) \right\}$$

dove c_c rappresenta una dummy per le coorti di individui, p_t rappresenta una dummy temporale⁷.

⁶Cappellari, 2002, utilizza questa formulazione per uno studio della covarianza dei redditi di impiegati pubblici e privati.

⁷MaCurdy, 1982, analizza per gli USA diversi processi stocastici per la generazione della serie storica dei redditi per caratterizzare la struttura della covarianza. Per l'Italia, su dati SHIW, vedi Borella, 2001.

Questa equazione può essere stimata utilizzando nell'ambito degli stimatori GMM la tecnica del minimum distance estimator proposta da Chamberlain (1984).

In particolare, la stima ottenuta con la minimizzazione della somma dei quadrati degli scarti dei momenti secondi ($E(\omega_{ict}\omega_{ick})$) dai momenti teorici ($f(\psi)$) pesati per l'inversa della matrice dei momenti quarti risulta essere asintoticamente efficiente (Chamberlain (1984)) e lo stimatore così calcolato è optimal minimum distance (OMD); ma, sulla scorta delle osservazioni in Altonji e Segal (1996) sull'utilizzo dell'inversa della matrice dei momenti quarti, allo stimatore OMD è preferibile l'equally weighted minimum distance (EWMD) che impiega la matrice identica per pesare gli scarti. Le tabelle 5 e 6 riportano i risultati della stima EWMD per i redditi annui e i redditi giornalieri per i due gruppi di operai e impiegati.

Per quanto riguarda i parametri stimati della struttura teorica dei momenti secondi dei redditi da lavoro, la permanenza della disuguaglianza nei redditi annui dipende, in maggior misura per gli operai rispetto agli impiegati, dalla dispersione delle abilità individuali iniziali. Per le retribuzioni giornaliere le capacità iniziali mostrano un effetto simile. La possibilità che tali divari crescano con la carriera lavorativa è smentita dalla covarianza negativa tra le due componenti della parte permanente del reddito: i lavoratori con minori capacità iniziali acquisiscono più velocemente le abilità necessarie per accrescere il proprio reddito. La persistenza degli shock transitori è molto bassa, soprattutto per gli operai, sia con riferimento ai redditi annui che giornalieri: in media bastano fra i 3 e i 4 anni perchè uno shock venga riassorbito.

Nelle figure 10, 11, 12 e 13 sono rappresentati distintamente per coorti l'evoluzione della variabilità totale, della componente permanente e della componente transitoria ottenute dalla stima EWMD. Per quanto riguarda gli operai, la disuguaglianza dei redditi annui si mostra stabile nel tempo; questa tendenza si scompone nella diminuzione alla fine degli anni '80 e in un successivo recupero fra il 1997 e il 1999; la disuguaglianza inoltre aumenta fra i più anziani e diminuisce all'interno delle coorti più giovani. La variabilità di lungo periodo - quella dovuta alla persistenza di differenziali retributivi per capacità individuali del lavoratore - acquista peso sulla variabilità totale dei redditi annui, soprattutto per le coorti più anziane e il processo va avanti fino alla metà degli anni '90. Per i più giovani, il ruolo degli shock transitori determina in maniera crescente il livello di disparità. Anche per gli impiegati la disuguaglianza dei redditi annui ha una tendenza alla costanza nel periodo considerato, mentre diminuisce per i più giovani; il peso della permanenza nella variabilità totale risulta essere anch'esso in crescita tanto più importante quanto più ci si riferisce alle coorti anziane; nelle coorti più giovani invece la variabilità con basso grado di persistenza determina la maggior parte della variabilità totale. Per quanto riguarda i redditi giornalieri la crescita nelle misure within di disuguaglianza, che avviene con

più forza negli anni '90, riguarda entrambe le categorie di operai e di impiegati, in misura più marcata per gli operai anziani (in rapporto alla stessa tendenza emersa sui redditi annui) e per i giovani impiegati. La componente permanente cresce di peso e spiega gran parte della disuguaglianza per le coorti più anziane, mentre per i più giovani la disuguaglianza è in maggior parte dovuta a shock con basso grado di persistenza. Tale grado di persistenza degli shock transitori stimato risulta in effetti basso per gli operai e in minor misura per gli impiegati. Le disparità all'interno dei due gruppi sembrano pertanto determinate da una parte dalla persistenza dei divari fra lavoratori più anziani e dall'altra dall'elevata volatilità con basso grado di persistenza per i più giovani con riferimento ai redditi annui. La dinamica delle giornate lavorate e quindi delle retribuzioni giornaliere mostra tendenze differenti con la crescita marcata nella disuguaglianza particolarmente per le coorti meno anziane e nella componente dovuta alle caratteristiche individuali soprattutto per gli operai. Per entrambi i gruppi inoltre il segno negativo del parametro $\sigma_{\mu\gamma}$ supporta l'idea che col passare del tempo gli operai e gli impiegati con una capacità di guadagno minore incrementino la componente permanente del reddito a ritmi maggiori dei rispettivi colleghi più abili.

Le disparità all'interno dei due gruppi sembrano pertanto determinate dalla persistenza dei divari fra lavoratori più anziani e dall'elevata volatilità con basso grado di persistenza per i più giovani. Per entrambi i gruppi inoltre il segno negativo del parametro $\sigma_{\mu\gamma}$ supporta l'idea che col passare del tempo i lavoratori meno abili incrementano più velocemente la componente permanente del reddito.

5 Conclusioni

L'analisi della disuguaglianza retributiva dei lavoratori dipendenti nel quindicennio 1985-1999 e della dinamica degli stessi redditi ha evidenziato nei paragrafi precedenti le evidenze circa l'evoluzione delle retribuzioni, l'andamento delle disuguaglianze tra le due categorie professionali e all'interno delle stesse, il grado di permanenza dei differenziali all'interno delle categorie. Si è evidenziato con riferimento alla between-group inequality, la disuguaglianza tra operai e impiegati, come il processo di crescita dei redditi annui a partire dall'inizio degli anni '90 rallenti per gli impiegati e sostanzialmente si arresti per gli operai, in un percorso di divaricazione fra i redditi dei due gruppi. In particolare, la disparità aumenta tanto più si confrontino le code inferiori delle distribuzioni: ciò è determinato dalla diminuzione negli anni '90 del reddito reale degli operai più "poveri". I differenziali sono più consistenti per le coorti più giovani. D'altra parte la disuguaglianza all'interno dei gruppi è aumentata nei redditi giornalieri ma non su base annua, forse per via di un maggiore "attaccamento" al lavoro degli operai con i redditi

più bassi. Per quanto riguarda le caratteristiche di permanenza e transitorietà della disuguaglianza residuale, con riferimento ai redditi annui da una parte si è messo in luce la persistenza dei divari fra lavoratori più anziani e dall'altra l'elevata volatilità con basso grado di persistenza per i più giovani, sia operai che impiegati. Per questi ultimi la componente di lungo periodo della disuguaglianza ha più peso che per i primi. Questo risultato a differenza dei precedenti non depone a favore delle teorie del cambiamento tecnologico che per via della maggiore generalità determinerebbe l'aumento della transitorietà della disuguaglianza residuale. Le retribuzioni giornaliere si caratterizzano in maniera differenti: le disuguaglianze all'interno dei gruppi crescono e in misura maggiore per i più giovani. Soprattutto per gli operai l'aumento della disuguaglianza rispecchia differenziali crescenti per le caratteristiche individuali dei lavoratori.

Tabella 5: EWMD su redditi annui

PERMANENTE			TRANSITORIA		
	operai	impiegati		operai	impiegati
σ_μ^2	1,49890 <i>0,12089</i>	0,39658 <i>0,02492</i>	ρ	0,11775 <i>0,00657</i>	0,18642 <i>0,01106</i>
σ_γ^2	0,00051 <i>0,00004</i>	0,00045 <i>0,00003</i>	σ_0^2	0,55801 <i>0,01652</i>	0,43922 <i>0,02303</i>
$\sigma_{\gamma\mu}$	-0,02685 <i>0,00222</i>	-0,01245 <i>0,00076</i>	σ_ϵ^2	0,22596 <i>0,05350</i>	0,34528 <i>0,09223</i>
1942-1944	0,99913 <i>0,01402</i>	1,00029 <i>0,01219</i>	1942-1944	1,01359 <i>0,01692</i>	0,92322 <i>0,03439</i>
1945-1947	0,90006 <i>0,01734</i>	1,04516 <i>0,01430</i>	1945-1947	0,99007 <i>0,01695</i>	0,91608 <i>0,03443</i>
1948-1950	0,81367 <i>0,02037</i>	1,11524 <i>0,01732</i>	1948-1950	0,97431 <i>0,01698</i>	0,93959 <i>0,03432</i>
1951-1953	0,78253 <i>0,02328</i>	1,29116 <i>0,02157</i>	1951-1953	1,04449 <i>0,01703</i>	1,04492 <i>0,03431</i>
1954-1956	0,69901 <i>0,02364</i>	1,45735 <i>0,02847</i>	1954-1956	1,09849 <i>0,01716</i>	1,17206 <i>0,03519</i>
1957-1959	0,63543 <i>0,02339</i>	1,75370 <i>0,04023</i>	1957-1959	1,13115 <i>0,01727</i>	1,28516 <i>0,03661</i>
1960-1962	0,59119 <i>0,02303</i>	1,89427 <i>0,05492</i>	1960-1962	1,19658 <i>0,01758</i>	1,43628 <i>0,03901</i>
1963-1965	0,49536 <i>0,02026</i>	1,85084 <i>0,06467</i>	1963-1965	1,25832 <i>0,01793</i>	1,54089 <i>0,04088</i>
1966-1968	0,43548 <i>0,01842</i>	1,80187 <i>0,06575</i>	1966-1968	1,31966 <i>0,01834</i>	1,77847 <i>0,04542</i>
1986	1,03900 <i>0,02708</i>	0,97779 <i>0,03305</i>	1986	1,44669 <i>0,16668</i>	0,93799 <i>0,12016</i>
1987	1,09904 <i>0,02899</i>	0,97625 <i>0,03351</i>	1987	1,44620 <i>0,17135</i>	0,91980 <i>0,12260</i>
1988	1,15530 <i>0,03031</i>	1,00084 <i>0,03375</i>	1988	1,39996 <i>0,16593</i>	0,87777 <i>0,11698</i>
1989	1,23537 <i>0,03176</i>	0,93268 <i>0,03187</i>	1989	1,30400 <i>0,15532</i>	0,82828 <i>0,11050</i>
1990	1,30271 <i>0,03343</i>	0,98845 <i>0,03262</i>	1990	-1,29657 <i>0,15444</i>	0,79837 <i>0,10666</i>
1991	1,36353 <i>0,03545</i>	0,95911 <i>0,03166</i>	1991	-1,32951 <i>0,15769</i>	0,78511 <i>0,10493</i>
1992	1,40556 <i>0,03708</i>	0,96405 <i>0,03151</i>	1992	-1,31759 <i>0,15615</i>	0,73309 <i>0,09834</i>
1993	1,54345 <i>0,04045</i>	0,97974 <i>0,03166</i>	1993	-1,29199 <i>0,15333</i>	0,74670 <i>0,10003</i>
1994	1,71641 <i>0,04450</i>	0,96580 <i>0,03120</i>	1994	-1,27189 <i>0,15176</i>	0,73940 <i>0,09911</i>
1995	1,80328 <i>0,04766</i>	0,93808 <i>0,03044</i>	1995	1,25450 <i>0,14977</i>	0,74730 <i>0,10009</i>
1996	1,72681 <i>0,04813</i>	0,93143 <i>0,03017</i>	1996	1,29977 <i>0,15419</i>	0,72429 <i>0,09721</i>
1997	1,74046 <i>0,05029</i>	0,88792 <i>0,02907</i>	1997	1,30478 <i>0,15460</i>	0,72098 <i>0,09682</i>
1998	1,71289 <i>0,05152</i>	0,87820 <i>0,02873</i>	1998	1,33749 <i>0,15844</i>	0,74565 <i>0,10002</i>
1999	1,76558 <i>0,05441</i>	0,90332 <i>0,02922</i>	1999	1,31623 <i>0,15621</i>	0,74583 <i>0,10016</i>
Operai	obs: 569710	RSS=1.48803	F(52,1148)=	1850.99	
Impiegati	obs: 294867	RSS=2.18526	F(1148)=	1005.56	

Note: regressioni basate su 1200 covarianze empiriche; standard errors asintotici in corsivo; riferimenti: coorte 1939-41, anno 1985.

Fonte: panel ISFOL su dati INPS

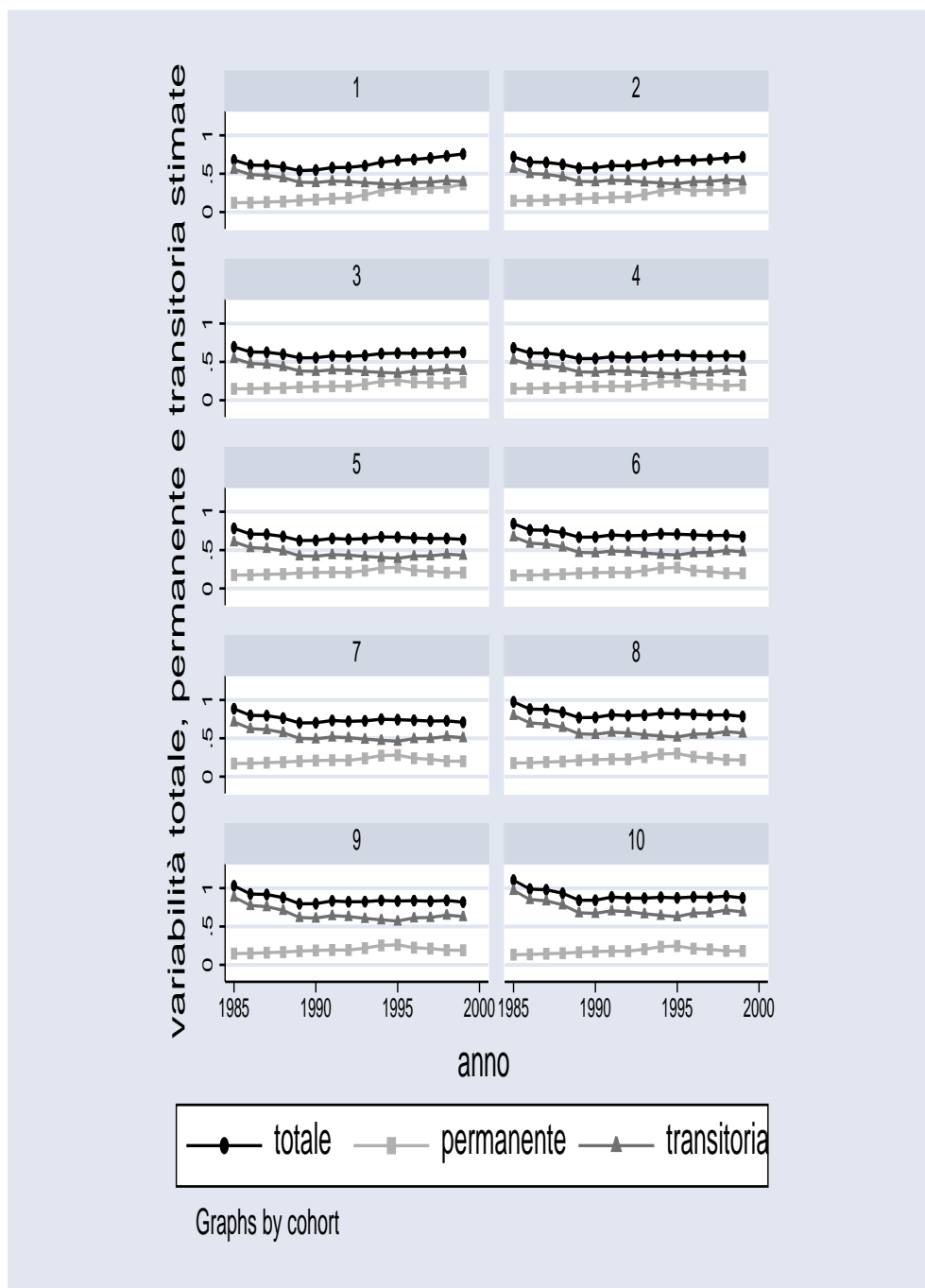
Tabella 6: EWMD su redditi giornalieri

PERMANENTE			TRANSITORIA		
	operai	impiegati		operai	impiegati
σ_μ^2	0,04899	0,11583	ρ	0,11447	0,29528
	<i>0,00298</i>	<i>0,00915</i>		<i>0,00878</i>	<i>0,01324</i>
σ_γ^2	0,00007	0,00023	σ_0^2	0,09417	0,09849
	<i>0,00000</i>	<i>0,00001</i>		<i>0,00381</i>	<i>0,00576</i>
$\sigma_{\gamma\mu}$	-0,00177	-0,00488	σ_ϵ^2	0,02005	0,05341
	<i>0,00010</i>	<i>0,00031</i>		<i>0,00600</i>	<i>0,01462</i>
1942-1944	1,07379	1,02684	1942-1944	1,04413	0,99922
	<i>0,01101</i>	<i>0,00484</i>		<i>0,02168</i>	<i>0,03205</i>
1945-1947	1,11010	1,04587	1945-1947	1,01326	0,96521
	<i>0,01267</i>	<i>0,00604</i>		<i>0,02165</i>	<i>0,03210</i>
1948-1950	1,23883	1,09531	1948-1950	1,01394	1,01483
	<i>0,01500</i>	<i>0,00796</i>		<i>0,02165</i>	<i>0,03207</i>
1951-1953	1,45051	1,17730	1951-1953	1,05141	1,02293
	<i>0,01870</i>	<i>0,01083</i>		<i>0,02171</i>	<i>0,03210</i>
1954-1956	1,67168	1,27544	1954-1956	1,08190	1,09312
	<i>0,02473</i>	<i>0,01502</i>		<i>0,02181</i>	<i>0,03236</i>
1957-1959	1,93134	1,39988	1957-1959	1,11581	1,09938
	<i>0,03448</i>	<i>0,02103</i>		<i>0,02197</i>	<i>0,03245</i>
1960-1962	2,12698	1,48396	1960-1962	1,14532	1,18709
	<i>0,04811</i>	<i>0,02885</i>		<i>0,02218</i>	<i>0,03322</i>
1963-1965	2,16001	1,56681	1963-1965	1,20683	1,20827
	<i>0,06245</i>	<i>0,03887</i>		<i>0,02264</i>	<i>0,03373</i>
1966-1968	2,24158	1,49705	1966-1968	1,29617	1,26435
	<i>0,07419</i>	<i>0,04816</i>		<i>0,02337</i>	<i>0,03466</i>
1986	1,03132	0,97662	1986	1,94102	1,16651
	<i>0,02939</i>	<i>0,01454</i>		<i>0,27941</i>	<i>0,13894</i>
1987	1,06945	1,02390	1987	-1,94390	1,19611
	<i>0,03014</i>	<i>0,01488</i>		<i>0,29265</i>	<i>0,16481</i>
1988	1,04298	1,02611	1988	-1,96699	1,18833
	<i>0,02941</i>	<i>0,01491</i>		<i>0,29556</i>	<i>0,16553</i>
1989	1,02658	1,00978	1989	-1,97117	1,14347
	<i>0,02884</i>	<i>0,01479</i>		<i>0,29588</i>	<i>0,15958</i>
1990	1,03525	1,01369	1990	-2,00874	1,15802
	<i>0,02877</i>	<i>0,01489</i>		<i>0,30127</i>	<i>0,16122</i>
1991	1,02249	0,98417	1991	-1,98129	1,11518
	<i>0,02835</i>	<i>0,01468</i>		<i>0,29717</i>	<i>0,15551</i>
1992	1,00927	0,98656	1992	-1,90793	1,07159
	<i>0,02798</i>	<i>0,01482</i>		<i>0,28638</i>	<i>0,14982</i>
1993	1,00730	1,01220	1993	-1,92916	1,09898
	<i>0,02788</i>	<i>0,01523</i>		<i>0,28941</i>	<i>0,15318</i>
1994	0,99551	0,98900	1994	-1,92990	1,12484
	<i>0,02762</i>	<i>0,01509</i>		<i>0,28946</i>	<i>0,15635</i>
1995	0,98766	0,97871	1995	-1,94928	1,14173
	<i>0,02745</i>	<i>0,01509</i>		<i>0,29233</i>	<i>0,15842</i>
1996	0,95218	0,95906	1996	-1,96511	1,18426
	<i>0,02662</i>	<i>0,01496</i>		<i>0,29510</i>	<i>0,16381</i>
1997	0,95231	0,97950	1997	-1,89153	1,14884
	<i>0,02640</i>	<i>0,01531</i>		<i>0,28635</i>	<i>0,15944</i>
1998	0,90094	0,91101	1998	2,13955	1,29286
	<i>0,02534</i>	<i>0,01455</i>		<i>0,32266</i>	<i>0,17838</i>
1999	0,83893	0,90636	1999	2,32043	1,43017
	<i>0,02410</i>	<i>0,01461</i>		<i>0,34811</i>	<i>0,19660</i>
Operai:	obs: 569710	RSS=0.09511	F(1148)=	1488.28	
Impiegati	obs: 294867	RSS=0.21304	F(1148)=	3328.95	

Note: regressioni basate su 1200 covarianze empiriche; standard errors asintotici in corsivo; riferimenti: coorte 1939-41, anno 1985.

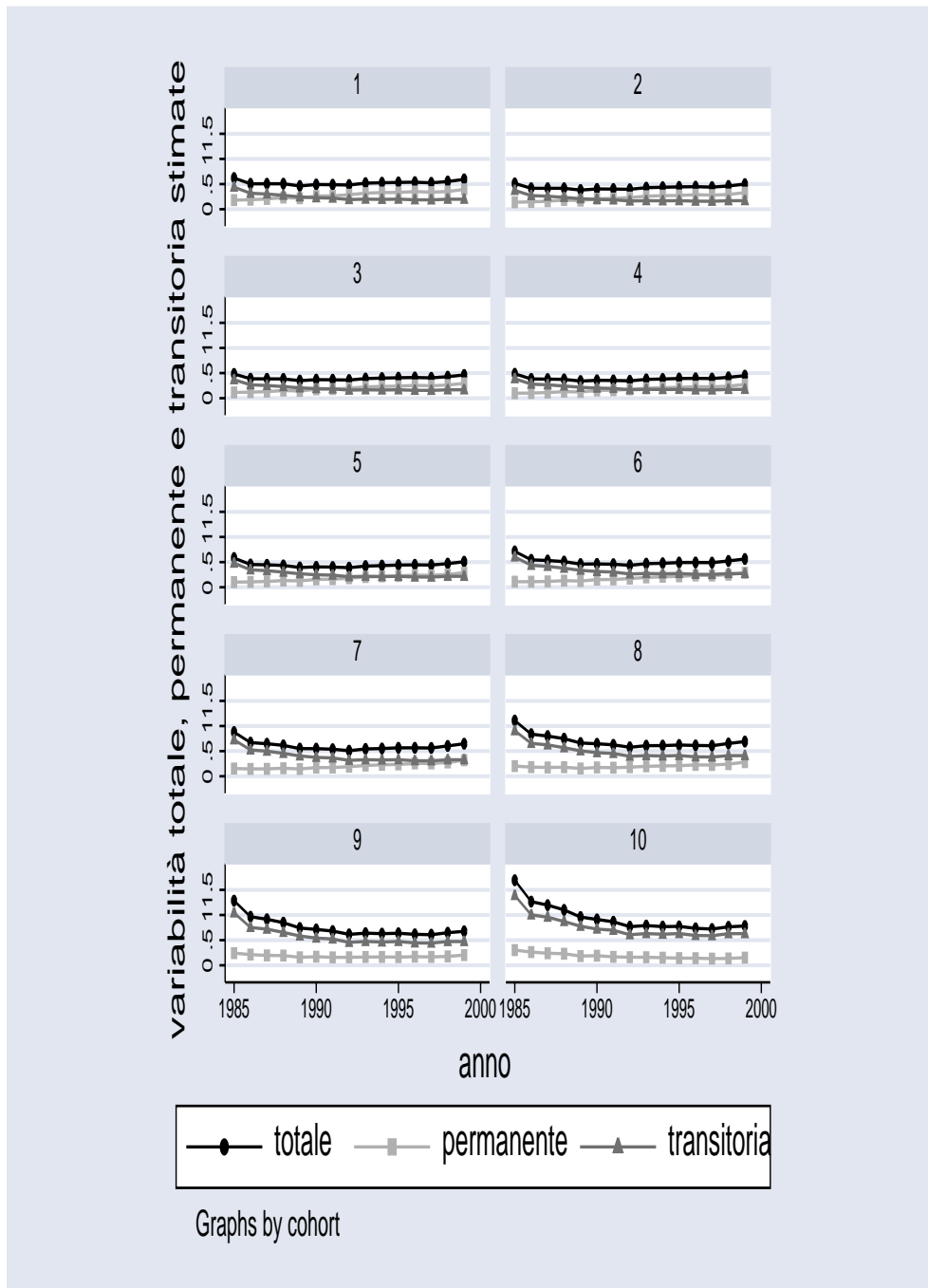
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 10: EWMD su redditi annui, operai



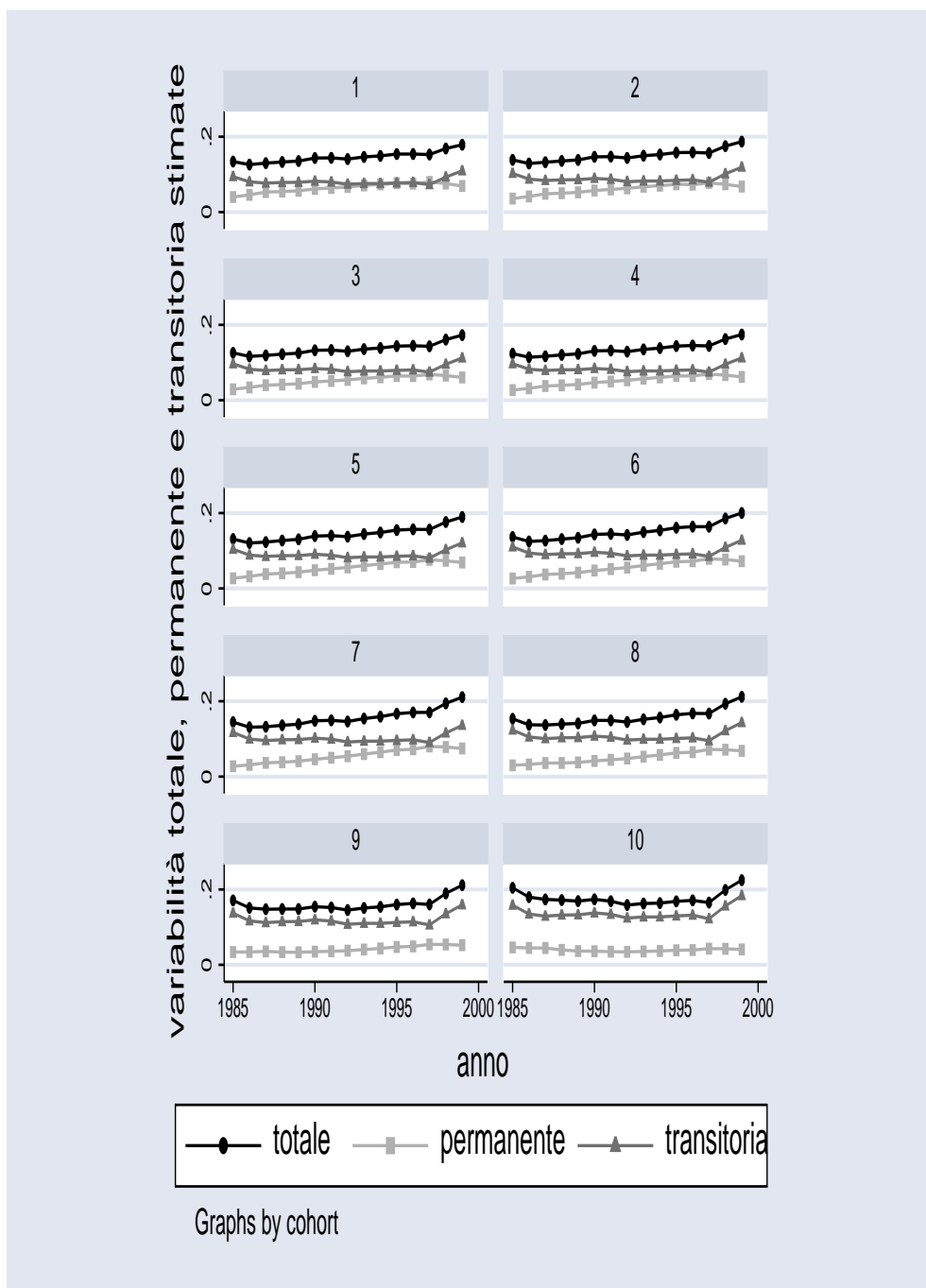
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 11: EWMD su redditi annui, impiegati



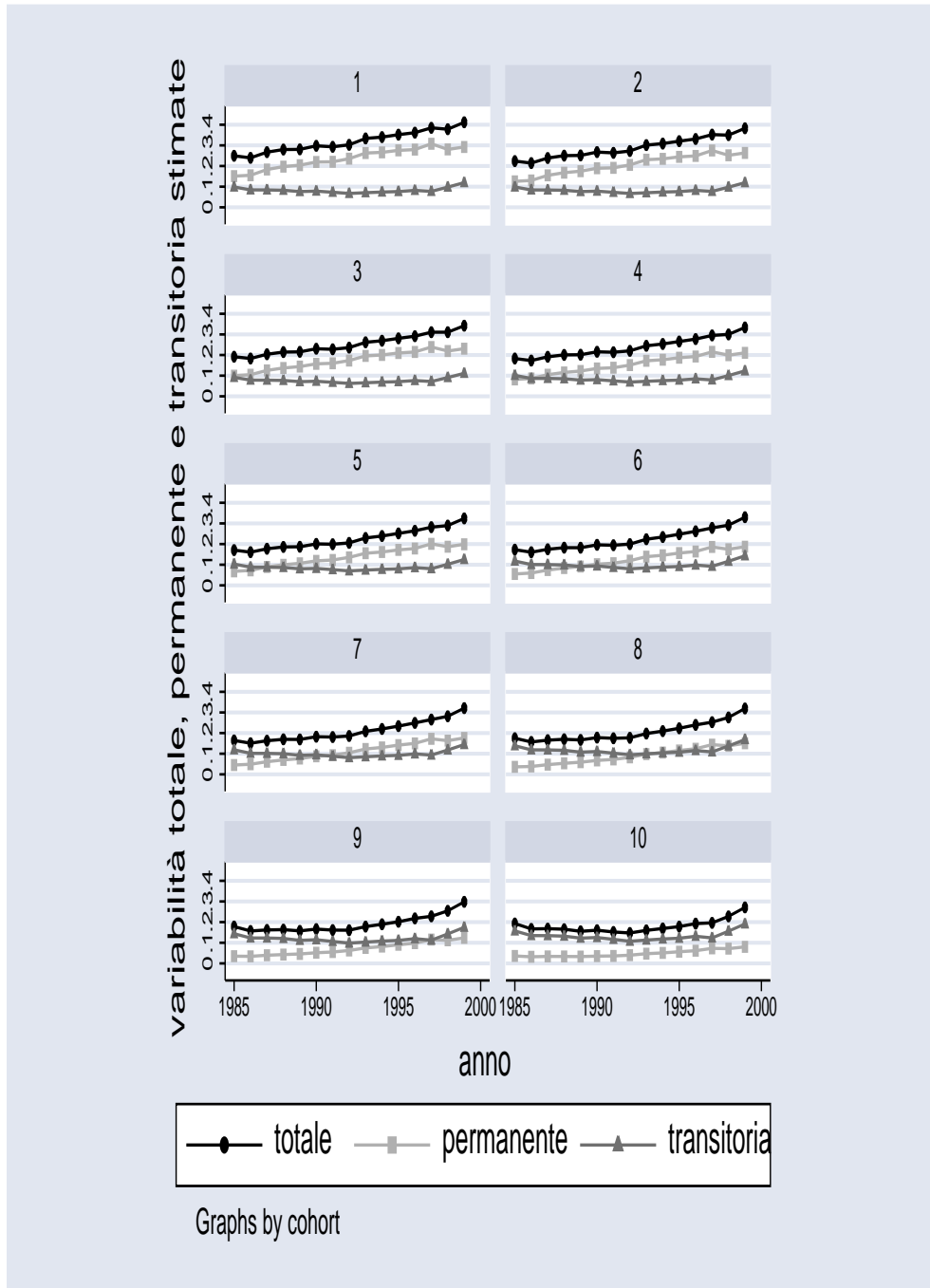
Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 12: EWMD su redditi giornalieri, operai



Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Figura 13: EWMD su redditi giornalieri, impiegati



Fonte: panel ISFOL su dati INPS

Riferimenti bibliografici

- [1] Acemoglu D. (2002), Technical Change, Inequality and the Labor Market, *Journal of Economic Literature*, vol. XL
- [2] Aghion P., Howitt P. and Violante G. (2002), General Purpose Technology and Wage Inequality, *Journal of Economic Growth*, 7(4)
- [3] Altonji J. and Segal L.M. (1996), Small Sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures, *Journal of Business and Economic Statistics*, 14(3)
- [4] Borella M. (2001), The Error Structure of Earnings: an Analysis on Italian Longitudinal Data, *International Review of Economics and Business*, 51(3)
- [5] Brandolini A., Cipollone P. and Sestito P. (2001), Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy, 1977-1998, *Banca d'Italia Temi di discussione*, 427
- [6] Bratti M. and Matteucci N. (2004), Is There Skill-Biased Technological Change in Italian Manufacturing? Evidence from Firm-Level Data, Dipartimento di Economia Università Politecnica delle Marche, Quaderni di ricerca, 202
- [7] Cappellari L. (2002), Earnings dynamics and uncertainty in Italy: how do they differ between the private and public sectors?, *Labour Economics*, 9(4)
- [8] Cappellari L. (2004), The Dynamics and Inequality of Italian Men's Earnings: Long-term Changes or Transitory Fluctuations?, *The Journal of Human Resources*, XXXIX , pp. 475-499
- [9] Casavola P., Gavosto A. and P. Sestito (1996), Technical Progress and Wage Dispersion in Italy: Evidence from Firms' Data, *Annales d'Economie et de Statistique*, 41/42, 387-412
- [10] Centra M. and Rustichelli E. (2005), La costruzione del panel longitudinale ISFOL su microdati INPS (1985-1999), forthcoming monografie ISFOL
- [11] Chamberlain G. (1984), Panel Data, in *Handbook of Econometrics*, Griliches and Intriligator, North-Holland Amsterdam
- [12] DiNardo J., Fortin N.M. and Lemieux T. (1996), Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach, *Econometrica*, 64

- [13] Juhn C., Murphy K. and Pierce B. (1993), Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill, *Journal of Political Economy*, 101(3)
- [14] MaCurdy, T.E. (1982), The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis, *Journal of Econometrics*, 18
- [15] Manacorda M. (2002), The Fall and Rise of Earnings Inequality in Italy: A Semiparametric Analysis of the Role of Institutional and Market Forces, forthcoming, *Journal of Labor Economics*, 23
- [16] Moffit R.A. and Gottshalk P.(2002), Trends in the Transitory Variance of Earnings in the US, *Economic Journal*, 112
- [17] Murphy K. and Welch F. (1993), Inequality and Relative Wages, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 83(2)