

*A.I.E.L.*

*Firenze, 4 Ottobre 2001*

**Presentazione del rapporto di ricerca:**

**I DIFFERENZIALI SALARIALI  
PER SESSO IN ITALIA**

**Comitato Scientifico della ricerca**

Bianca Beccalli  
Mario Biagioli  
Rosemary Crompton

**Gruppo di analisi economica ed econometrica**

*Coordinatrici:*

Elisabetta Addis  
Francesca Bettio

*Ricercatori senior:*

Tindare Addabbo  
Robert Waldmann

**Gruppo di analisi sociologica**

*Coordinatrici:*

Paola Caniglia  
Antonella Spanò

*Ricercatori senior:*

Laura Limoncelli  
Francesca De Felice

**La ricerca nel suo complesso è stata coordinata dalla società ITER per conto del Ministero del Lavoro, Comitato Nazionale di Parità e Pari Opportunità. Il rapporto di ricerca è pubblicato dall'Istituto Poligrafico dello Stato (Roma: luglio 2001) ed è disponibile su richiesta.**

## **1. I cambiamenti nell'ultimo ventennio**

### ***1.1 Gli interrogativi***

Due degli studi più recenti che ricostruiscono l'andamento delle disparità retributive fra i sessi a livello europeo concludono che nella maggior parte dei paesi europei è visibile un miglioramento a favore delle donne fra gli anni ottanta e i primi del novanta sia per quanto riguarda l'industria che i servizi. L'Italia però è annoverata fra le eccezioni (Meulders et al. 1992; Rubery et al. 1996: p. 51), anche se questa conclusione non viene rigorosamente dimostrata perché la serie su cui eseguire il confronto con altri paesi si arresta al 1985<sup>1</sup>.

Quanto è fondata l'idea di un'evoluzione atipica nel nostro paese delle disparità di genere rispetto al reddito? In risposta a tale interrogativo questo capitolo intende verificare l'andamento effettivo di tali disparità negli ultimi venti anni e individuarne i fattori in gioco, privilegiando quelli legati alle caratteristiche dell'offerta - età, istruzione, stato civile - alla struttura occupazionale - segregazione occupazionale per qualifiche, settori e regime di orario - e a quei fattori istituzionali che determinano la struttura complessiva dei differenziali salariali. Un capitolo successivo (cap.3) riprenderà il confronto con gli altri paesi europei.

### ***1.2. Le fonti***

Corriamo volentieri il rischio di ripetere cose ovvie pur di ricordare che la distinzione che conta dal punto di vista della politica economica è fra i fattori istituzionali - che definiscono le regole nell'ambito delle quali si muovono le scelte individuali - e i fattori personali che concorrono a determinare tali scelte. Qualsiasi dato statistico sul reddito effettivamente percepito è, naturalmente, frutto dell'azione combinata dei due ordini di fattori, e la banca dati ideale per separarli ha le seguenti caratteristiche:

1. consente di distinguere fra reddito lordo e netto e quindi di identificare l'eventuale effetto della tassazione sulle scelte individuali
2. consente di distinguere fra guadagni orari e guadagni giornalieri/mensili/annuali di modo che sia possibile isolare l'impatto sul reddito percepito delle scelte e preferenze del lavoratore sull'uso del proprio tempo
3. disaggrega i redditi secondo le diverse modalità contrattuali del contratto di lavoro (a termine, a tempo parziale, interinale ecc.), le caratteristiche della struttura produttiva (settore, tipo di imprese, professione ecc.) e le caratteristiche individuali o familiari del soggetto (sesso, titolo di studio, stato civile ecc.) permettendo così di separare l'azione dei diversi tipi di fattori in gioco.

Naturalmente le banche dati esistenti si allontanano tutte, per un verso o per l'altro, da questo modello ideale. Per rispondere agli obiettivi di questa parte della ricerca abbiamo scelto di analizzare congiuntamente i macrodati (dati disponibili sotto forma di medie) tratti dalla dichiarazione del reddito ed elaborati dalla SOGEI per incarico del Ministero delle Finanze (d'ora in poi dati Ministero delle Finanze o

MF) e i microdati tratti dall'indagine sulle famiglie della Banca d'Italia (dati individuali, noti come SHIW o *Households Survey on Income and Wealth*) nella speranza che l'uso combinato delle due fonti permetta di superarne i rispettivi limiti, almeno in parte. Abbiamo scelto inoltre di presentare nel testo solo i risultati più importanti e in forma prevalentemente grafica, mentre alcuni riscontri 'minori', e una selezione delle serie statistiche usate per l'analisi sono riportati nell'appendice I/3.

---

<sup>1</sup> Ci riferiamo qui alla serie Eurostat "Earnings of manual workers in industry".

**Finestra 1. Caratteristiche e limiti delle serie MF e**

**SHIW.** Entrambe le serie coprono un periodo temporale sufficientemente lungo – 1982-1994 la serie MF e 1977-1988 la serie SHIW. I dati MF si riferiscono all'universo dei contribuenti ( sono tratti dalle dichiarazioni dei redditi), riportano il reddito lordo nonché l'imposta media - in base alla quale si può stimare con qualche approssimazione il reddito netto - e forniscono l'incrocio fra il sesso del percettore e le seguenti variabili: classe di età, natura del reddito- da lavoro dipendente, autonomo, da capitale ecc. – posizione lavorativa – dipendenti, pensionati, imprenditori - nove (peculiari) categorie occupazionali ( oltre ai dipendenti dall'esercito e ai ministri di culto) e un numero elevato di settori. Ai vantaggi di questa fonte di riferirsi all'universo, di riportare il reddito lordo e di cogliere con approssimazione accettabile una gran parte del reddito da lavoro dipendente (desunto dai modelli 101 e/o 740) vanno contrapposti gli svantaggi legati alle distorsioni operate dall'evasione fiscale, alla natura aggregata dei dati (vengono forniti solo valori medi), alla mancanza di dati sulle ore lavorate, al ritardo della serie (l'ultimo anno disponibile è il 1994) e alla quasi inesistente disaggregazione per caratteristiche personali.

L'intera serie dei dati SHIW riporta il reddito netto, disaggrega per regione, sesso, mesi lavorati, settori, categoria occupazionale, titolo di studio, e per svariate caratteristiche personali e familiari. A partire dal 1987 sono disponibili i dati sulle ore lavorate. A partire dal 1986 è disponibile anche la distinzione fra occupati a tempo parziale e a tempo pieno. Poiché l'unità di rilevazione che viene messa a disposizione è il singolo individuo, è possibile incrociare il reddito individuale con qualsiasi altra variabile presente in banca dati; trattandosi di dati campionari, però, la numerosità delle osservazioni costituisce un limite importante alla significatività di molti incroci, particolarmente se legati al sesso (per una descrizione più esauriente si rimanda a Banca d'Italia 2000).

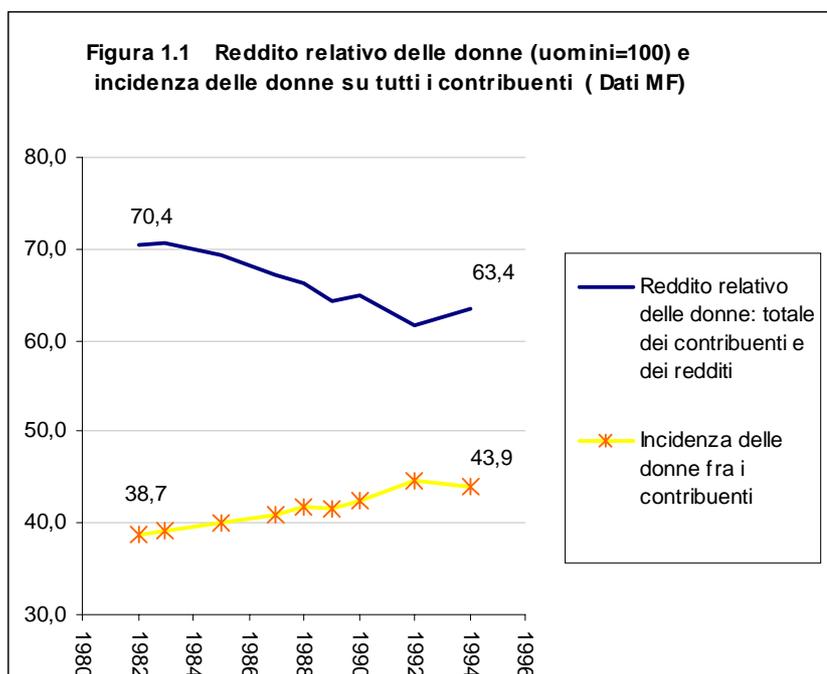
Entrambe le serie soffrono di discontinuità importanti. Nella serie MF alcune disaggregazioni chiave, ad esempio per età e sesso, sono disponibili solo per un limitato numero di anni (dal '85 al '92) e non quelli recenti. Inoltre due dei 13 anni della serie non solo utilizzabili: l'anno 1985 perché il cartaceo non era disponibile; l'anno 1991 perché per l'analisi del reddito da lavoro dipendente sono state analizzate solo le dichiarazioni '740'. La serie SHIW, d'altro canto, soffre di discontinuità importanti legate alla dimensione e alle caratteristiche del campione, discontinuità che non vengono sufficientemente compensate dall'utilizzo dei 'pesi campionari'. Inoltre il sottocampione delle donne che lavorano è sufficientemente piccolo da pregiudicare la stabilità temporale di molte serie legate al sesso (come riconoscono gli stessi studiosi della Banca d'Italia; vedi Brandolini et al, 2000).

### ***1.3 Le disparità di genere nelle diverse categorie di percettori***

Nello studiare le disparità di reddito fra i sessi, si privilegia, di norma, il solo reddito da lavoro dipendente perché i dati sulle caratteristiche degli altri percettori sono scarsi o lacunosi e perché l'analisi della discriminazione ha come riferimento 'naturale' il rapporto di lavoro subordinato. Benché in questa ricerca seguiamo la tradizione, riteniamo utile iniziare dall'insieme dei percettori e delle fonti di reddito in modo da inquadrare il problema specifico in un contesto più generale. I dati più sistematici a questo fine sono di fonte MF, anche se il confronto è inevitabilmente viziato dalla diversa incidenza dell'evasione fiscale fra le categorie e la serie è in forte ritardo.

*Il primo riscontro saliente dell'analisi sul complesso dei contribuenti riguarda l'andamento nel tempo delle disparità di genere rispetto al reddito per l'insieme dei percettori e delle fonti di reddito (da lavoro, da impresa, da capitale ecc.). Mentre l'incidenza delle donne sul totale dei percettori è salita notevolmente tra il primo e l'ultimo anno della serie MF, rispettivamente dal 39% nel 1982 al 44% nel 1994, i loro redditi (comprensivi di tutti i cespiti) hanno perso terreno rispetto a quelli maschili. Fatto 100 l'ammontare medio lordo complessivo del reddito dichiarato dall'insieme dei percettori maschi, il corrispondente valore per le donne raggiungeva, infatti, 70,4% nel 1982 e 63,4% nel 1994 (figura 1.1).*

Questo risultato è associabile in gran parte alla femminilizzazione complessiva dell'occupazione dipendente e all'aumento dei/delle pensionate (pensioni sociali escluse). Nel 1994 pensionati e lavoratori dipendenti rappresentavano, insieme, più dei due terzi del totale dei contribuenti (tabella 1.1), ragion per cui il dato aggregato risente pesantemente dei cambiamenti che interessano queste due categorie, anche se le discontinuità di classificazione presenti nella serie MF impediscono di stimarne l'influenza in modo puntuale.



Nel periodo in esame vi è stato, in particolare, un incremento netto di circa seicentomila donne fra i lavoratori dipendenti, a fronte di una diminuzione della componente maschile di pari ammontare. Contemporaneamente il reddito di questa categoria ha perso terreno nei confronti delle altre: se nel 1982 un dipendente maschio percepiva 14 punti percentuali in più della media maschile nell'universo dei contribuenti, tredici anni dopo il vantaggio si era ridotto a 6 punti percentuali. (tabella 14, appendice I/3). In sostanza, man mano che le donne entravano fra i dipendenti, il reddito di questi perdeva terreno e gli uomini si spostavano in settori occupazionali più remunerativi, un fenomeno ben noto nella letteratura sul mercato del lavoro femminile. All'effetto 'rialzista' che questo esercitava sulle disparità uomo-donna nell'insieme dei percettori, si è aggiunto quello legato all'aumento dei pensionati, una delle categorie più femminilizzate nel 1994 e a reddito basso (tabella 1).

**Tabella 1.1 Reddito medio lordo complessivo per categoria di percettori e sesso. Dati MF 1994\***

	Incidenza della categoria	% donne	reddito lordo degli uomini (000)	reddito delle donne; uomini =100
lavoratori dipendenti	46,1	38,7	30815	76,0
pensionati	23,5	49,4	23186	72,9
imprenditori	12,0	32,1	25767	79,7
redditi da fabbricati	8,2	77,9	14311	34,5
artigiani	4,8	22,6	26685	84,3
professionisti	3,1	29,5	66860	52,3
redditi da terreni	1,2	50,1	4233	46,2
imprese familiari	0,9	23,7	37152	82,6
reddito da capitale	0,2	56,5	121268	40,3
Totale	100,0	43,9	28955	63,4

\* Per reddito medio lordo complessivo di una data categoria di percettori si intende la media di tutti i redditi percepiti da quella categoria: ad esempio, per un lavoratore dipendente che cumula il proprio reddito da lavoro subordinato con reddito da fabbricati o altro, la media è calcolata su tutti i cespiti.

*Un secondo riscontro interessante che ci viene offerto dall'analisi sull'insieme dei percettori è che le disparità di reddito tendono ad essere molto più accentuate all'estremo superiore della distribuzione (tabella 1.1).*

Fatto 100 il reddito annuo lordo degli uomini, quello delle donne oscilla fra il 76 e l'82% per cento per le categorie il cui reddito non si discosta troppa dalla media (lavoratori dipendenti, imprenditori, imprese familiari e artigiani) mentre scende rispettivamente al 53 e al 45% fra i professionisti e i possessori di reddito da capitale, cioè le categorie che dichiarano i redditi più alti. Se, poi, si stima il reddito netto di categoria applicando l'aliquota media ad essa propria, il rapporto donna/uomo sale in media di due punti e mezzo, grazie alla progressività della tassazione, con piccole variazioni fra una categoria e l'altra.

*Questi risultati confermano un dato risaputo in letteratura, ossia che le disparità di genere tendono a salire fra i redditi più alti, e indicano nella categoria dei professionisti un interessante terreno per un supplemento di indagine a questa ricerca. Le informazioni attualmente in nostro possesso sono troppo poco articolate (dati MF) o troppo poco rappresentative (dati SHIW) per consentire tale approfondimento in questa sede<sup>2</sup>.*

<sup>2</sup> Salvo il riferimento ai professionisti con rapporto di collaborazione nel capitolo 5.

## ***1.4 L'evoluzione delle disparità di genere fra i lavoratori dipendenti negli ultimi vent'anni***

Rispetto al lavoro autonomo, dunque, un rapporto di lavoro subordinato tende a 'proteggere' le donne da un'eccessiva disparità di reddito. Ciò è ancora più evidente se si escludono dal computo del reddito le voci che sono generalmente marginali per un lavoratore subordinato 'medio' – reddito da terreni, fabbricati o da lavoro autonomo -, se ci si concentra cioè sul solo reddito proprio di questa categoria. E il reddito di lavoro dipendente dei soggetti che svolgono tale attività in maniera prevalente sarà, per l'appunto, la nostra grandezza di riferimento nel seguito dell'analisi.

*L'andamento che hanno seguito le disparità di genere fra gli occupati alle dipendenze è molto diverso da quello registrato per i contribuenti nel loro complesso. Lo scarto di reddito di una dipendente rispetto al suo collega maschio ha, cioè, registrato un forte aumento fino ai primi anni ottanta. A partire da questa data e per tutti gli anni novanta ha oscillato fra il 25 e il 20%, con variazioni di qualche punto percentuale secondo la fonte, il periodo e il tipo di reddito che si sceglie, se, cioè netto o lordo.*

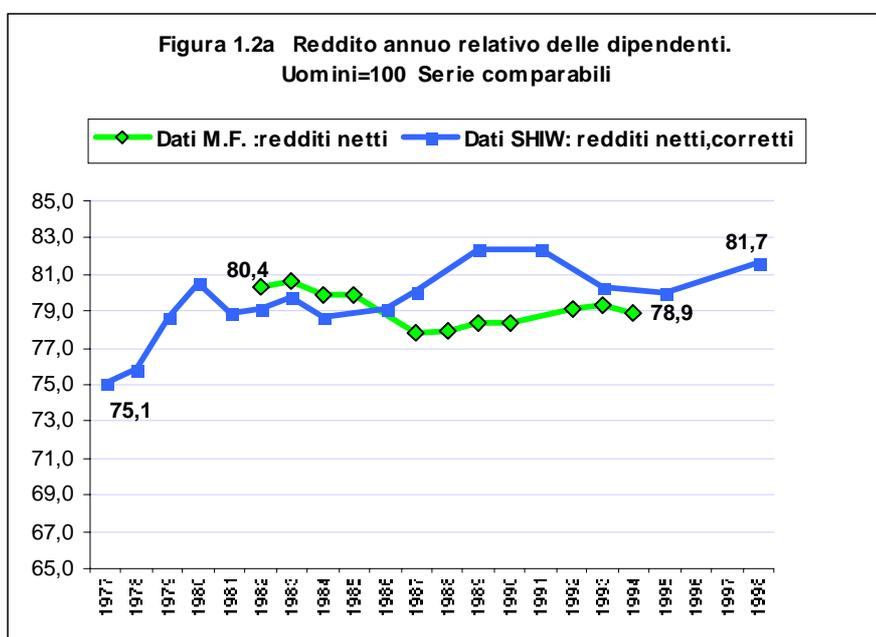
Per confrontare il percorso che le due fonti disponibili disegnano in merito abbiamo omogeneizzato e 'corretto' per quanto possibile i dati originari ottenendo le due serie illustrate in figura 1.2a, cui converrà riferirsi d'ora in poi come serie 'corrette' o comparabili. Secondo la serie SHIW i guadagni delle donne al netto delle tasse rappresentavano il 75,1 dei loro colleghi dipendenti nel 1977, salivano all'80,5 in soli tre anni per poi oscillare attorno a questo valore fino alla fine degli anni novanta (nel 1998 sono pari al 81,7). Secondo i dati MF depurati dalla imposta sul reddito, si passa, invece, dall'80,4% nel 1982 al 78,9% nel 1994.

### **Finestra 2. serie originarie e corrette**

I dati MF sono stati 'corretti' per riportarli dal lordo al netto (dell'imposizione sul reddito). Per farlo abbiamo usato il valore dell'aliquota media riportata dalla stessa fonte per ogni categoria di contribuenti. I microdati SHIW sono stati invece 'ripuliti' dai valori troppo bassi o troppo alti (outliers). Sono stati inoltre esclusi dal computo i dipendenti che non avessero lavorato tutto l'anno, in modo da non inficiare il confronto

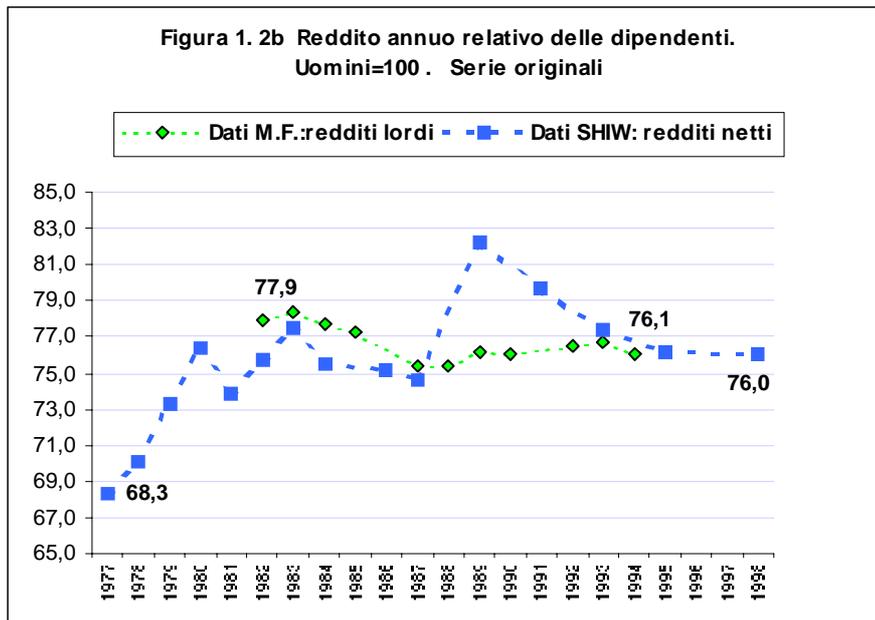
fra i sessi con differenze spurie legate alla occasionalità del rapporto. Quest'ultima esclusione, tuttavia, si è rivelata di poco peso rispetto alla precedente. Per un confronto fra serie corrette e non si veda la tabella 8 in appendice I/3. Nel seguito dell'analisi utilizzeremo le serie SHIW corrette e le serie MF originarie. Per queste ultime, infatti disponiamo solo di aliquote di tassazione medie che non possono essere utilizzate per riportare al netto dati disaggregati.

Poiché entrambe le fonti concordano sul risultato fondamentale dell'ultimo ventennio, cioè la sostanziale stabilità delle disparità fra uomini e donne, la prima domanda da porsi è perché i progressi si siano arrestati nei primi anni ottanta. A questo proposito le due fonti forniscono una risposta che differisce nei tempi, ma non nella sostanza. Concordano cioè nell'indicare che il fattore frenante va ravvisato in quei mutamenti intervenuti nel mercato del lavoro che hanno condotto ad una riapertura del ventaglio



salariale.

La differenza fra le due fonti statistiche risiede sostanzialmente nell'individuazione del punto di svolta, cioè del quando la deregolamentazione del mercato del lavoro si è manifestata in un declino dei redditi femminili rispetto a quello maschile. Poiché questa differenza è presente ma scarsamente visibile nelle serie "corrette", mentre è molto evidente se si confrontano i dati originari, conviene riferirsi a questi ultimi che sono riportati nella figura 1.2b.



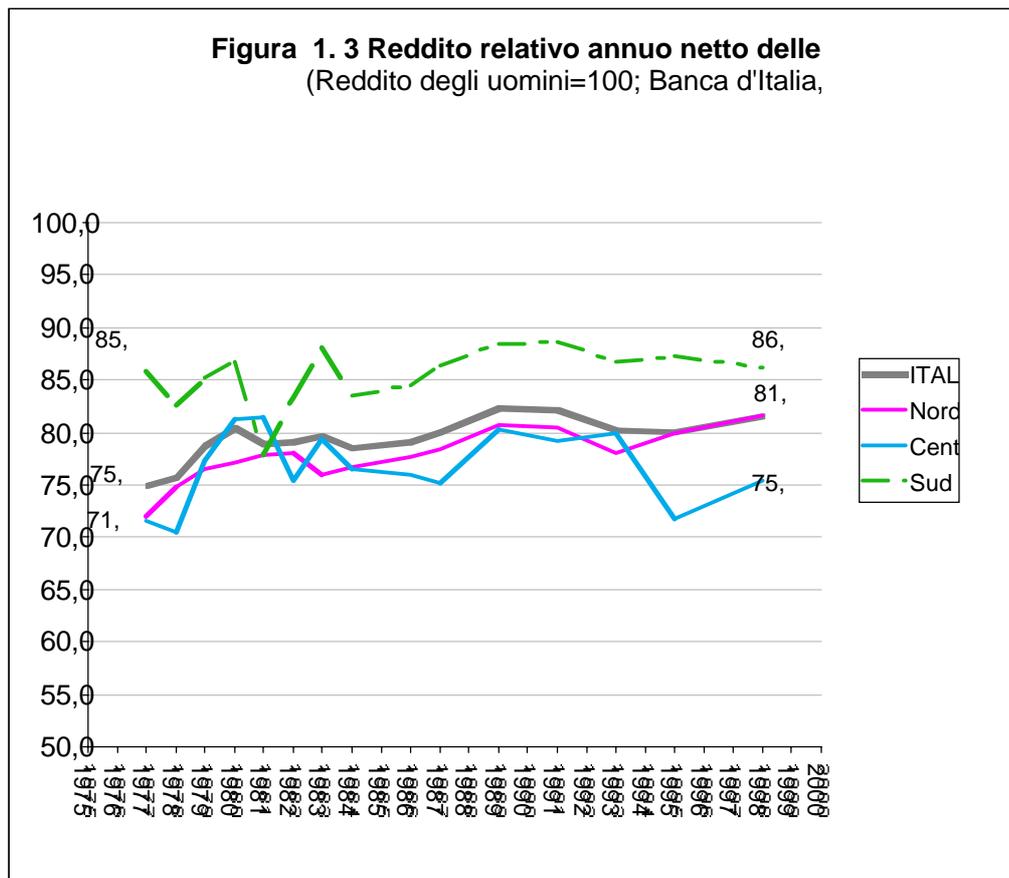
*La serie MF individua il punto di svolta fra il 1982 e il 1994. La tendenza all'aumento in senso relativo dei redditi femminili si inverte cioè nel 1983 per riprendere debolmente nei primi anni '90. Il calo segnalato da questa fonte a partire dal 1983 è confermato anche da una fonte comunitaria, oramai 'estinta' e limitata ai soli guadagni nell'industria secondo la quale il rapporto donna/uomo su base oraria sarebbe passato dall'85,9% nel 1983 all'82,7% nell'85, ultimo anno della serie (vedi figura 1, appendice I/3) La coincidenza fra l'anno dell'inversione di tendenza segnalato dalle due fonti e la data in cui prendono avvio alcune importanti riforme al funzionamento del mercato del lavoro suggerisce con forza che queste abbiano fatto da freno fin da allora ad un'ulteriore riduzione delle disparità di genere.*

Come noto, il 1983 segna un primo punto di svolta nel funzionamento del mercato del lavoro: viene infatti abolito il punto unico di contingenza e ciò prelude alla rimozione completa della scala mobile avvenuta all'inizio degli anni novanta, all'abbandono progressivo della strategia egualitaria e all'introduzione della contrattazione decentrata. L'effetto di compressione dei differenziali dovuto alla scala mobile – in particolare il punto unificato di contingenza - e alle strategie egualitarie perseguite con successo dalla contrattazione centralizzata fino all'inizio degli anni ottanta è stato ampiamente

documentato, in generale, e in particolare nei confronti dei differenziali per sesso (Bettio 1988, Bettio e Villa 1996 e 1998). Poiché, infatti l'incidenza delle donne aumenta ai livelli medio bassi della gerarchia salariale, una chiusura del ventaglio retributivo non può che favorirle. E' stato grazie a questo 'femminismo involontario' che in settori quali l'industria, l'Italia è riuscita ad un certo punto a tallonare da vicino paesi tradizionalmente 'egualitari' come la Danimarca.

*La serie originaria SHIW fornisce, invece, un andamento molto diverso, e , secondo le recenti elaborazioni di fonte Banca d'Italia (Brandolini et al. (2000) coerente con l'andamento generale dei differenziali italiani nello scorso ventennio. La lettura proposta dai ricercatori della Banca d'Italia, recita che negli anni ottanta è continuata la compressione di tutti i differenziali iniziata negli anni settanta, ivi incluso il differenziale fra i sessi. Il punto di svolta avverrebbe, a loro avviso, nei primi anni del novanta, quando, fra l'altro, il meccanismo della scala mobile venne definitivamente rimosso. (fig. 1.2b).*

Anche se non ci sono elementi sufficienti per una scelta definitiva fra le due serie, e quindi le due tesi in esame, abbiamo qualche motivo per preferire la serie MF. La credibilità dei dati SHIW sui differenziali fra i sessi è infatti minata da un'eccessiva volatilità (figura 1.2b) attribuibile sia all'esiguità del campione femminile che alle discontinuità metodologiche che ancora inficiano l'omogeneità della serie. Si confrontino ad esempio la rilevazione del 1987 con quella del 1989: nel passaggio tra l'una e l'altra il reddito delle donne aumenta di ben 10 punti percentuali rispetto al reddito degli uomini ( fig. 2b). Se questo improbabile aumento, o buona parte di esso fosse, in realtà, frutto di discontinuità statistiche la 'storia' raccontata dai dati SHIW potrebbe essere molto più simile a quella raccontata dai dati MF.



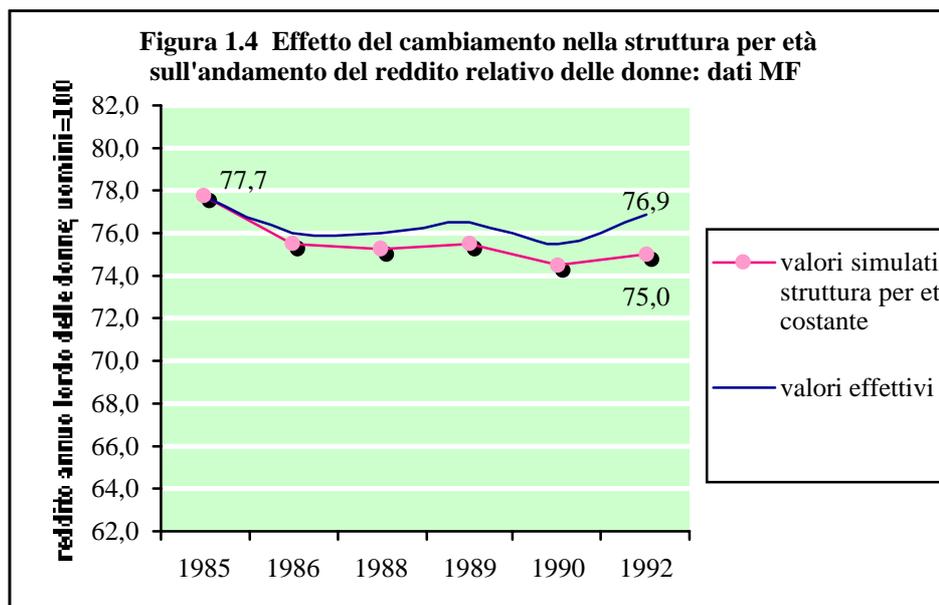
Qualunque sia stato il ‘vero’ percorso del rapporto di reddito donna/uomo a livello nazionale, esso viene abbastanza fedelmente replicato a livello di circoscrizioni con una differenza in positivo per il Sud (figura 1.3). Durante tutto il ventennio, infatti, il reddito delle dipendenti nel Mezzogiorno rispetto ai colleghi maschi supera quello nazionale di circa cinque punti percentuali (con qualche sporadica eccezione). Ciò è dovuto all’addensamento della componente femminile e meridionale nel settore della pubblica amministrazione, dove, come vedremo fra poco, le donne godono in media di redditi più alti che negli altri settori sia in valore assoluto che in rapporto agli uomini.

### 1.5 I fattori in gioco

Come abbiamo notato in precedenza, la controversia sul punto di svolta non deve oscurare il fatto che, se non vi è accordo sui tempi si concorda però sull’interpretazione dei fattori che hanno portato alla svolta, riassumibili nell’aumento della dispersione dei

redditi legata alla de-regolamentazione (per quanto parziale) del mercato del lavoro. Se questo è stato un fattore chiave occorre chiedersi in quale direzione e con quanta forza abbiano influenzato l'andamento dello scarto retributivo fra i sessi i grossi mutamenti intervenuti nel frattempo nel comportamento dell'offerta femminile – una scelta occupazionale meno stereotipata, la maggiore continuità sul lavoro, i noti e notevoli progressi nella scolarizzazione – e un contesto istituzionale e culturale sempre meno favorevole a forme di discriminazione aperta (basta ricordare il varo della legge 125/91)

Si può ricorrere ad una semplice tecnica di simulazione per cogliere il ruolo di alcuni di questi fattori. Per comprendere la meccanica e gli esiti di questa tecnica si faccia riferimento alla figura 1.4 che illustra l'effetto del cambiamento nella struttura per età per i lavoratori dipendenti nel loro insieme. La linea continua e spessa (blu) traccia l'andamento effettivo dei redditi delle donne rispetto a quelli maschili. La linea chiara



(arancio) simula l'andamento che sarebbe emerso se che la composizione per età dei dipendenti (uomini e donne) fosse rimasta costante (uguale cioè a quella del 1982, l'anno iniziale della serie). Poiché nell'ipotesi di struttura dell'età costante i redditi relativi delle donne risultano sempre inferiori a quelli effettivi e la differenza tende ad aumentare nel corso degli anni se ne deduce che il

cambiamento intervenuto nel profilo per età ha spinto al rialzo i redditi femminili, con un effetto più marcato verso la metà degli anni novanta.

*In altri termini, i redditi femminili hanno beneficiato del maggior attaccamento al lavoro che ha infoltito le classi di età centrali fra le donne – quelle dove si realizzano i progressi di carriera o comunque si incassa il premio anzianità (figura 1.4). Notiamo, però, che lo scarto fra valori simulati e valori effettivi è modesto, dell'ordine di qualche punto percentuale, ad indicazione che la spinta positiva legata alla struttura per età è visibile ma modesta.*

E' interessante ripetere questo esercizio per le nove categorie occupazionali rilevate dai dati MF - operai, impiegati, impiegati direttivi, dirigenti, insegnanti di scuola elementare, insegnanti di istituti superiori, insegnanti universitari, magistrati e politici. La figura 1.5 illustra i risultati più significativi, che si riferiscono a sei delle nove categorie. Mentre le conclusioni raggiunte sull'insieme dei dipendenti possono essere ripetute per le categorie più numerose – gli operai e gli impiegati fra i quali, tra l'altro, il livello di reddito è modesto – le categorie rimanenti presentano delle varianti che chiariscono ulteriormente le relazioni fra età, percorsi di carriera e struttura dei differenziali nel periodo in esame. Fra gli impiegati direttivi, per esempio, una categoria che ha visto aumentare in maniera significativa la presenza delle donne nei livelli medio alti (Bettio e Villa 1992) i redditi femminili sono aumentati relativamente a quelli maschili, in controtendenza al dato generale, e i cambiamenti nella composizione per età hanno avuto un impatto positivo e particolarmente significativo: basti pensare che nel 1985 la classe di età modale era fra i 30 e i 35 anni, dove si guadagnava il 6% in meno della media (femminile); nel 1992 la classe modale era quella successiva (35-40) dove il reddito superava la media del 3%.

La storia è molto diversa fra i magistrati, il cui numero, però è troppo esiguo per influenzare l'andamento nell'aggregato. Qui il ventaglio salariale è particolarmente ampio ( il rapporto fra il reddito medio maschile della classe di età meno retribuita e quello della classe di età più retribuita era pari a 29/135 nel 1992) e la massima retribuzione è raggiunta tra i 60 e i 65 anni. Come noto (David e Vicarelli, 1994), le donne sono entrate in massa in questa professione, ma la grande maggioranza aveva ancora meno di 40 anni nell'anno finale della serie MF, il 1994. In questo caso i mutamenti legati all'età hanno contribuito a deprimere il reddito delle donne magistrato rispetto ai colleghi, poiché queste ultime hanno continuato ad entrare massicciamente

nelle classi di età giovani, le meno remunerate e quelle che hanno perso ulteriore terreno con la riapertura del ventaglio salariale. Di questo dato, tuttavia, non va data una lettura necessariamente negativa; al contrario, l'entrata in massa nei livelli di redditi bassi è la necessaria (benché non sufficiente) premessa per raggiungere quelli alti.

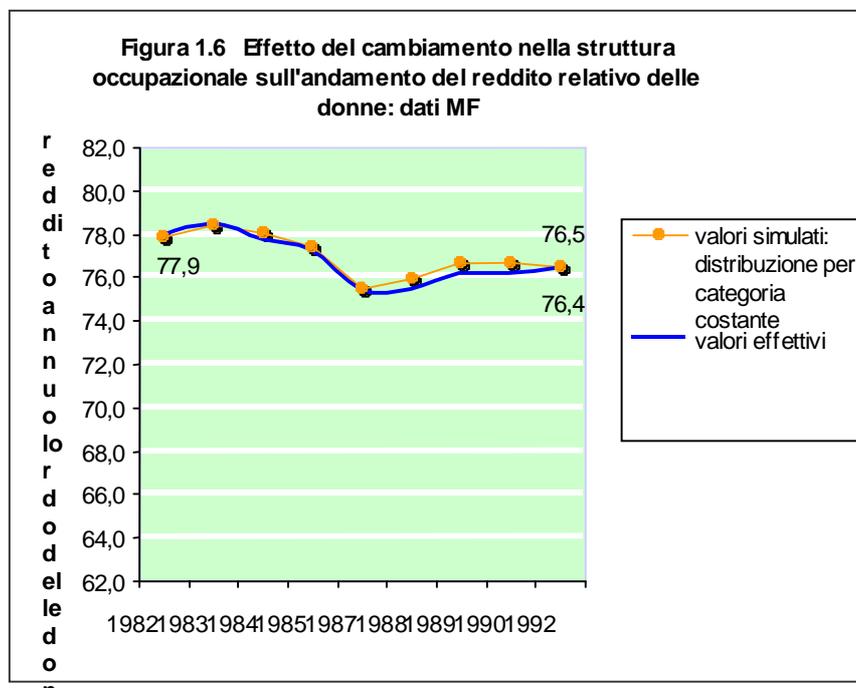
Per finire su questo punto abbiamo voluto verificare il ruolo dell'età anche servendoci dei dati SHIW che coprono tutto il ventennio. I risultati, tuttavia, sono in qualche modo deludenti (figura 2 in appendice I/3). In questo caso, infatti, l'esercizio di simulazione evidenzia sì un ruolo positivo del fattore età ma solo a partire dagli anni '90. Alla luce dei riscontri ottenuti sui dati MF, questi risultati confermano i sospetti di una significativa discontinuità della serie SHIW prima e dopo il 1989 ed esortano alla cautela nell'uso dell'intera serie per un'analisi di genere.



### La distribuzione fra occupazioni.

Anche la migliore disaggregazione per gruppo professionale di cui disponiamo (le nove categorie dei dati MF) è molto grossolana per condurre una analisi soddisfacente di una possibile de-segregazione occupazionale e del suo impatto sull'andamento delle disparità di genere. Ciononostante abbiamo condotto un esercizio di simulazione sui nove gruppi professionali rilevati dai dati MF del tutto analogo a quello sull'età (figura 1.6) e il risultato è nitido: *i mutamenti intervenuti nella struttura per professione non hanno avuto un impatto netto apprezzabile.* Va premesso in questo caso che la serie temporale è corta ( 11 anni) e copre poco più che gli anni ottanta, mentre gli spostamenti nella struttura occupazionale sono lenti. Va inoltre ribadito che nove gruppi professionali sono troppo poco per far emergere molti piccoli cambiamenti.

*Ma una ragione importante di questo risultato a tutta prima sorprendente è che esso riflette una redistribuzione dell'occupazione femminile sostanzialmente interna a tre gruppi non troppo distanti in termini di reddito – da una parte gli impiegati che sono fortemente aumentati, dall'altra il gruppo degli insegnanti (non universitari) e un gruppo*

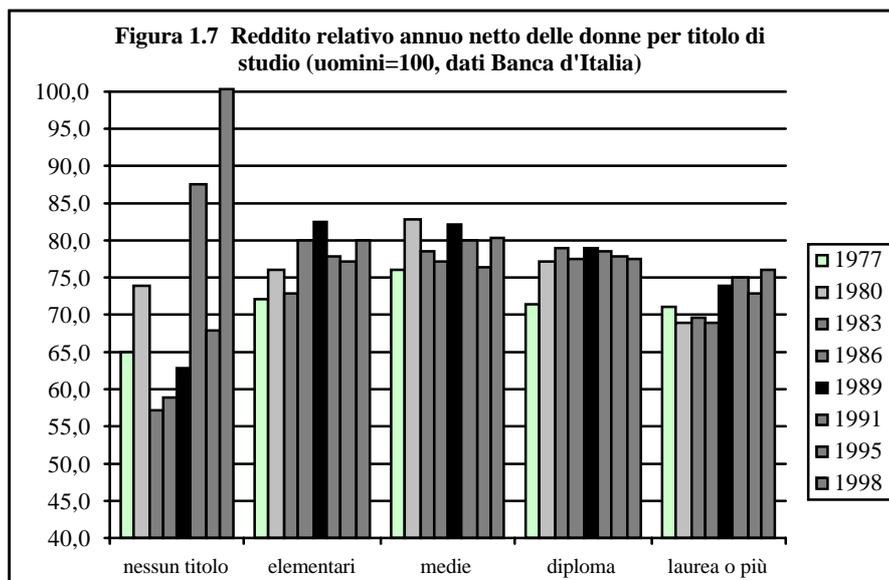


*'miscellanea' il cui peso è fortemente diminuito. Le professioni 'al vertice' (insegnanti universitari, magistrati, dirigenti, impiegati direttivi) hanno sì registrato sensibili*

*incrementi in termini percentuali, ma in termini assoluti l'aumento è stato troppo esiguo per emergere nell'aggregato.*

### L' Istruzione

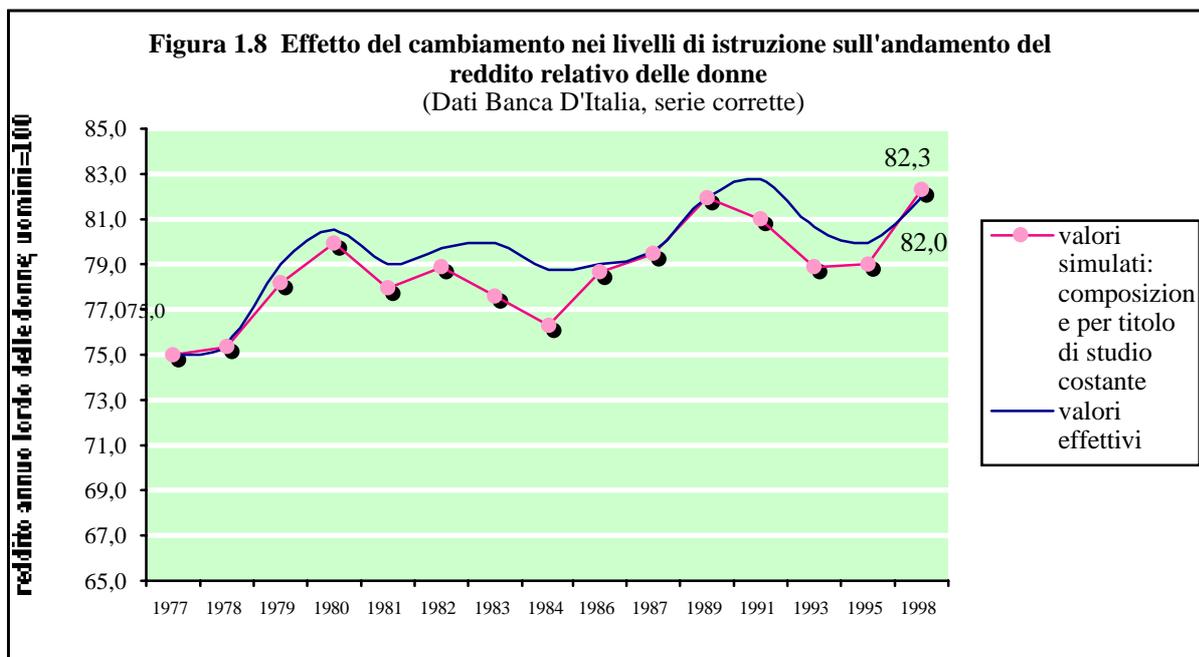
Secondo i dati SHIW ( gli unici che consentano di disaggregare per sesso e per livello di istruzione) il ventaglio salariale per titolo di studio si è aperto soprattutto a partire dagli anni novanta: fatto 100 il reddito di un maschio senza alcun titolo, un laureato odetentore di titolo superiore alla laurea guadagnava 165 nel 1977, 164 nel 1989 e 190 nel 1998. Ciò non ha però alterato in maniera apprezzabile il rapporto di reddito fra uomini e donne a parità di titolo di studio, salvo che per i detentori di laurea o titolo superiore fra i quali le



donne hanno guadagnato qualche punto in più sui maschi negli ultimi anni (figura 1.7)

La simulazione che abbiamo condotto per verificare il ruolo dell'istruzione nell'evoluzione del ventennio ha sortito un risultato interessante ma di non facile interpretazione: *l'innalzamento del livello di istruzione fra le donne (relativamente ai maschi) avrebbe cioè influito in maniera positiva, ma limitata, sul divario di reddito complessivo fra i sessi, riducendosi a frenarne il peggioramento nelle fasi avverse in misura variabile da mezzo a due punti percentuali secondo gli anni (figura 1.8).* Il dato importante è comunque la modesta influenza complessiva di questo fattore.

### La distribuzione settoriale

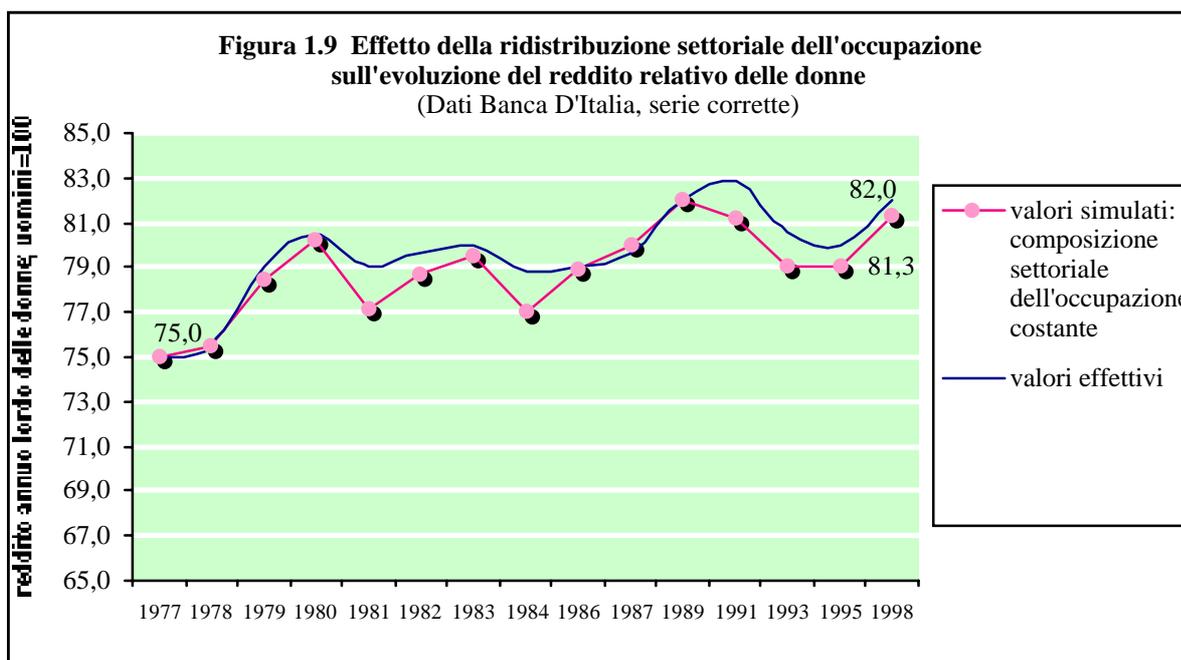


La disaggregazione dei dati SHIW per grandi settori (Industria, Servizi e Pubblica Amministrazione) conferma il ruolo determinante che il settore pubblico continua ad avere nel sostenere il reddito delle donne e nel comprimere le disparità di genere.

La pubblica Amministrazione dava lavoro nel 1998 a circa i due quinti delle dipendenti (con attività continuativa durante l'anno) e ha continuato ad offrire loro un reddito superiore, in media, sia a quello sia dell'industria che dei servizi fin dal 1977. Fatto 100 il reddito medio femminile nell'industria le occupate nella Pubblica Amministrazione guadagnavano 109 nel 1977 e 112 nel 1998, mentre per le occupate nei servizi il

vantaggio è minore (104 rispetto a 100) e si è mantenuto costante nel tempo. Le dipendenti della Pubblica Amministrazione risultano anche meno penalizzate dal confronto con gli uomini. Mentre, infatti, queste ultime hanno guadagnato (post-tasse) quattro quinti dei colleghi maschi praticamente durante tutto lo scorso ventennio le occupate dipendenti nei servizi hanno raramente raggiunto i tre quarti (75 percento). L'industria si configura come un caso intermedio a quest'ultimo proposito (figura 3, appendice I/3).

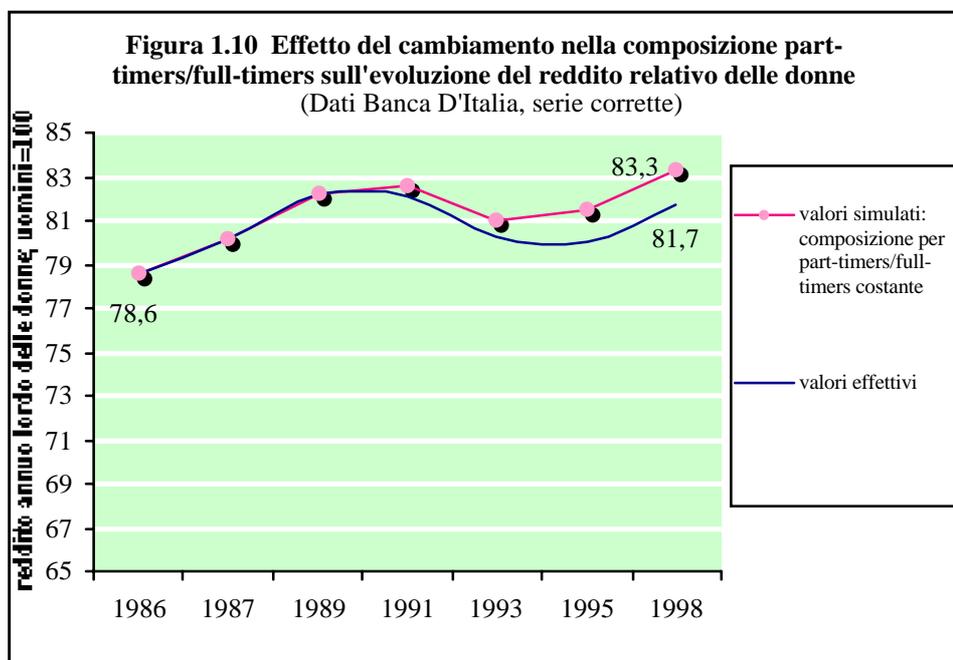
Secondo la serie SHIW, nel periodo in esame la PA ha registrato anche i maggiori tassi di crescita degli occupati alle dipendenze, e in particolare delle occupate, quindi ci si aspetta che i mutamenti nella composizione settoriale della forza lavoro abbiano favorito un aumento dei redditi relativi delle donne nel tempo. Questo è vero, ma in misura appena percettibile, generalmente inferiore ad un punto percentuale (figura 1.9).



### Il part-time e la condizione familiare

Disponiamo della distinzione part-timers/full-timers solo a partire dal 1986 (dati SHIW). Poiché tale distinzione si riferisce al tipo di contratto, non alle ore, e il numero dei part-timers nel campione è limitato, i dati relativi ai redditi di questi ultimi risultato 'instabili',

particolarmente per gli uomini. Di ciò risente in modo particolare il calcolo dei rapporti di reddito fra i sessi: tra il 1986 e il 1998 i redditi delle dipendenti a tempo parziale oscillano, infatti, dal 65 al 102% del corrispondente reddito maschile! (tabella 13,

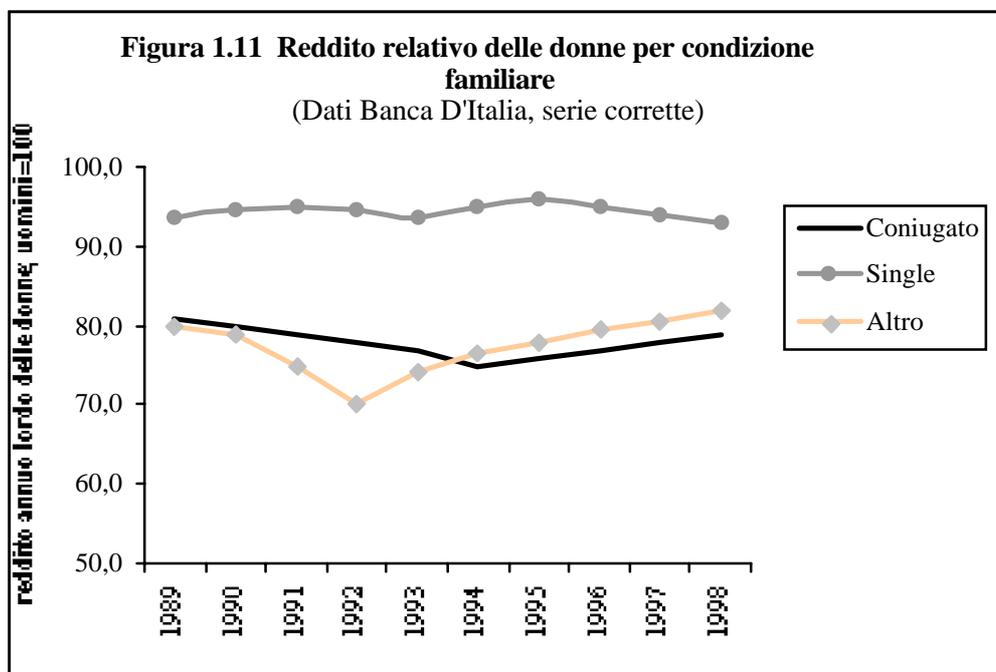


appendice I/3). Da fonti alternative riportate nei capitoli successivi ricaviamo un valore un valore più attendibile compreso fra 83% e 88% (cap. 5 e tabella 2 in appendice I/3). In termini retributivi, quindi, lo scarto fra i due sessi è minore fra i part-timers che fra i full-timers, o perché i primi sono mediamente più giovani o perché, essendo generalmente meno istruiti – si addensano in qualifiche/occupazioni meno remunerative dove le differenze uomo donna sono più attenuate.<sup>3</sup>

Per le ragioni sopra esposte i risultati dell'esercizio di simulazione che abbiamo condotto su questi dati vanno presi con grande cautela. Ciononostante sono plausibili e mostrano che *la crescita del tempo parziale ha peggiorato il rapporto di reddito fra i sessi in misura compresa fra 0,5 e 1,5 punti percentuali a partire dal 1988 (figura 1.10). Ciò ha senso se si pensa che la 'liberalizzazione' del tempo parziale risale al 1984 e che ha stentato a decollare nei primi anni.*

<sup>3</sup> Le diverse fonti non concordano sulle differenze di età fra part-timers e full-timers. Secondo l'indagine ESES (capitolo 3) i part-timers sono mediamente più giovani nel settore privato e primario. Secondo Fellini, Mazzolari, Samek Lodovici e Semenza (2000) ciò non è vero per le occupate a tempo parziale nel Nord, mentre vale per quelle del Sud e per i maschi.

Se, la crescita del lavoro a tempo parziale interesserà soprattutto le donne sposate – ancora non emergono tendenze chiare in questo senso dai dati disponibili - si invertirà presto il vantaggio in termini di reddito che le prime hanno sulle seconde. *Su base annua le coniugate ( o viventi in coppia) guadagnano circa 12% in più delle single, che sono mediamente più giovani. Proprio per questo il confronto con i maschi è molto più favorevole per le single, le quali arrivano a percepire il 90% dei loro colleghi scapoli. Inoltre, mentre fra i single i redditi delle donne hanno perso solo mezzo punto percentuale rispetto a quelli maschili dall'inizio del novanta , per le donne sposate la perdita ammonta ad un punto e mezzo. Il deterioramento è modesto ma significativo*



(figura 1.11).

## 1. 6 Una visione di insieme

Riprendiamo ora le fila del discorso iniziale componendo i singoli risultati in una visione di insieme. Ne emerge un quadro dove i fattori legati al comportamento dell'offerta, quella femminile in particolare, hanno complessivamente, ma non uniformemente spinto verso l'alto il rapporto fra redditi femminili e maschili. In questo senso hanno agito, in particolare, la mutata composizione per età dell'offerta femminile ( più continuità e presenza nelle età centrali) i progressi nell'istruzione, e un'ulteriore spostamento a favore del settore pubblico. In senso opposto ha agito la crescita del part-time, come del resto è

ragionevole aspettarsi quando si considerano i redditi annui e non i guadagni orari. Presi insieme questi fattori rendono conto di alcuni dei mutamenti più importanti nelle caratteristiche e nel comportamento dell'offerta – donne e uomini. Siccome però, nell'esercizio di simulazione che abbiamo condotto nessuno di essi sembra aver avuto un ruolo decisivo per l'andamento complessivo delle disparità di genere, se ne conclude che il fattore più importante è rappresentato dal cambiamento nella struttura del salario e quindi nel grado di apertura del ventaglio salariale, o con un termine più statistico, nel grado di dispersione dei redditi. Questi mutamenti sono stati determinanti sia per i progressi conseguiti fino ai primi anni ottanta sia per le successive oscillazioni, qualunque siano la 'vera misura' e i tempi di questi oscillazioni.

Rimane ancora insoddisfatto un perché, le ragioni cioè per cui l'impatto positivo legato al mutato comportamento dell'offerta e della struttura occupazionale sia stato tutto sommato modesto. La domanda è ancora più pertinente se pensiamo che nel corso del ventennio sono stati anche presi provvedimenti significativi a favore di una politica non discriminatoria, in particolare con il varo della 125. Benché le informazioni a nostra disposizione non consentano di isolare l'effetto di simili provvedimenti, essi avrebbero dovuto potenziare i mutamenti dell'offerta che abbiamo analizzato, amplificandone l'impatto.

C'è più di una risposta a questi perché. Una prima ragione riguarda la qualità delle serie storiche a disposizione, troppo corte o troppo discontinue per offrire una misura precisa del peso dei vari fattori. Anche per questo abbiamo preferito la presentazione grafica dei risultati che sottolinea gli andamenti invece che i valori puntuali. Una seconda ragione è che, mentre vecchie forme di discriminazione ancora indugiano a scomparire, soprattutto ai livelli alti della piramide salariale ed occupazionale, ne stanno emergendo di nuove, in particolare fra i lavoratori atipici. Da questo punto di vista inoltre, l'eredità del passato è ancora pesante poiché il mercato del lavoro ospita oggi anche generazioni che hanno fatto scelte – oramai irreversibili - in momenti culturalmente e istituzionalmente meno favorevoli alla parità di genere. Una terza ragione è che non tutte le donne usano le loro competenze/titoli per massimizzare il reddito e basta. Al contrario vari studi hanno provato che le donne usano spesso il titolo di studio o la formazione per guadagnarsi

l'accesso a posti di lavoro che facilitano la conciliazione fra famiglia e lavoro ( o fra vita relazionale e lavoro) ma che non sono necessariamente i più pagati (Rubery 1996; Giunta e Rosselli 1999). E le storie di vita analizzate nel capitolo 4 sembrano avvallare questa tesi. Un'ultima ragione è che, comunque, i progressi più visibili, legati ad esempio alla laurea o all'entrata in professioni 'di vertice' pesano molto in termini simbolici ma non quantitativi, mentre i progressi diffusi hanno tempi lunghi perché richiedono ricambi generazionali. Torneremo su queste ragioni nei paragrafi successivi.

## **2. Disparità e discriminazione**

In questo capitolo, ci poniamo l'obiettivo di verificare se la differenza salariale tra uomini e donne possa o meno dipendere dal fatto che uomini e donne si presentano sul mercato del lavoro dotati di capacità produttive diverse. Una sistematica diversità di età, di titolo di studio, di distribuzione all'interno dei settori produttivi e delle qualifiche potrebbe essere la ragione per cui le donne guadagnano in media meno degli uomini. Mostriamo che così non è. Le differenze nelle caratteristiche spiegano solo una parte piccola del differenziale. Rimane una differenza non spiegata di circa il 20% del salario totale. Discutiamo quindi le possibili interpretazioni del permanere di questa disparità.

La ricerca econometrica ha sviluppato un insieme di tecniche mediante le quali è possibile, pur con alcuni limiti, misurare come le caratteristiche influenzano i differenziali salariali. Si può misurare di quanto, ogni anno aggiuntivo di esperienza lavorativa, o ogni ulteriore titolo di studio acquisito, ecc. contribuiscono alla crescita del salario medio. Si può anche controllare se questa resa è uguale per uomini e donne oppure inferiore per le donne<sup>4</sup>.

La tecnica, che fa uso di regressioni statistiche, fornisce una rappresentazione dell'intera struttura dei salari per età, titolo di studio, sesso e altre caratteristiche, in un determinato momento del tempo. L'analisi da noi condotta ci dice che, tra i lavoratori a tempo pieno (più di 30 ore la settimana), le differenze in queste caratteristiche non spiegano il differenziale tra uomini e donne. Se invece si guarda al totale dei lavoratori, le differenze

---

<sup>4</sup> La procedura dell'analisi di regressione è riassunta nel riquadro 1. Il commento statistico ai risultati presentati (numerosità, errori standard, statistiche t, r2 e altri tests) sono riportati in appendice.

nelle caratteristiche produttive - e in particolare la differenza di orario - spiegano solo il 4-5% del differenziale totale, che in un anno 'tipo' come il '93 si aggira intorno al 23-24%. Rimane quindi non spiegato un 19-20% di salario in meno che le donne ricevono, e che viene misurato dal coefficiente della variabile 'sesso femminile'. Questo coefficiente viene considerato da buona parte della pubblicistica economica come una misura di 'discriminazione', con significato che discuteremo meglio in seguito.

Per utilizzare le tecniche in questione è necessario fare uso di **microdati**, cioè di dati derivanti da questionari individuali, non precedentemente aggregati. Le due fonti di dati disponibili, che abbiamo utilizzato, sono la SHIW della Banca d'Italia e la ECHP. Le caratteristiche e i problemi delle due fonti sono descritte in appendice. Inizialmente abbiamo condotto una analisi intensiva, in particolare della prima ondata di dati ECHP (1991), sottoponendoli a numerose regressioni con specificazioni dell'equazione sempre diverse, per individuare una specificazione standard del modello econometrico. Analoga analisi abbiamo poi condotto sui dati Banca d'Italia.

Per dare un'idea intuitiva dei risultati ottenuti, che illustreremo in seguito nel loro dettaglio scientifico, dall'analisi risulta che, (in media, e a parità di tutte le altre caratteristiche) il titolo di studio di scuola media inferiore fa guadagnare a chi lo possiede circa 4 milioni l'anno, il titolo di scuola media superiore fa guadagnare circa 5 milioni l'anno rispetto alla media inferiore, l'aver la laurea ulteriori 3 milioni circa. Il fatto di lavorare nel Nord Est invece che al Sud circa 2 milioni duecentomila, e l'essere maschi fa guadagnare circa 3 milioni e mezzo all'anno in più. In alcuni dati recenti risulta che, (SHIW 1998) se le persone dei due sessi venissero retribuite soltanto in base alle caratteristiche produttive e senza badare al loro sesso, le donne dovrebbero essere retribuite leggermente di più dei colleghi maschi, mentre continuano ad essere retribuite circa il 20% in meno. Per misurare questi valori abbiamo fatto uso dei valori medi predetti utilizzando i coefficienti delle regressioni che presenteremo in seguito.

Abbiamo confrontato i risultati di Banca d'Italia e ECHP, notando che i risultati ottenuti sono, con nostra soddisfazione, molto simili. Quindi, abbiamo applicato modelli simili

agli altri anni e ai paesi stranieri dello ECHP a fini di confronto<sup>5</sup> verificando che per quanto riguarda la misura dei differenziali per sesso l'Italia è in linea con quelli gli altri paesi Europei. Inoltre, analizzando con delle logit la probabilità di accedere ai ruoli superiori delle carriere (supervisore e manager rispettivamente), abbiamo mostrato che a parità di altre caratteristiche individuali essa è inferiore per le donne, per ragioni che non sono spiegate da altre caratteristiche che dal sesso.

---

<sup>5</sup> Tra i paesi con cui si effettua il paragone è assente l'Olanda, in quanto non ha fatto la stessa survey degli altri paesi ma ha usato una precedente survey non del tutto comparabile.

### **Finestra 1: che cos'è l'analisi di regressione econometrica**

L'analisi di regressione consiste nello stabilire un legame tra una grandezza (la variabile dipendente) e altre grandezze misurabili da cui si ipotizza che questa variabile dipenda (le variabili indipendenti). Si può per esempio ipotizzare che l'altezza di una pianta dipenda dall'acqua che riceve, dalla luce, dal concime. Si può sia verificare l'ipotesi (è vero o no che l'altezza della pianta dipende dalla luce?) mediante delle misure di 'SIGNIFICATIVITA'. (se faccio l'ipotesi che l'altezza della pianta dipende dall'altezza del suo proprietario troverò che essa non è statisticamente significativa). Inoltre consente di misurare di quanto una grandezza ha effetto sull'altra, con un numero detto 'COEFFICIENTE'. (Per esempio, se trovo che in media per ogni litro di acqua ricevuto in più alla settimana un seme fa crescere in media una pianta di circa 10 cm più alta, il coefficiente sulla variabile acqua sarà circa 10). L'analisi di regressione è una tecnica statistica di tipo stocastico, cioè prevede che tutte le misure e tutti i risultati siano soggetti ad un certo errore: le previsioni si riferiscono alle medie e possono essere più o meno precise. Per questo si ricorre al concetto di 'ERRORE STANDARD'. In questo rapporto, quando noi diciamo che una certa grandezza non risulta significativa, intendiamo che la più comune statistica di significatività (la statistica T) ci ha detto che probabilmente essa non aveva effetto sulla variabile considerata, che di solito è il salario. Se diciamo che il coefficiente di una grandezza è pari ad un certo numero, intendiamo che, per ogni aumento unitario del salario medio, una percentuale corrispondente al valore del coefficiente è responsabile dell'aumento. Per esempio, un coefficiente di 0,3 sul titolo di studio ci dice che a parità di altre caratteristiche ogni livello di titolo di studio fa guadagnare in media un 30% in più. Ciò naturalmente vale in media, ci può essere un errore. Per non appesantire le nostre tavole, noi abbiamo presentato nelle tabelle, salvo diversamente specificato, solamente i coefficienti di variabili significative (con una probabilità del 95%). Abbiamo relegato alle tavole in appendice 2 tutto il commento statistico che usualmente viene presentato insieme alle regressioni (statistiche t, errori standard, numerosità dei campioni etc.).

### **2.1 L'analisi econometrica dei dati ECHP**

La tabella 1 riporta le principali statistiche che riassumono la situazione complessiva dei differenziali per sesso secondo la ECHP nel 1993. Essa mostra che *le lavoratrici dipendenti hanno un salario medio inferiore, ma anche un'età inferiore e una minore esperienza lavorativa. Tuttavia, hanno anche, in media, un livello di istruzione maggiore, (dovuta probabilmente anche ad un effetto di autoselezione per cui solo le donne sufficientemente educate entrano nel mercato del lavoro).*

**TABELLA 2.1: Statistiche riassuntive dei dati ECHP**

Variabile	Lavoratori autonomi		Lavoratori dipendenti	
	Donne	Uomini	Donne	Uomini
Reddito	12515,99	17912,64	17676,50	22975,45
Mesi lavorati all'anno	11,65	11,88	11,54	11,65
Ore lavorate a settimana	43,08	48,23	34,88	40,44
Età	41,11	43,73	36,15	38,70
Esperienza lavorativa (anni)	19,09	24,74	14,83	18,79
Maturità	0,31	0,28	0,49	0,38
Laurea	0,10	0,10	0,12	0,10
Meno della media inferiore	0,03	0,02	0,01	0,01
Anzianità nello stesso lavoro	2,72	1,79	2,43	2,04
Anzianità nello stesso lavoro maggiore di 14 anni	0,40	0,63	0,42	0,51
Occupato nel settore Pubblico	0,02	0,02	0,43	0,36
Occupato nel Nord	0,23	0,20	0,26	0,23
Occupato nel Nord-Est	0,21	0,23	0,23	0,20
Occupato nel Centro	0,20	0,18	0,19	0,20
Occupato nel settore Agricolo	0,10	0,12	0,04	0,05
Occupato nel settore Industriale	0,13	0,36	0,22	0,40
Occupato nel settore Servizi	0,77	0,51	0,73	0,55
Supervisore			0,03	0,10
Medio livello			0,15	0,23
Apprendista	0,00	0,00	0,02	0,02

Delle tre ondate di dati ECHP, abbiamo scelto di presentare qui il 1993 per ragioni statistiche, perché la prima ondata rappresenta il campione privo dell'attrito derivante dal mantenimento della struttura longitudinale. Nel paragrafo IV usiamo presentiamo risultati relativi alla seconda ondata per confrontarli con quelli Banca d'Italia rilevati circa nella stessa data, e nell'ultimo paragrafo utilizziamo tutte e tre le ondate.

I dati riguardano un campione di 17729 persone di età superiore ai 16 anni in 7115 famiglie. Vi sono in totale 7555 occupati, 5740 dipendenti (inclusi gli apprendisti) e 1815 autonomi. La maggior parte delle regressioni sono state fatte usando solo dati sui lavoratori dipendenti e apprendisti, perché nei dati riguardanti i lavoratori autonomi esiste un forte problema di assenza di risposta alla domanda sul reddito percepito: esiste quindi per loro un problema di autoselezione.

## 2.2. Analisi intensiva dei dati ECHP

Le regressioni sono state fatte su ciascuna delle 3 ondate dei ECHP, considerate ciascuna come una cross-section. Esse mostrano che a parità di ore e mesi lavorate rimane un differenziale salariale del 20%, come rappresentato dal coefficiente sulla variabile sesso, e che inoltre questo coefficiente è robusto, cioè non varia aggiungendo all'equazione altre variabili che potrebbero spiegarlo.

**TABELLA 2.2: Analisi econometrica della prima ondata dei dati ECHP**

Variabile spiegata: reddito (in logaritmo naturale)	Modello semplice (*) Coefficienti	Modello completo Coefficienti
Sesso femminile	-0,21	-0,21 (21%)
Logaritmo nat. mesi lavorati all'anno	1,16	0,91
Logaritmo nat. ore lavorate a settimana	0,28	0,39
Laurea		0,61
Maturità		0,27
Meno della media inferiore		-0,33
Esperienza lavorativa (anni)		0,03
Esperienza lavorativa al quadrato(anni)		-0,001
Anzianità nello stesso lavoro		0,03
Anzianità nello stesso lavoro maggiore di 14 anni		0,30
Occupato nel Nord		0,13
Occupato nel Nord-Est		0,12
Occupato nel Centro		0,07
Costante	6,05	5,59

(\*): tenendo conto dei mesi e ore lavorati

La tabella 2.2 mostra i risultati dei coefficienti di due regressioni, una in cui le variabili dipendenti erano solo quelle relative al sesso e all'orario, e una di una specificazione completa del modello, che è stato esteso progressivamente fino ad includere tutte le altre caratteristiche individuali plausibilmente collegate alla produttività e quindi al salario, una variabile alla volta. Il coefficiente sulla variabile 'sesso femminile' non varia quasi: deduciamo che non sia dovuto ad altre caratteristiche individuali non osservate, in presenza delle quali diminuirebbe. Non vi è motivo di credere che la distribuzione tra i sessi di altre caratteristiche non rilevate legate alla produttività sia completamente diversa dalla distribuzione di quelle rilevate.

I coefficienti sulle variabili riguardanti il titolo di studio misurano di quanto ciascun livello di istruzione incrementa il salario medio delle persone dei due sessi, rispetto al salario di una persona con il titolo di scuola media inferiore. Il titolo di scuola media inferiore è la variabile 'esclusa'. Così, per esempio, in questa tabella, il coefficiente corrispondente alla variabile laurea, pari a 0,60, indica che una persona laureata guadagna in media il 60% in più di una persona con la licenza di scuola media inferiore, mentre il coefficiente  $-0,33$  in corrispondente con la variabile "meno della media inferiore" indica che chi ha soltanto il titolo di scuola elementare o neanche quello guadagna in media il 33% in meno di quanto guadagna una persona che ha la media inferiore.

E' a partire da questi coefficienti che abbiamo derivato i numeri del primo paragrafo, che indicano che una donna in medi guadagnava nel 1993 3 milioni e mezzo all'anno in meno di un collega con le stesse caratteristiche.

La tabella 2.3 estende ulteriormente il modello a includere il settore di impiego e la dimensione di impresa. Nella prima colonna, il coefficiente su 'occupato nel settore pubblico' misura il contributo percentuale al salario derivante dall'essere occupato nel settore pubblico, perché la variabile esclusa è il settore privato. Si misura poi il contributo dell'essere impiegati nell'agricoltura e nei servizi (rispetto all'industria, variabile esclusa), e l'effetto della mansione.

Le mansioni nei dati ECHP sono quattro, supervisore, quadro di medio livello, semplice lavoratore, e apprendista. Noi escludiamo la variabile 'semplice lavoratore' e quindi i coefficienti misurano di quanto aumenta o diminuisce il salario di apprendisti e quadri superiori, rispetto al semplice lavoratore.

**TABELLA 2.3 : Analisi econometrica della prima ondata dei dati ECHP: il ruolo del settore occupazionale e della dimensione di impresa**

Variabile spiegata: reddito (in logaritmo naturale)	Ruolo del settore	Dimensione	Dimensione
	occupazionale	d'impresa (A)	d'impresa (B)
	Coefficienti	Coefficienti	Coefficienti
Sesso femminile	-0,20	-0,22	-0,22
Logaritmo nat. ore lavorate a settimana	0,43	0,54	0,54
Logaritmo nat. mesi lavorati all'anno	0,92	0,98	0,98
Maturità	0,19	0,15	0,18
Laurea	0,44	0,42	0,47
Meno della media inferiore	-0,13	-0,14	-0,17
Esperienza lavorativa (anni)	0,02	0,02	0,02
Esperienza lavorativa al quadrato (anni)	-0,0003	-0,0004	-0,0004
Anzianità nello stesso lavoro	0,02	0,02	0,03
Anzianità nello stesso lavoro maggiore di 14 anni	0,25	0,19	0,21
Occupato nel Nord	0,11	0,13	0,15
Occupato nel Nord-Est	0,10	0,11	0,13
Occupato nel Centro	0,05	0,10	0,11
Occupato nel settore Pubblico	0,15	Escluso	Escluso
Occupato nel settore Agricolo	-0,42	-0,34	-0,41
Occupato nel settore dei Servizi	0,006	0,07	0,03
Supervisore	0,25	0,22	0,24
Medio livello	0,07	0,09	0,10
Impresa da 1 a 4 dipendenti		-0,29	
Impresa da 5 a 19 dipendenti		-0,17	
Impresa da 20 a 49 dipendenti		-0,12	
Impresa da 50 a 99 dipendenti		-0,10	
Impresa da 100 a 499 dipendenti		-0,06	
Costante	5,52	5,09	4,88

Un fattore importante nel determinare i differenziali salariali è la dimensione delle unità di produzione, I salari nelle imprese di dimensione maggiore sono in media più alti di quelli di persone che lavorano in imprese di dimensione minore. L'inclusione di questa variabile tuttavia conduce alla perdita di numerose osservazioni dal nostro campione, perché il dato non è disponibile per molti individui, fra cui tutto il settore pubblico. Per vedere gli effetti della variabile dobbiamo quindi paragonare regressioni, con o senza queste variabili, ma fatte sullo stesso insieme di osservazioni, come riportato nella seconda e nella terza colonna della tabella. Queste regressioni mostrano che **la variabile dimensione d'impresa non ha alcun effetto sul coefficiente della variabile sesso femminile, anche se ha in generale un effetto sul salario.**

Anche in queste specificazioni il coefficiente sulla variabile sesso femminile non diminuisce. Noi sappiamo dalla ricerca che presenteremo fra poco che a parità di altre caratteristiche la probabilità che le donne diventino supervisor è molto più bassa che per gli uomini. Tuttavia questo è probabilmente bilanciato dagli effetti di settore, in particolare dal premio pagato ai dipendenti pubblici, in cui le donne sono fortemente presenti, e i due effetti lasciano il coefficiente invariato.

Abbiamo fatto dei tentativi introducendo nell'equazione la variabile esperienza in diverse forme funzionali, quadratica, cubica, etc, senza ottenere cambiamenti significativi del coefficiente sulla variabile 'sesso femminile' che principalmente ci interessa. Questi risultati che non riportiamo sono disponibili su richiesta.

Il passo successivo è stato quello di escludere dal campione le osservazioni di valore estremo. Abbiamo escluso prima un piccolo numero di casi con risposte anomale su anzianità e esperienza, il che ha leggermente modificato il coefficiente. Poi abbiamo escluso coloro che dichiarano di lavorare meno di 15 ore la settimana, o più di 48, e in un'altra specificazione, più di 60. Questo continua a non avere effetto sul coefficiente della variabile di comodo. Infine, abbiamo escluso dal campione coloro che dichiarano di guadagnare meno di 500.000 lire al mese e più di 10.000. Questo di per se obbligatoriamente diminuisce tutti i differenziali. Infatti anche il nostro coefficiente ne risulta diminuito, a  $-0.15$ , ma è sempre significativo. Questo indica che nelle regressioni complete *il valore del coefficiente non è dovuto alla presenza di alcune donne che guadagnano molto poco o di alcuni uomini che guadagnano veramente molto, ma è invece un fenomeno diffuso lungo tutta la distribuzione.*

**TABELLA 2.4 : Analisi econometrica della prima ondata dei dati ECHP: effetti incrociati di settore e collocazione**

Variabile spiegata: reddito (in logaritmo naturale)	Coefficienti	Coefficienti (*)	Coefficienti (**)
Sesso femminile	-0,20	-0,16	-0,24
Logaritmo nat. ore lavorate a settimana	0,47	0,39	0,34
Logaritmo nat. mesi lavorati all'anno	0,87	0,96	0,82
Maturità	0,22	0,15	0,20
Laurea	0,52	0,40	0,46
Meno della media inferiore	-0,12	-0,18	-0,10
Esperienza lavorativa (anni)	0,03	0,01	0,02
Esperienza lavorativa al quadrato (anni)	-0,0005	-0,0002	-0,0005
Anzianità nello stesso lavoro	0,02	0,01	0,02
Anzianità nello stesso lavoro maggiore di 14 anni	0,24	0,20	0,22
Occupato nel Nord	0,17	0,08	0,25
Occupato nel Nord-Est	0,17	0,07	0,24
Occupato nel Centro	0,11	0,06	0,18
Occupato nel settore Pubblico	0,23	0,15	0,41
Occupato nel sett Agricolo	-0,50	-0,24	-0,55
Occupato nel settore dei Servizi	0,01	0,01	-0,05
Occupato nel sett. Pubblico nel Nord	-0,10	-0,08	-0,18
Occupato nel sett. Pubblico nel Centro	-0,16	-0,10	-0,19
Occupato nel sett. Agricolo nel Nord	0,20	0,09	-0,04
Occupato nel sett. Agricolo nel Centro	0,29	0,20	0,11
Occupato nel sett. dei Servizi nel Nord	-0,02	0,04	
Occupato nel sett. dei Servizi nel Centro	0,02	0,03	
Supervisore		0,26	
Medio livello		0,07	
Apprendista			0,36
Costante	5,35	5,71	5,93

(\*): si escludono i lavoratori con meno di 15 e più di 48 ore e quelli che guadagnano meno di 500.000 lire o più di 10.000.000 di lire al mese

(\*\*): regressione che include i lavoratori autonomi

La colonna 3 della tabella riporta i coefficienti delle regressioni riguardanti i lavoratori autonomi. Possiamo vedere che il differenziale totale e il differenziale non spiegato sono leggermente maggiori rispetto ai lavoratori dipendenti. Tuttavia, come abbiamo detto prima, i dati sul reddito dei lavoratori autonomi sono poco attendibili. Regressioni simili svolte sulle tre ondate di dati ECHP danno risultati piuttosto simili: il differenziale bruto rimane costante e si nota una lieve diminuzione del coefficiente che misura la discriminazione tra il 91 e il 92, ma non tra il 92 e il 93. I risultati di tali regressioni sono

disponibili su richiesta, ma la similarità dei risultati può essere desunta anche dalla tabella 19 finale di questo capitolo.

### ***2.3 Paragoni tra risultati ECHP e Banca d'Italia***

Passiamo quindi al paragone tra i dati ECHP e quelli Banca d'Italia SHIW. Le rilevazioni che danno luogo alla seconda ondata ECHP e ai dati Banca d'Italia 1995 sono state condotte in periodi di tempo fra loro più ravvicinati, rispetto ad altre rilevazioni Banca d'Italia o ECHP, e quindi abbiamo scelto di usare queste due per il raffronto. **I risultati ottenuti usando nelle regressioni le variabili simili sono soddisfacentemente simili, come mostrano le tabella 2.5. Cio' ci conforta nel credere che i risultati ottenuti nelle nostre precedenti misurazioni sono giusti, e persiste un -20% attribuibile a discriminazione.**

Nei dati ECHP notiamo una maggior varianza (del logaritmo) delle retribuzioni, e una minore varianza spiegata come indicato dal minore R<sup>2</sup>.

**TABELLA 2.5: Paragone tra i dati BdI e ECHP, 1995**

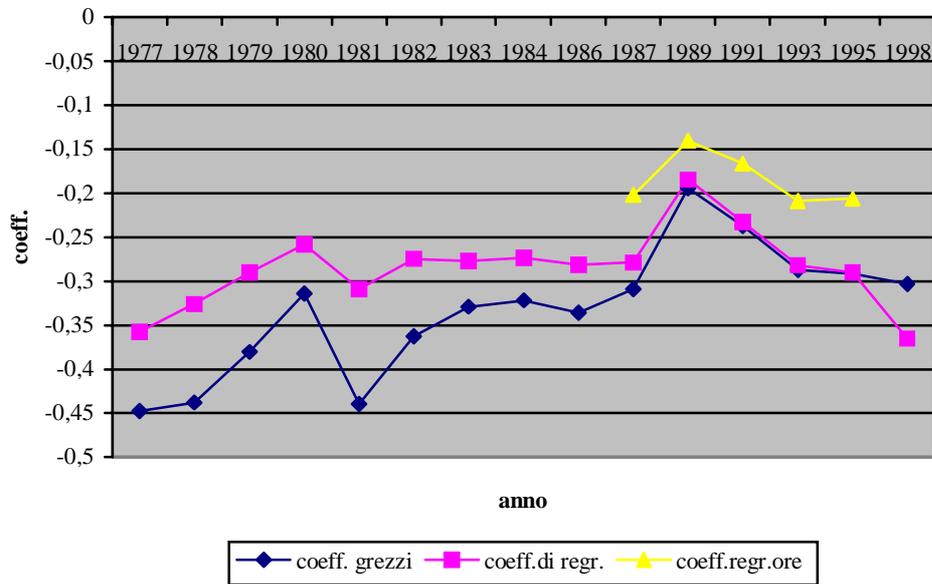
Variabile spiegata: reddito (in logaritmo naturale)	A) ECHP Coefficienti	B) SHIW Coefficienti
Sesso femminile	-0,22	-0,19
Logaritmo nat. mesi lavorati all'anno	1,02	0,99
Logaritmo nat. ore lavorate a settimana	0,47	0,50
Età 14 (colonna A); Età 16 (colonna B)	-0,77	-0,68
Età 18	-0,52	-0,59
Età 21	-0,29	-0,29
Età 31	-0,11	-0,10
Età 51	0,50	-0,002
Età 65	-0,10	-0,02
Maturità	0,23	0,20
Laurea	0,44	0,43
Occupato nel Nord e Centro	0,18	0,19
Occupato nel settore Pubblico	0,22	0,23
Occupato nel sett.Pubblico nel Nord-Centro	-0,14	-0,14
Costante	5,64	5,49

## 2.4. *Gli andamenti del coefficiente di disparità*

Il coefficiente sulla variabile 'sesso femminile' che abbiamo discusso in tutto questo capitolo - coefficiente che, come abbiamo detto prima, alcuni ritengono indice di discriminazione, ma noi per ragioni che spieghiamo nell'ultimo paragrafo preferiamo chiamare coefficiente di disparità- è stato infine misurato per tutti gli anni per cui erano disponibili dati SHIW - con o senza rilevazione del numero di ore lavorate. Nella figura 2.1 abbiamo evidenziato l'andamento nel tempo dei coefficienti. La linea blu con rombi rappresenta i differenziali grezzi calcolati mediante una regressione sulla sola variabile sesso femminile e su una costante. La linea rosa con quadratini rappresenta il coefficiente sulla variabile sesso femminile quando si stima il modello completo di tutte le variabili, cioè si 'ripulisce' il coefficiente di quanto è dovuto alle diversità di caratteristiche. La linea gialla superiore più corta rappresenta la regressione che include la variabile 'ore lavorate', per gli anni in cui essa è nota. Il fatto che questa linea si trovi in alto rispetto alle precedenti indica che la penalizzazione salariale dei lavori a orario corto è una delle principali spiegazioni del differenziale. Va notato infine che per l'ultima rilevazione, 1998, il quadratino si porta al disotto del rombo, ad indicare che **se le donne fossero pagate secondo le loro caratteristiche produttive, oggi dovrebbero essere pagate di più, non di meno, dei loro colleghi.**

Figura 2.1. ANDAMENTO TEMPORALE DEL COEFFICIENTE DI DISPARITA'

### Coefficienti di disparità per anno



## ***2.5 Soffitto di cristallo***

Abbiamo quindi condotto una regressione di tipo logit con la variabile supervisor, utilizzando dati della prima ondata ECHP. Il coefficiente sulla variabile sesso femminile e' risultato sempre negativo e altamente significativo, indicando che la probabilità di diventare supervisor se si e' femmine e' fortemente influenzata negativamente dall'appartenenza al secondo sesso. Abbiamo anche stimato una logit senza includere la variabile indicante il sesso, per ottenere una previsione neutra di quale sia la probabilità che un dato lavoratore diventi supervisore. Le regressioni sono riportate in appendice. La tabella 2.6 riporta i risultati di un esercizio econometrico condotto a partire da queste due regressioni, che ha il seguente significato: si chiede al computer senza introdurre una variabile per il genere, qual è la probabilità che una persona con date caratteristiche acceda ai livelli alti della carriera (supervisore, nei dati ECHP, e manager nei dati Banca d'Italia). A questa probabilità corrisponde una frazione del numero delle donne e degli uomini che, a seconda delle caratteristiche che posseggono, dovrebbero trovarsi nei livelli alti. (Per esempio, se un laureato con un dato numero di anni e di anzianità, genere neutro, ha 6 probabilità su 10 di diventare supervisore, e i laureati sono metà uomini e metà donne, dovremmo trovare 3 uomini e 3 donne supervisor. Se nella realtà troviamo che 5 maschi e 1 femmina sono diventati supervisor notiamo che c'è una anomalia).

**Come mostra la tabella 2.6, le donne sono supervisor in un proporzione del 3%. Invece, senza tener conto del sesso, il computer calcola che il 7,2% delle donne dovrebbero raggiungere il grado di supervisor, sulla base delle loro altre caratteristiche**

	Supervisorì		Probabilità di essere supervisorì	
	Valori medi	Frequenze	Valori medi	Frequenze
Uomini	0,09	4428	0,10	3472
Donne	0,07	2408	0,03	2135
Totale	0,08	6836	0,07	5607

Abbiamo condotto un'analisi analoga sui dati SHIW, dove la variabile *apqual-1*, è un indicatore per la qualifica più elevata della SHIW, quella di 'manager o professori universitari'. Tuttavia gli *apqual-1* dei dati Banca d'Italia sono una proporzione più piccola rispetto al campione di quanto non sono i supervisorì della ECHP. Di conseguenza nei dati SHIW l'anomalia relativa alle donne è ancora più marcata. Il coefficiente sulla variabile sesso femminile è ancora più elevato ( -1.96 contro -1.18 dei dati ECHP). Solamente lo 0.66% delle donne raggiungono questo livello. Quando abbiamo stimato la logit senza includere la variabile donne, la previsione era che, date le loro caratteristiche, il 2,35% delle donne avrebbe dovuto ottenere tale qualifica. In altre parole, *vi e' una correlazione statistica, forte e non spiegata, tra l'essere donne e il non essere dirigente. Un altro modo di evidenziare lo stesso problema e' quello di dire che, sulla base delle caratteristiche produttive, per ogni dirigente donna dovrebbero esserci 1,1 di dirigenti uomini, mentre invece ve ne sono 5,25.*

TABELLA 2.7: Probabilità di accedere alle qualifiche elevate (dati SHIW)

	Manager		Probabilità di diventare manager	
	Valori medi	Frequenze	Valori medi	Frequenze
Uomini	0,035	3756	0,026	3638
Donne	0,007	2418	0,024	2343
Totale	0,024	6174	0,025	5981

## 2.6 Confronti internazionali

La tabella 2.8 analizza secondo la tecnica della decomposizione di Oaxaca i dati italiani e quelli degli altri paesi ECHP. La decomposizione di Oaxaca consiste nel fare regressioni separate per uomini e donne, e quindi dividere la differenza in salario medio nelle due parti, una dovuta alla differenza in caratteristiche medie, e l'altra dovuta alla diversità dei coefficienti. Il procedimento della decomposizione è spiegato in nota<sup>6</sup>. Ne derivano tre indicatori diversi di discriminazione, riportati nella tabella 2.8 per la prima e l'ultima ondata ECHP. La tabella si legge nel seguente modo: la colonna f/m riporta il rapporto tra le medie geometriche del salario dei due sessi: tanto più il numero è inferiore a 1, tanto meno le donne sono pagate rispetto agli uomini. La colonna fv/mc fa riferimento a quanto il salario femminile è inferiore, rispetto a quello che le donne dovrebbero prendere se venissero pagate come uomini; mentre la colonna mv/m fa riferimento a quanto gli uomini sarebbero pagati di meno se le loro caratteristiche fossero valutate come quelle delle donne. Le differenze che si riscontrano tra 1 e retribuzioni effettive e i valori nozionali (che non sono necessariamente lo stesso numero, perché uomini e donne hanno caratteristiche diverse) e' una misura della discriminazione. Anche per questi due indicatori, l'approssimazione ad 1 indica maggiore eguaglianza tra uomini e donne.

**TABELLA 2.8: Decomposizione di Oaxaca delle retribuzioni maschili e femminili.  
Dati ECHP 1995**

<b>Prima Ondata</b>	<b>1993</b>	<b>Terza ondata</b>	<b>1995</b>
-------------------------	-------------	-------------------------	-------------

<sup>6</sup> Il salario medio delle donne e' per definizione uguale alla somma dei coefficienti della regressione sul campione femminile moltiplicato per il valore medio delle caratteristiche (risultato algebrico per una regressione lineare). Poi paragoniamo questo valore col valore ottenuto moltiplicando i coefficienti della regressione maschile per le caratteristiche medie femminili, che e' un numero più grande. Questo ci da' la misura di quanto sarebbero pagate le donne, se fossero pagate come gli uomini (valore nozionale femminile). Calcoliamo anche la differenza tra quanto effettivamente guadagnano gli uomini, e il risultato della moltiplicazione dei coefficienti della regressione femminile per le caratteristiche medie maschili. Questo ci dice quanto gli uomini sarebbero in media pagati di meno se le loro caratteristiche fossero valutate come quelle delle donne (valore nozionale maschile).

	f/m	fv/mc	mvfc/mc	f/m	fvfc/mc	Mvfc/mc
Germania	0,58	0,71	0,75	0,58	0,70	0,74
Danimarca	0,75	0,86	0,85	0,75	0,84	0,83
Belgio	0,70	0,78	0,79	0,68	0,79	0,82
Lussemburgo	0,66	0,81	0,84	0,66	0,80	0,87
Francia	0,66	0,74	0,77	0,66	0,75	0,75
Regno Unito	0,58	0,66	0,73	0,60	0,73	0,78
Irlanda	0,69	0,77	0,77	0,67	0,72	0,77
Italia	0,75	0,81	0,81	0,80	0,84	0,82
Grecia	0,75	0,81	0,78	0,76	0,81	0,79
Spagna	0,77	0,79	0,80	0,76	0,81	0,80
Portogallo	0,81	0,79	0,79	0,83	0,79	0,81
Austria				0,65	0,70	0,81
Finlandia				0,74	0,76	0,78

L'Italia, come si nota, è un caso intermedio tra quelli Europei: nel 1993, il salario medio delle donne risulta essere l'81,1% di quello che dovrebbe essere se a parità di caratteristiche le donne fossero retribuite come gli uomini. Questi valori sono in linea con gli altri valori Europei, che oscillano tra la Gran Bretagna, dove il salario medio delle donne è addirittura il 66 % di quello che dovrebbe essere a parità di retribuzione di caratteristiche, e la Danimarca dove raggiunge l'86 % di quello che sarebbe se a parità di retribuzione di caratteristiche uomini e donne riuscissero ad ottenere la stessa retribuzione. Esamineremo meglio il paragone con Europeo nel capitolo successivo.

### ***2.7 L'interpretazione del coefficiente sulla variabile 'sesso femminile' e altre questioni interpretative.***

Nelle decomposizioni via regressione si assume che il salario di ciascun lavoratore dipenda dall'insieme delle caratteristiche, e tra le caratteristiche si aggiunge il sesso. Vengono quindi stimati statisticamente dei coefficienti, che rappresentano in media il contributo di ciascuna caratteristica alla formazione del salario. Il coefficiente stimato sulla variabile sesso femminile è la differenza di salario dovuta esclusivamente al sesso. Ma da cosa deriva, questo coefficiente? Dalla discriminazione operata dai datori di lavoro, da fattori a noi ignoti, da comportamenti in qualche modo auto-discriminatori delle donne stesse?

Il successivo dibattito ha messo in luce alcuni problemi, alcuni di carattere metodologico, altri di carattere interpretativo. Dal punto di vista metodologico, è stato evidenziato che

qualsiasi altra caratteristica non osservata distribuita diversamente fra i due sessi viene catturata da quel coefficiente, e che quindi esso può essere dovuto al sesso, oppure può rappresentare “la misura di quel che non sappiamo”. O, naturalmente, un misto tra le due.

Ci sono strategie econometriche, e che permettono di affrontare questo primo problema. Quella qui seguita è di partire da regressioni estremamente parsimoniose che includono la variabile di comodo, e poi di aggiungere progressivamente tutto quello che sappiamo sui dati. Se l’aggiunta di tutto quel che sappiamo fa diminuire il coefficiente, possiamo dedurre che in effetti il coefficiente era dovuto alla nostra ignoranza. Ma se il risultato di questa aggiunta è che il coefficiente ottenuto inizialmente sulla variabile ‘sesso femminile’ della versione parsimoniosa varia poco o nulla, l’aggiunta di quel che sappiamo non fa diminuire quel che non sappiamo, questo ci induce a ritenere che il coefficiente raccolga qualcosa che effettivamente dipende solamente dalla caratteristica che è catturata essere donne, e che non vi sia alcuna altra caratteristica correlata all’essere donne della quale non sappiamo. La persistenza del coefficiente sulla variabile di comodo all’aggiunta di variabili e all’aumento di potere esplicativo è una prova della sua ‘robustezza’.

Dal punto di vista interpretativo, sappiamo che il differenziale salariale è il risultato di un processo di interazione tra le persone dei due sessi, in cui entrano in gioco fattori complessi di valutazione delle capacità e del contributo che ciascuna persona può dare in un determinato luogo di lavoro. Negli anni ’70 – quando ancora non erano neppure cadute alcune delle discriminazioni legali – magistratura, polizia, ecc.- che frenavano l’accesso femminile al mercato del lavoro era legittimo interpretare l’esistenza di un differenziale negativo dovuto solo al sesso femminile come frutto dell’ingiustificato pregiudizio, da parte del datore di lavoro o da parte dei colleghi, ad assumere una persona di sesso femminile e a retribuirlo alla stessa stregua di una persona di sesso maschile con caratteristiche equivalenti.

Si è quindi ipotizzata l’esistenza di una discriminazione diretta, o aperta, una discriminazione il cui effetto visibile era un salario diseguale per un lavoro uguale. Oggi, in Italia, il fatto che una parte del differenziale salariale tra i sessi non sia spiegabile con

altre differenze di caratteristiche tra i lavoratori e le lavoratrici, difficilmente e' riconducibile solo, o prevalentemente, a questo tipo di discriminazione. Infatti le protezioni che nel corso degli anni i lavoratori hanno conquistato hanno efficacemente controbattuto la discriminazione aperta. A questa protezione generale si sono aggiunte le politiche di pari opportunità, che hanno avuto impatto non solo e non tanto per la per la magnitudine delle risorse in esse impegnate, ma anche per il cambiamento culturale che hanno promosso innanzitutto nella coscienza delle giovani donne. Le politiche di pari opportunità hanno definitivamente legittimato la doppia presenza delle donne, e le giovani donne oggi vogliono più che mai la loro nella loro vita sia il lavoro che la famiglia. Questo anche se, in buona parte, sopportano ancora un doppio carico, dovuto anche al fatto che la doppia identità di genitore e lavoratore non e' ancora diventata una conquista dei giovani di sesso maschile e della cultura di tutti sul luogo di lavoro.

L'esistenza del differenziale non spiegato, dunque, può essere letta anche come indice di due altri fenomeni. Primo, l'incanalarsi della discriminazione in forme indirette - la segmentazione, con caduta dei livelli salariali nei settori più femminilizzati, l'attribuzione alle donne di qualifiche più basse, la minor formazione sul lavoro da esse ottenuta rispetto ai colleghi, l'esclusione delle donne dai processi di cooptazione al vertice che determina l'esistenza del soffitto di cristallo - che non si vede pero' non si rompe. Questa discriminazione indiretta esiste, e abbiamo cercato di misurarla.

Secondo, il differenziale può essere dovuto anche ad una decisione , alla scelta delle donne. Ciò che è stato offerto alle donne, più che una integrazione, è stata una omologazione: partecipare al lavoro retribuito alla pari degli uomini, si, ma a patto di comportarsi come gli uomini, nei tempi di lavoro, negli stili di vita. La scelta delle donne davanti a questa offerta è stata di segno duplice: da un lato impegnarsi a fondo per la parità nei titoli di studio, ma dall'altro scegliere, una volta ottenuti questi titoli e riconoscimenti, la doppia identità di madre e lavoratrice, o semplicemente uno stile di vita meno esclusivamente centrato sul lavoro, che lasciasse libero un tempo per altri usi.

Tra discriminazione diretta, discriminazione indiretta, e scelta delle donne, l'analisi di regressione non ci permette di distinguere. Il coefficiente misurato dalla nostra analisi è un indicatore di tutti e tre i tipi di fenomeno, in proporzioni che non ci sono note. Le

carriere delle persone sono frutto di molteplici interazioni tra soggetti, di relazioni sociali complesse. Se una donna rinuncia a correre per una promozione che la manderebbe a lavorare lontano da casa, quanto gioca in questa decisione l'attaccamento maggiore alla famiglia, quanto gioca il costo dell'aiuto domestico per sostituirla, quanto il fatto che sa che per ottenere dal datore di lavoro quella promozione dovrà lavorare molto di più del collega di sesso maschile, e non ne ha voglia, quanto il fatto che, se lavora solo quanto il collega di sesso maschile, verrà offerta a lui non a lei? Pregiudizi del datore di lavoro e scelte delle donne si rinforzano a vicenda. E' giusto, perché più accurato, specie oggi, rappresentare le donne non come oggetto passivo di discriminazione, ma come soggetto attivo che di fronte alla discriminazione compie delle scelte ragionevoli volte a rendere massimo il benessere proprio e altrui, che compie delle scelte con agio.

Ma, e ritorneremo su questo punto alla fine di questo Rapporto quando parleremo delle politiche, è anche giusto orientare tutte le politiche del lavoro in modo tale che le scelte di alcune (molte) e di alcuni (pochi, ma si spera sempre di più) per stili di vita compatibili con la vita familiare non siano penalizzate, né in termini di risorse né in termini di potere decisionale. In altre parole, non è solo la discriminazione diretta che fa problema, è anche la discriminazione indiretta, ed è anche la scelta delle donne a ritirarsi da un clima lavorativo che esige troppo dagli individui in termini di tempo, di stress, di responsabilità, di vita. Rendere compatibile la vita familiare con la vita lavorativa per gli uomini e per le donne non deve voler dire riservare a coloro che vogliono questa compatibilità retribuzioni più basse e lavori privi di potere e responsabilità, vuol dire l'opposto: far sì che anche retribuzioni alte e alte responsabilità siano accessibili anche a uomini e donne che decidono di dedicare solo una parte del loro tempo, del loro cervello e delle loro energie al lavoro retribuito. Altrimenti, poteri e responsabilità saranno riservati a persone, uomini o donne, selezionati in base a caratteri che denotano una psicologia che non li rende probabilmente i più adatti ad avere poteri e responsabilità. Fare sì che le scelte di benessere e di agio di uomini e donne non diventino trappole che confinano nella subordinazione: questa è la nuova sfida delle politiche di pari opportunità.

### ***3. L'Italia e l'Europa: una comparazione del settore privato***

#### ***3.1 Un confronto di insieme tra i differenziali europei***

*Messa a confronto con gli altri paesi europei, la struttura retributiva italiana si situa all'incirca a metà strada tra quella dei paesi nei quali le retribuzioni medie femminili sono piuttosto vicine a quelle maschili (in nessun paese europeo la retribuzione media delle lavoratrici è più elevata della retribuzione media degli uomini) e quelli nei quali il divario è più elevato.*

Questo riscontro importante emerge dall'indagine ESES (European Structure of Earnings Survey) illustrata nella finestra qui sotto. Mentre il grado di copertura e la comparabilità fra paesi sono soddisfacenti, l'universo di riferimento è limitato alle imprese al di sopra dei 10 addetti ( e già note all'ISTAT) e al solo settore privato. Di fatto vengono esclusi due segmenti occupazionali molto importanti per un'analisi di genere – la Pubblica Amministrazione e il settore delle piccolissime aziende - e ciò invita alla cautela nel confrontare i risultati esposti in questo capitolo con quelli degli altri capitoli.

Nella tabella 3.1 sono riportate le medie delle retribuzioni orarie, espresse in Ecu, dei lavoratori a tempo pieno, distinte secondo il genere, maschile o femminile, dei lavoratori e il rapporto tra le due medie per tutti i singoli paesi e per il complesso dell'Unione Europea. Nell'appendice I/3 sono riportati dati più disaggregati. Il valore più elevato del rapporto tra le retribuzioni medie femminili e le retribuzioni medie maschili si riscontra in Svezia, dove la retribuzione media delle lavoratrici è pari all'88,3% di quella media degli uomini. Valori abbastanza vicini a quello svedese si riscontrano in Danimarca, Belgio e Lussemburgo. All'estremo opposto, il paese nel quale la retribuzione media

dell'ora di lavoro femminile è più lontana da quella dell'ora media maschile è l'Olanda (70,6%); seguono, andando verso l'alto, il Portogallo e, praticamente sul medesimo livello, la Grecia, l'Irlanda, il Regno Unito e la Germania ex federale. L'Italia, con un valore di 80,9%, si situa quasi al centro di questa classifica, un poco più vicino alla testa che non alla coda e comunque al di sopra della media europea (76,8%).<sup>7</sup>

#### **Finestra 1. L'indagine sulla struttura delle retribuzioni dell'Eurostat**

L'indagine sulla struttura delle retribuzioni europee svolta dagli uffici statistici nazionali per conto dell'Eurostat nel 1996 su dati relativi al 1995<sup>8</sup> permette finalmente di istituire un confronto tra le retribuzioni e i differenziali retributivi dei paesi dell'Europa comunitaria utilizzando una indagine svolta, sotto il coordinamento dell'ufficio statistico dell'Unione Europea, dagli uffici statistici nazionali sulla base di un disegno campionario basato su modalità di rilevazione comuni e con un livello di copertura estremamente elevato (l'indagine italiana, per esempio, ha coinvolto 97.000 lavoratori circa). Un appunto va comunque rivolto alla significatività dell'indagine. Poiché i dati provengono da un campione di

<sup>7</sup> La media europea, essendo ponderata sulla base del numero dei lavoratori delle singole nazioni, riflette il fatto che tra i paesi con valori bassi del rapporto figurano tre tra i maggiori paesi europei (il Regno Unito, la Germania e la Spagna) mentre nessuno dei paesi con rapporto elevato è di grandi dimensioni. Nel testo non è stato commentato il dato relativo all'ex Repubblica Democratica Tedesca, che è peraltro riportato in questa e nelle successive tabelle. Considerata autonomamente, quest'area sarebbe la regione caratterizzata dal più basso differenziale retributivo uomo/donna. Questo risultato va probabilmente ascritto alla situazione di transizione dall'economia pianificata antecedente all'unificazione del 1989 all'economia di mercato che si sta sviluppando nell'area.

<sup>8</sup> I dati riportati in questo capitolo provengono dal documento di lavoro dell'Eurostat *The European Structure of Earnings. Survey 1995* (Population and social conditions 3/2000/E/n° 15, Commission européenne, 2000). I dati italiani, insieme alle indicazioni metodologiche sulle modalità di svolgimento dell'indagine che ha portato alla loro elaborazione, sono stati pubblicati dall'Istat nel volume *La struttura del costo del lavoro e delle retribuzioni nella seconda metà degli anni '90* (a cura di Stefania Cardinaleschi, Roma, agosto 2000).

lavoratori costruito in due stadi – nel primo dei quali è stato selezionato un campione delle imprese presso le quali svolgere la rilevazione e nel secondo sono stati scelti, tra i lavoratori di tali imprese, quelli da sottoporre all'indagine – e poiché la rilevazione è stata svolta soltanto sulle imprese con almeno 10 addetti e, soprattutto, note all'Istat, sono sfuggiti all'indagine tutti i lavoratori occupati in imprese di piccole dimensioni (meno di 10 addetti) e tutte le imprese della cosiddetta "economia sommersa". I dati di questa indagine si riferiscono, quindi, soltanto al segmento "primario" del mercato del lavoro. Data la presenza in Italia di un segmento "secondario" del mercato del lavoro (costituito appunto dalle piccole imprese e dalle attività economiche "sommerse") rilevante e sicuramente di dimensioni più ampie di quello esistente nella maggior parte degli altri paesi dell'Unione Europea, nel quale si concentrano i segmenti deboli della forza lavoro, questa fonte statistica non può essere utilizzata per affrontare questioni attinenti ai bassi salari e all'elevata dispersione retributiva che si registrano quando l'intero panorama retributivo viene esaminato. Sottoponiamo quindi all'attenzione di chi voglia interessarsi a questi problemi la carenza in Italia di indagini statistiche che forniscano dati retributivi relativi all'intero mercato del lavoro nazionale e permettano quindi di studiare i fenomeni di povertà ed esclusione sociale che si sviluppano ai danni delle fasce più deboli dei lavoratori, essenziali a comprendere l'andamento dei differenziali per sesso. Va infine rilevato che l'indagine copre soltanto i servizi privati, escludendo quindi i lavoratori del pubblico impiego.

**Tabella 3.1: Salari orari lordi dei lavoratori a tempo pieno nei paesi dell'Unione Europea per sesso: 1995 (Ecu)**

<i>NAZIONII</i>	<i>Uomini</i>	<i>Donne</i>	<i>Rapporto <u>Donne</u> <u>Uomini</u></i>
AUSTRIA	11,63	8,83	75,9
BELGIO	12,77	10,95	85,7
DANIMARCA	17,64	15,23	86,3
FINLANDIA	11,96	9,75	81,5
FRANCIA	11,23	9,04	80,5
GERMANIA (ex RFT)	16,62	12,79	77,0
GERMANIA (ex RDT)	10,92	9,85	90,2
GRECIA	5,70	4,28	75,1

IRLANDA	11,29	8,50	75,3
ITALIA	8,16	6,60	80,9
LUSSEMBURGO	14,33	12,31	85,9
PAESI BASSI	13,03	9,20	70,6
PORTOGALLO	4,25	3,04	71,5
REGNO UNITO	9,99	7,69	77,0
SPAGNA	7,33	5,60	76,4
SVEZIA	11,05	9,76	88,3
UNIONE EUROPEA	11,30	8,68	76,8

Fonte dei dati: Eurostat - The European Structure of Earnings, Survey 1995

Altre caratteristiche che emergono dal confronto tra i differenziali retributivi uomo/donna intereuropei sono desumibili dalle tabelle riportate nell'appendice I/3. Li sintetizziamo rapidamente.

In primo luogo, a differenza di ciò che accade in altri paesi europei, i differenziali retributivi uomo/donna che si riscontrano in Italia nell'industria e nei servizi privati sono totalmente analoghi (ammontando, rispettivamente, a 81,0% e 80,2%. I dati sono riportati nella tabella 1 dell'appendice I/3). Di conseguenza, mentre il differenziale uomo/donna dell'industria italiana è molto più favorevole alle donne di quanto sia la media europea (pari al 73,9%) quello dei servizi privati è lievemente inferiore rispetto alla media europea (80,5%).

In secondo luogo, i differenziali uomo/donna che si riscontrano tra i lavoratori a tempo parziale (riportati nella tabella 2 dell'appendice I/3) sono molto più ridotti di quelli che si riscontrano tra i lavoratori a tempo pieno, tanto in Italia quanto, in misura anche maggiore, negli altri paesi europei. Una possibile spiegazione di ciò, valida sia per l'Italia sia per gli altri paesi, è che i divari tra le qualificazioni professionali dei lavoratori a tempo pieno sono maggiori di quelli che si riscontrano tra i lavoratori a tempo parziale e producono, quindi, differenze retributive più elevate. Questo risultato è in parte

conseguenza della maggiore capacità di “far carriera” dei lavoratori di sesso maschile rispetto alle lavoratrici, l’argomento sarà ripreso nel prossimo paragrafo esaminando la struttura delle retribuzioni secondo l’età dei lavoratori.

Nella tabella 4 dell’appendice I/3 sono riportati i rapporti tra le retribuzioni orarie dei lavoratori a tempo parziale e quelle dei lavoratori a tempo pieno, separatamente per gli uomini e per le donne e poi per l’insieme dei lavoratori. In Italia queste differenze risultano sensibilmente più ridotte che nella maggior parte degli altri paesi europei. Sembra, tuttavia, che tale rapporto tenda ad essere più basso (il che significa che le differenze sono relativamente più elevate) nei paesi caratterizzati da percentuali di lavoratori a tempo parziale elevate,<sup>9</sup> segno dello stratificarsi in questi paesi del lavoro a tempo parziale tra le fasce meno qualificate dei lavoratori. Ciò farebbe pensare che la diffusione del lavoro a tempo parziale assuma significati differenti man mano che il fenomeno si diffonde.

Nei paesi, come l’Italia, nei quali la diffusione del lavoro a tempo parziale (e, più in generale, il lavoro “atipico”) è appena agli inizi il lavoro a tempo parziale è piuttosto una modalità di ingresso dei giovani nel mercato del lavoro e non determina, quindi, sistematiche differenze retributive rispetto ai lavoratori a tempo pieno, se non quelle derivanti dalla differente struttura per età dei due gruppi di lavoratori; queste ultime possono peraltro essere controbilanciate dal vantaggio in termini di maggiore livello di istruzione che, in nazioni che, come l’Italia, sono caratterizzate da una dinamica crescente dei livelli medi dell’istruzione, i giovani hanno nei confronti dei lavoratori delle generazioni precedenti. Quanto detto vale per la situazione italiana attuale, di iniziale

diffusione del fenomeno. Non va trascurato il pericolo che con l'andar del tempo il lavoro a tempo parziale dia luogo a nuove forme di segregazione occupazionale e si estenda anche all'Italia il modello che opera in molti paesi europei ad alta diffusione del part-time – Regno Unito, Paesi Bassi e, in misura minore, Danimarca – nei quali l'ora lavorata dal lavoratore a tempo parziale è retribuita in misura sensibilmente minore dell'ora del lavoratore a tempo pieno.

Va ricordato però che queste indicazioni provengono da una indagine che coglie soltanto la realtà del segmento “primario” della forza lavoro e che non copre adeguatamente una larga parte dei lavoratori con contratti atipici, lavori interinali, altre posizioni legate alla nuova economia, posizioni che si vanno sempre più diffondendo. In particolare, la conclusione per cui i lavoratori a tempo parziale occupati, lo ripetiamo, nel segmento “primario” del mercato del lavoro, non subiscono differenziazioni salariali vessatorie rispetto agli occupati a tempo pieno è compatibile con quanto affermeremo nel capitolo 4, dove su dati specifici mostriamo che la diffusione di forme di lavoro atipico, nel suo complesso, comporta un elevato rischio di precarietà e genera redditi bassi e/o discontinui.

*Va anche notato - sia pure en passant, non essendo questo il tema centrale di questo capitolo – che le retribuzioni medie orarie dei lavoratori italiani, tanto uomini quanto donne, sono tra le più basse tra quelle dei paesi dell'Europa comunitaria. Soltanto in Portogallo, Grecia e Spagna le retribuzioni dell'ora di lavoro a tempo pieno sono più basse che in Italia; in Danimarca e in Germania le retribuzioni medie orarie si situano*

---

<sup>9</sup> Con alcune eccezioni, in particolare quelle della Spagna e della Svezia, paesi nei quali prevalgono comunque le tendenze dei rispettivi modelli retributivi: alla differenziazione nel primo caso e alla perequazione nel secondo.

addirittura su livelli doppi di quelli italiani (oltre ai dati assoluti, riportati nelle tabelle 3.1, 1 e 2, si vedano anche i rapporti rispetto alla media europea riportati nella tabella 3).

A chiusura di questo confronto va richiamato quanto già detto nei paragrafi precedenti. I differenziali retributivi provenienti da questa indagine si riferiscono al solo segmento “primario” del mercato del lavoro. Data l’elevata presenza di lavoratrici nel segmento “secondario” e data la caratteristica di essere le retribuzioni in tale segmento mediamente più ridotte, probabilmente non di poco, di quelle del “primario”, le differenze retributive esaminate in questo capitolo sono probabilmente sottostimate rispetto a quanto si otterrebbe attraverso indagini che coprissero l’intero mercato del lavoro italiano; è altresì probabile che la sottostima del dato italiano sia maggiore di quella degli altri paesi europei che, con l’unica eccezione della Grecia, sono caratterizzati da quote sensibilmente minori di imprese di piccole dimensioni e di attività economiche “sommerse”.

### ***3.2 I fattori che determinano differenze retributive***

Le differenze tra le retribuzioni dei singoli lavoratori e dei vari gruppi di lavoratori sono determinate dall'operare congiunto di molti e diversi fattori. In questo paragrafo sarà esaminato il modo in cui quattro tra i più rilevanti di questi fattori incidono sulla determinazione dei differenziali retributivi tra lavoratori e lavoratrici, limitatamente ai lavoratori a tempo pieno.

Due tra questi – il livello di istruzione raggiunto e il tipo di occupazione svolta dal lavoratore – operano dal lato dell'offerta di lavoro; il terzo – il ramo di attività economica nel quale opera l'impresa presso la quale il lavoratore è occupato – riguarda il lato della domanda di lavoro; il quarto, infine – l'età del lavoratore – misura l'effetto economico dell'evoluzione della carriera sulla retribuzione relativa delle lavoratrici rispetto ai lavoratori. In tutti e quattro i casi il problema principale sarà quello di distinguere all'interno del differenziale retributivo la parte che trae origine dal fattore specifico – rispettivamente, l'istruzione, il tipo di occupazione, il ramo di attività economica e l'età – da quella, eventualmente addizionale, derivante dal genere del lavoratore.

Dai dati che esaminiamo in seguito risulta che:

- ✓ il rapporto tra le retribuzioni femminili e quelle maschili è più basso, tanto per l'Italia quanto per l'Unione Europea, quando viene calcolato sulle retribuzioni mensili, rispetto a quando viene calcolato sulle retribuzioni orarie. Ciò anche se l'orario settimanale svolto dalle donne italiane impiegate a tempo pieno nel settore privato è più elevato di quanto accada nella media dei paesi europei.

- ✓ al differenziale tra lavoratori e lavoratrici che esiste a tutti i livelli di istruzione se ne aggiunge una quota man mano che si passa a strati di lavoratori dotati di maggiore istruzione in Italia, a differenza di quanto accade nel resto d'Europa, i lavoratori dei servizi privati (soprattutto quelli impiegati nei trasporti e nell'intermediazione finanziaria) sono retribuiti in misura sostanzialmente superiore a quella dei lavoratori dell'industria, specie manifatturiera. In Italia i lavoratori, e ancor più le lavoratrici, giovani (al di sotto dei 24 anni) sono meno penalizzate sul terreno retributivo di quanto accada nel resto d'Europa.

Nella tabella 3.2 sono riportati i differenziali retributivi uomo/donna secondo il titolo di studio dei lavoratori, unitamente alla composizione percentuale dei lavoratori per titolo di studio e alla struttura retributiva secondo il titolo di studio, relativi all'Italia e alla media dei paesi dell'Unione Europea<sup>10</sup>.

---

<sup>10</sup> Nella tabella A5 dell'appendice I/3 sono riportate le medesime informazioni ad un livello di disaggregazione dei lavoratori secondo il titolo di studio maggiore.

**Tabella 3.2: Indici delle retribuzioni per livello di istruzione e rapporto tra le retribuzioni medie mensili delle donne e quelle degli uomini per livello di istruzione in Italia e nella media dei Paesi dell'Unione Europea (lavoratori a tempo pieno): 1995.**

LIVELLO DI ISTRUZIONE	I T A L I A			U N I O N E E U R O P E A		
	Composi- zione Percentuale	Rapporto tra le retribuzioni medie del ramo e le retribuzioni medie di tutti i lavoratori (maschi + femmine)	Rapporto tra le retribuzioni medie delle donne e le retribuzioni medie degli uomini	%	Rapporto tra le retribuzioni medie del ramo e le retribuzioni medie di tutti i lavoratori (maschi + femmine)	Rapporto tra le retribuzioni medie delle donne e le retribuzioni medie degli uomini
<b>Scuole Inferiori</b>	61,4	89,6	80,0	37,7	75,3	78,5
<i>Scuole Secondarie</i>	33,7	111,2	77,2	45,8	106,6	76,7
<i>Istruzione universitaria</i>	4,9	152,2	75,4	16,5	137,6	70,5
TOTALE GENERALE	100,0	100,0	79,0	100,0	100,0	74,0

Fonte dei dati: Eurostat - *The European Structure of Earnings, Survey 1995*

La tabella evidenzia, in definitiva, i due aspetti della struttura retributiva secondo la variabile titolo di studio: in primo luogo, il vantaggio retributivo ottenuto dai lavoratori maggiormente istruiti, prescindendo dal genere, che può essere messo a confronto con la scarsità relativa dei lavoratori dotati di titoli di studio elevati; in secondo luogo, la differenza tra le retribuzioni medie degli uomini e le retribuzioni medie delle donne a parità di titolo di studio. Prima di esaminare tali informazioni, va rilevato che i dati riportati in questa tabella si riferiscono ai differenziali uomo/donna calcolati sulle retribuzioni mensili, mentre, come si ricorderà, quelli riportati nella tabella precedente si riferivano a differenziali calcolati sulle retribuzioni orarie. Il motivo di questa differente fonte dei dati risiede nel modo in cui i dati originari sono stati resi disponibili dall'Istat. Si noti, comunque, come il rapporto tra le retribuzioni femminili e quelle maschili sia più basso, tanto per l'Italia quanto per l'Unione Europea, quando viene calcolato sulle retribuzioni mensili rispetto a quando viene calcolato sulle retribuzioni orarie. Ciò riflette il fatto che nelle prime sono incluse alcune voci – in particolare le indennità per lo

---

svolgimento di ore di lavoro straordinario e di orari di lavoro disagiati – che di solito sono effettuate maggiormente dagli uomini che non dalle donne.

I dati riportati in tabella indicano due differenze abbastanza rilevanti e una omogeneità di fondo tra il caso italiano e la media europea. La composizione della forza lavoro italiana secondo il titolo di studio si differenzia nettamente da quella europea, essendo caratterizzata dalla netta prevalenza di lavoratori che hanno arrestato i loro studi alle scuole inferiori (pari al 61,4% del totale); per converso, il titolo di studio di maggiore frequenza nell'Europa comunitaria è costituito dal diploma di scuola secondaria (posseduto dal 45,8% dei lavoratori europei). I laureati italiani costituiscono, inoltre, una percentuale piuttosto bassa del totale dei lavoratori impiegati nel settore privato, rappresentando appena il 4,9% del totale, contro il 16,5% della media europea.<sup>11</sup> La relativa scarsità di titoli di studio superiori fa sì che i lavoratori dotati di titoli di studio superiori ottengano differenziali salariali a loro favore più elevati della media europea: un laureato italiano, nel settore privato, ottiene in effetti in media retribuzioni pari al 152,2% della retribuzione media nazionale, mentre un laureato europeo ottiene soltanto il 37,6% in più del lavoratore medio.

Le differenze retributive uomo/donna crescono al crescere del titolo di studio; fenomeno che d'altronde caratterizza anche gli altri paesi europei. Tra i lavoratori dotati del semplice diploma di scuola inferiore la retribuzione media delle donne è pari all'80% di quella degli uomini, mentre tra i lavoratori in possesso di istruzione universitaria le donne ottengono in media retribuzioni pari al 75,4% di quelle maschili. Ciò indica che al differenziale tra lavoratori e lavoratrici che comunque esiste a qualsiasi livello di

istruzione se ne aggiunge una quota man mano che si passa a strati di lavoratori dotati di maggiore istruzione ("capitale umano generale", secondo una dizione piuttosto diffusa) per i quali esistono, presumibilmente, possibilità di carriera superiori, che sembrerebbero essere meglio sfruttate in media dai lavoratori di sesso maschile piuttosto che da quelli di sesso femminile. Nella tabella 3.3 sono presentati i differenziali uomo/donna secondo il tipo di occupazione relativi all'Italia e all'Unione Europea. (Nella tabella 6 dell'appendice I/3 sono riportati i medesimi differenziali relativamente e ai singoli paesi dell'Unione Europea).

**Tabella 3.3: Rapporto tra le retribuzioni medie orarie delle donne e quelle degli uomini per tipo di occupazione (solo lavoratori a tempo pieno): 1995.**

<i>OCCUPAZIONE</i>	<i>TIPI DI</i>	<i>ITALIA</i>	<i>UNIONE</i>
			<i>EUROPEA</i>
Managers		77,0	71,7
Professionals		84,7	77,4
Tecnici		90,2	81,1
Impiegati		81,6	83,8
Addetti alle vendite		89,4	86,0
<b>Media lavoratori non manuali</b>		75,4	69,6
Operai specializzati		77,1	78,4
Addetti a macchine e impianti		74,7	75,4
Addetti alle operazioni elementari		85,7	86,7
<b>Media lavoratori manuali</b>		76,4	70,8
<b>Media totale lavoratori</b>		80,9	76,8

*Fonte dei dati: Eurostat - The European Structure of Earnings, Survey 1995*

Rispetto a questa dimensione del fenomeno differenziali di genere la struttura italiana qualitativamente non è poi molto diversa da quella del resto d'Europa, mentre quantitativamente è, come si è visto nel paragrafo precedente, un poco più favorevole alle donne. Le differenze retributive uomo/donna all'interno del medesimo tipo di occupazione sono di solito meno rilevanti di quelle totali; segno che la struttura media

<sup>11</sup> Come è noto, la maggior parte dei laureati italiani si concentra tra i lavoratori del pubblico impiego, che, come è stato

dell'occupazione femminile si addensa ai livelli inferiori della scala mansionaria. Tre tipi di occupazione (managers, operai specializzati e addetti alle macchine e impianti) presentano differenziali uomo/donna superiori al differenziale medio. Il differenziale dei lavoratori non manuali è più elevato di quello dei lavoratori manuali ed entrambi sono inferiori al medio. La categoria nella quale le differenze uomo/donna sono minori è quella dei professionals.

Nella tabella 7 dell'appendice I/3 sono riportati i differenziali uomo/donna e la struttura dei differenziali secondo il ramo di attività economica in Italia e nell'Unione Europea. Non entriamo in una descrizione dettagliata di questa informazione statistica, in quanto essa riflette largamente quella, appena esaminata, riguardo al tipo di occupazione. Il dato più rilevante indicato da questa tabella riguarda il peso relativo delle retribuzioni nei due macrosettori dell'economia, industria e servizi: in Italia, a differenza di quanto accade nel resto d'Europa, i lavoratori dei servizi privati (soprattutto quelli impiegati nei trasporti e nell'intermediazione finanziaria) sono retribuiti in misura sostanzialmente superiore a quella dei lavoratori dell'industria, specie manifatturiera.

Infine, nella tabella 3.4, è riportata la struttura delle retribuzioni, in Italia e nella media dell'Unione Europea, per classe di età dei lavoratori.

La retribuzione cresce al crescere dell'età tanto tra gli uomini quanto tra le donne, e ciò avviene sia in Italia sia nel resto d'Europa, anche se in Italia i lavoratori, e ancor più le lavoratrici, giovani (al disotto dei 24 anni) sono meno penalizzate sul terreno retributivo di quanto accada nel resto d'Europa. Il differenziale uomo/donna è estremamente ridotto tra i giovani (anche qui in Italia meno che in Europa) e cresce al crescere dell'età;

un'ulteriore indicazione dell'esistenza di una tendenza delle lavoratrici a far meno carriera di quanto riescano a fare i lavoratori.

*Tabella 3.4: Indici delle retribuzioni per classe di età del lavoratore e rapporto tra le retribuzioni medie orarie delle donne e quelle degli uomini per classe di età in Italia e nella media dei paesi dell'Unione Europea (lavoratori a tempo pieno): 1995.*

CLASSI DI ETÀ'	ITALIA			UNIONE EUROPEA		
	Rapporto tra le retribuzioni medie della classe di età e le retribuzioni medie totali		Rapporto tra le retribuzioni medie delle	Rapporto tra le retribuzioni medie della classe di età e le retribuzioni medie totali		Rapporto tra le retribuzioni medie delle
	(tutti i lavoratori maschi + femmine)	(solo lavoratrici)	lavoratrici e le retribuzioni medie dei lavoratori	(tutti i lavoratori: maschi + femmine)	(solo lavoratrici)	lavoratrici e le retribuzioni medie dei lavoratori
Meno di 20 anni	60,2	70,4	95,9	51,0	59,8	89,5
20-24 anni	72,1	82,0	91,6	68,6	78,5	86,1
25-29 anni	82,5	90,1	87,4	86,0	96,3	84,5
30-44 anni	101,5	104,7	82,3	104,2	105,9	76,0
45-54 ani	115,0	111,5	77,6	113,3	108,9	71,6
55 e oltre	116,6	115,4	80,7	115,4	110,4	72,5
TOTALE	100,0	100,0	79,0	100,0	100,0	74,0

Fonte dei dati: Eurostat - The European Structure of Earnings, Survey 1995

Nella tabella 3.5, infine, vengono riportate le poche indicazioni sulle modalità di svolgimento della prestazione lavorativa e sulle quote retributive per prestazioni di lavoro straordinarie e disagiate, distinte per genere, in Italia e nella media dell'Unione Europea. Anche se questi pochi dati non sono sufficienti per sviluppare un discorso completo sulle modalità di gestione dell'orario e sulla composizione del salario, è comunque possibile dire qualcosa, soprattutto in chiave comparativa Italia-Europa.

**Tabella 3.5: Orario di lavoro settimanale e percentuale di alcune voci retributive sulle retribuzioni mensili degli uomini e delle donne: Italia e Unione Europea (lavoratori a tempo pieno): 1995.**

	I T A L I A		U N I O N E E U R O P E A	
	U O M I N I	D O N N E	U O M I N I	D O N N E
Orario Settimanale	40,76	39,77	40,08	38,55
Orario Straordinario settimanale	1,86	0,93	1,62	0,54
Quota retributiva per lavoro straordinario	5,01	2,63	4,29	1,59
Quota retributiva per lavoro notturno e festivo	1,81	0,65	2,12	0,92
Premi corrisposti periodicamente	11,93	11,60	7,41	7,49

Fonte dei dati: Eurostat - The European Structure of Earnings, Survey 1995

In primo luogo, l'orario settimanale svolto dalle donne italiane impiegate nel settore privato è più elevato di quanto accada nella media dei paesi europei. (Si noti che, trattandosi di medie relative ai soli lavoratori a tempo pieno, questi dati nulla hanno a che fare con il problema del lavoro a tempo parziale). Ciò è dovuto a una presenza di lavoro straordinario di dimensioni quasi doppie, tra le donne, in Italia rispetto al resto dell'Europa. Di conseguenza, la quota retributiva derivante dalla retribuzione del lavoro straordinario è più elevata in Italia che altrove. Lievemente inferiore è, invece, la quota retributiva ottenuta grazie all'effettuazione di lavoro notturno e festivo, anche se con questi dati non è possibile dire nulla sulle dimensioni orarie di queste modalità di lavoro. La quota dei premi corrisposti periodicamente (comprendente le eventuali mensilità aggiuntive, tredicesima e, talvolta, quattordicesima) infine, è più elevata in Italia che nella media europea e non differenzia il dato maschile rispetto a quello femminile.

#### **4. Aree a rischio: lavori a basso salario, pensioni**

In questo capitolo ci proponiamo di illuminare due punti particolarmente problematici, e cioè

4. la presenza femminile tra i lavoratori le cui retribuzioni sono più basse, limitatamente al settore primario. Nel capitolo 5 ci occuperemo in maniera più estesa dei lavori atipici, la cui problematica coincide in parte con quella del basso salario;
5. il tradursi dei differenziali salariali in differenziali di reddito anche dopo la fine della vita lavorativa, e le novità a questo riguardo nel nuovo regime pensionistico in fieri in Italia.

#### ***4.1 La presenza femminile nelle fasce a salario più basso***

Una prima ricognizione sulla posizione femminile delle donne nelle fasce a basso salario, con riferimento al paragone Europeo, proviene dai dati ESES esaminati nel precedente capitolo.

Si è già detto che i dati ESES non sono particolarmente adatti ad esaminare nel suo complesso il problema dei bassi salari, in quanto si riferiscono ai soli lavoratori impiegati nel segmento “primario” del mercato del lavoro.

Tuttavia, essi sono utili capire come si pone il problema dei bassi salari nel settore presumibilmente più protetto. Nella tabella 1 riportiamo il rapporto tra la retribuzione oraria media del 10% di lavoratori a retribuzione più bassa (indicato nei manuali di statistica come il “primo decile”) e la retribuzione media dell’insieme dei lavoratori - separatamente per gli uomini e per le donne e rapportando il “primo decile” delle lavoratrici alla media totale dei lavoratori maschi e femmine – come indicazione di prima approssimazione delle differenze tra la media e i gruppi più svantaggiati dei lavoratori, in Italia e negli altri paesi europei.

**Tabella 4.1: Rapporto tra le retribuzioni medie orarie del decile di lavoratori con salari più bassi e la media delle retribuzioni nei paesi dell'Unione Europea (lavoratori a tempo pieno: 1995)**

NAZIONI	Uomini			<i>1° decile donne</i>
	e	Uomini	Donne	Media totale

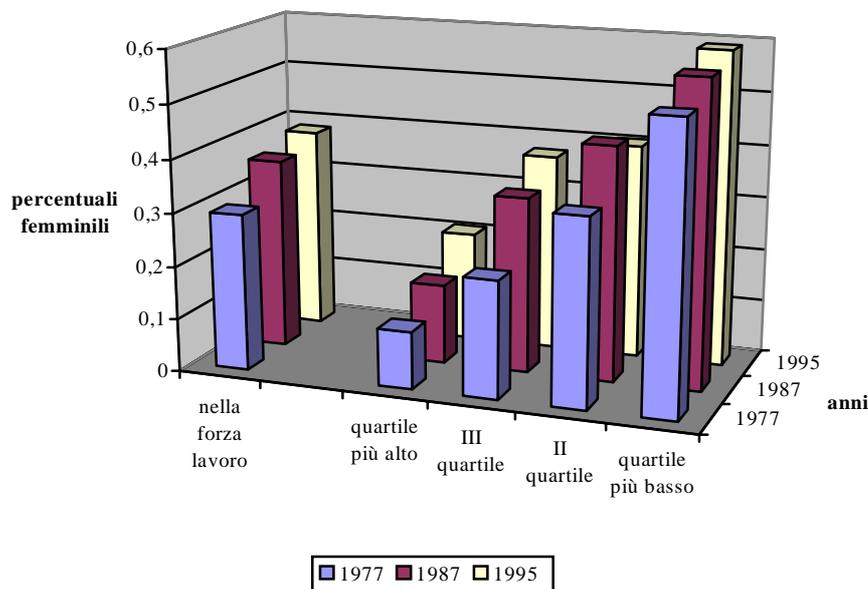
	Donne		(Uomini e Donne)	
AUSTRIA	60,9	62,8	64,1	51,5
BELGIO	65,2	66,5	65,7	58,1
DANIMARCA	63,8	63,7	66,6	60,2
FINLANDIA	67,4	67,1	71,3	62,5
FRANCIA	55,7	54,1	61,7	52,9
GERMANIA (ex RFT)	63,7	65,5	65,6	53,4
GERMANIA (ex RDT)	64,7	66,9	59,4	55,0
GRECIA	58,0	56,1	67,1	55,1
IRLANDA	52,0	52,3	57,3	47,3
ITALIA	63,9	63,2	70,2	59,7
LUSSEMBURGO	57,3	60,4	56,4	50,3
PAESI BASSI	57,6	58,9	62,2	46,2
PORTOGALLO	44,1	43,5	51,3	40,9
REGNO UNITO	50,2	51,4	54,0	44,6
SPAGNA	50,0	50,1	54,3	43,8
SVEZIA	73,2	73,1	75,7	68,7

Fonte dei dati: Eurostat - The European Structure of Earnings, Survey 1995

In estrema sintesi questo dato indica che il 10% più svantaggiato delle lavoratrici ottiene in media un reddito pari al 70,2% della retribuzione media delle donne e al 59,7% del lavoratore medio, prescindendo dal genere. Soltanto la Svezia e la Finlandia hanno strutture retributive più egualitarie di quella assegnata da questi dati all'Italia. Sul mercato del lavoro "primario" italiano non compaiono quindi veri e propri *working poors*, nemmeno tra le donne. Per converso, in alcuni paesi europei le diseguaglianze retributive sono assai marcate anche nel settore primario: in Portogallo, nel Regno Unito, in Spagna e, in misura minore, in Irlanda il 10% delle lavoratrici peggio pagate ottiene poco più del 50% della retribuzione della media femminile e poco più del 40% della retribuzione media totale.

La situazione cambia se si esce dal settore primario. Poiché vogliamo verificare la situazione nel suo complesso, andiamo a vedere quel che succede sia nei livelli alti, sia nei livelli bassi della distribuzione in base ai dati SHIW e ECHP.

Figura 4.1: Distribuzione femminile, come percentuale nella forza lavoro totale e dei quattro quartili della distribuzione salariale, per gli anni 1977, 1987, e 1995.



Anno	% nella forza lavoro	% Quartile alto	% IIIQ.	% IIQ.	% Quartile basso
77	0.30	0.11	0.22	0.35	0.53
87	0.36	0.15	0.33	0.44	0.57
95	0.38	0.21	0.37	0.40	0.59

La percentuale nelle donne nel quarto più basso della distribuzione dei salari è molto più bassa che la percentuale delle donne nella forza lavoro totale. Tuttavia, essa negli anni è cresciuta meno della percentuale delle donne nel quarto della distribuzione che ha i salari più elevati (dati SHIW), come illustrato dalla figura 4.1 e dalla sottostante tabella.

La figura mostra come la crescita della forza lavoro femminile si è distribuita tra i quattro quartili. La crescita è avvenuta lungo tutta la distribuzione e le donne sono disproporzionatamente rappresentate nel quartile più basso, dove nel '95 erano il 59% contro il 38% del totale. Tuttavia, nel quartile in cui le donne guadagnano meglio esse sono aumentate, passando dall'essere appena il 10% ad essere almeno il 20%.

La tabella 4.2 presenta invece un raffronto, sempre sui dati SHIW, tra la percentuale di donne occupate a tempo pieno, (prima colonna), e tra il 10% dei lavoratori la cui paga è più bassa.

Nelle ultime due colonne, è calcolata la probabilità relativa di trovarsi nel 25% inferiore della distribuzione e nel 10%. Bisogna avere l'avvertenza di notare che la numerosità del

campione scende, dal totale al 10% più basso, e che pertanto la valutazione sul 10% inferiore del campione non è completamente attendibile e mostra quindi una certa variabilità temporale. Risulta, tuttavia, che le nel 1995 le occupate erano il 38% del totale degli occupati, ma, tra coloro i cui salari erano nel quarto più basso, esse erano il 59% ed erano il 69% nel decimo percentile più basso.

**TABELLA 4.2: Percentuale femminile dei i lavoratori a basso salario, dati SHIW**

<i>Anno</i>	%femminile: sul totale	nel 10% più basso	Probabilità F/M 25%	probabilità F/M 10%
1977	0,30	0,62	2,72	3,85
1978	0,32	0,58	2,60	3,00
1979	0,33	0,56	2,25	2,60
1980	0,34	0,51	2,26	2,04
1981	0,31	0,65	2,67	4,11
1982	0,33	0,57	2,38	2,66
1983	0,32	0,57	2,11	2,80
1984	0,34	0,65	2,52	3,53
1986	0,34	0,64	2,50	3,40
1987	0,36	0,63	2,36	3,00
1989	0,35	0,61	1,80	2,85
1991	0,36	0,64	2,09	3,18
1993	0,37	0,65	1,98	3,22
1995	0,38	0,69	2,32	3,51

La probabilità, per una donna che lavora, di trovarsi nel quarto più basso della distribuzione, era più del doppio della probabilità maschile di trovarsi nella medesima situazione, e la probabilità di trovarsi nel decile di coloro che guadagnano meno era 3,5 volte maggiore per una donna.

Se guardiamo all'andamento temporale di questi dati, la proporzione di donne nella forza lavoro è cresciuta tra il 1977 e il 1995 in maniera costante, mentre la percentuale di donne nei percentili bassi è rimasta costante. Questo è un dato relativamente positivo: indica che non tutta la crescita occupazionale femminile è avvenuta tra i low pay: una parte della nuova occupazione è andata ad aumentare le percentuali femminili dei quartili superiori, ma c'e' stato anche un miglioramento reale.

Una conferma di queste valutazioni si ottiene anche dai dati ECHP. Questo paragone tra i dati del settore primario e i dati complessivi dei lavoratori a basso salario ci ha suggerito

di dedicare un intero capitolo, il capitolo 5, all'analisi della situazione nei lavori atipici, dove ipotizzavamo di trovare una situazione di disparità assai più accentuata, come infatti si verifica.

#### ***4.2 Differenziali salariali e differenziali pensionistici.***

Le politiche di pari opportunità tra uomini e donne devono assicurare che i cittadini dei due sessi abbiano le stesse opportunità di lavoro e vengano retribuiti in maniera commisurata al lavoro che svolgono, indipendentemente dal loro sesso. Ne discende dunque la necessità di occuparsi anche del modo in cui le differenze di salario a svantaggio delle donne si traducono in minor accesso di risorse monetarie accessorie al salario - pensioni e altri benefici - e anche a nostro avviso la necessità di valutare se più in generale, nell'intera economia, le risorse che le donne ricevono sono commisurate al lavoro che svolgono e che hanno svolto. La distribuzione dei redditi da pensione tra persone di sesso femminile e persone di sesso maschile risulta molto diseguale, come mostra la figura 4.2<sup>12</sup> mostra l'importo medio delle pensioni INPS, per tutte le gestioni, escluse quelle facoltative, e escluse le pensioni - oggi assegni - sociali. Per una persona di sesso maschile la pensione media risulta essere di 1.400.000 lire al mese per una persona di sesso maschile, di poco meno di 800.000 lire per una persona di sesso femminile.

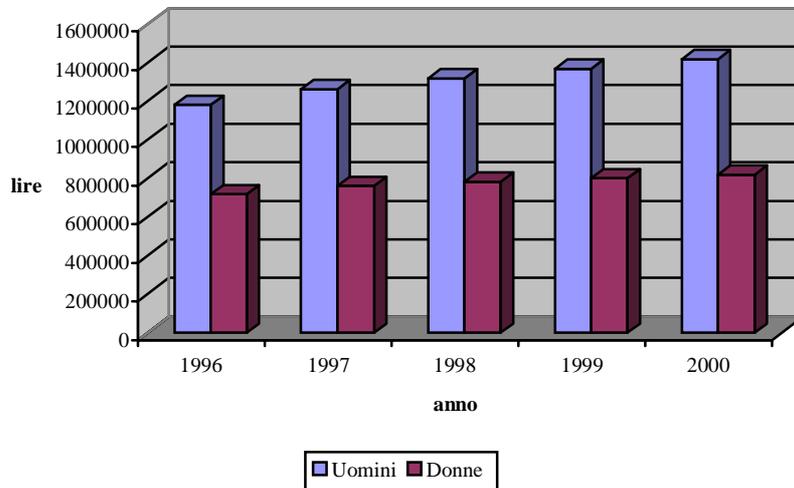
**Figura 4.2: Importo medio mensile delle pensioni per sesso e per anno**

---

<sup>12</sup> Le elaborazioni di questi grafici e tabelle sono basate sui dati aggregati disponibili sul sito Web dell'INPS.

La distribuzione diseguale a sfavore della popolazione femminile è il risultato di due

**Importo medio mensile delle pensioni per sesso e per anno**



fenomeni: primo, le donne hanno avuto salari più bassi, profili di carriera più appiattiti a causa del soffitto di vetro, e una vita lavorativa più breve, in parte per scelta, in parte, fino al 1995, per obbligo di legge. Secondo, il loro contributo all'economia e alla produzione attraverso il lavoro domestico non è stato compiutamente considerato in sede di formulazione delle politiche.

Partiamo da questo secondo punto. La ricerca delle donne in Economia negli ultimi 15 anni ha messo in evidenza un concetto di 'lavoro' diverso da quello usato in passato. Nella economia tradizionale il lavoro era solamente il lavoro faticoso per chi lo compie, per il quale è perciò necessario pagare un salario in cambio della fatica richiesta. Il lavoro di chi può provare piacere facendolo e lo farebbe anche gratis, nella teoria economica tradizionale, non è lavoro. Quello svolto gratuitamente per i propri cari, in questa concezione, non è dunque lavoro. Le donne che si dedicavano esclusivamente al lavoro per i propri cari, nella mente dei nostri nonni e nonne, non lavoravano, erano mantenute dai mariti. Questa nozione di lavoro è in crisi per molte ragioni complesse. La radice della sua crisi è nello sviluppo stesso del mercato, che ha reso evidente come tutti i beni un tempo prodotti in casa dalle donne possono essere prodotti per il mercato e acquistati dal mercato. Ma allora il tempo che le donne passano a 'produrre' per i propri cari, beni e servizi che non quindi non devono essere procurati dalla famiglia sul mercato è un tempo produttivo, è un tempo di lavoro, un tempo di lavoro 'non pagato'. Il tempo di lavoro

domestico non retribuito deve, dunque, essere misurato e rilevato – come ha recentemente recepito la legislazione italiana.

Si scopre allora che la somma del tempo di lavoro totale – retribuito più non retribuito- è in tutti i paesi più alta per le donne che per gli uomini. Le donne lavorano di più degli uomini<sup>13</sup>, in particolare, lavorano di più le donne che mantengono la doppia presenza, perché hanno un lavoro retribuito, ma si fanno anche carico della produzione domestica di beni e servizi alla persona, e lavorano di più le donne di quei paesi in cui è meno sviluppata la rete di servizi alla persona, sia pubblica che privata, come i paesi del sud dell'Europa. Sulla base di queste rilevazioni, il lavoro non retribuito può essere valutato dal punto di vista economico. Si può quindi sviluppare il concetto di ‘reddito esteso’, cioè di reddito composto dalla somma del reddito monetario e del valore del lavoro non pagato espresso in moneta. All’interno di una interessante ricerca finanziata dal CNEL e diretta da Antonella Picchio, Tindara Addabbo e Antonella Caiumi hanno fornito, per l’Italia, una misura di questo ‘reddito esteso’.

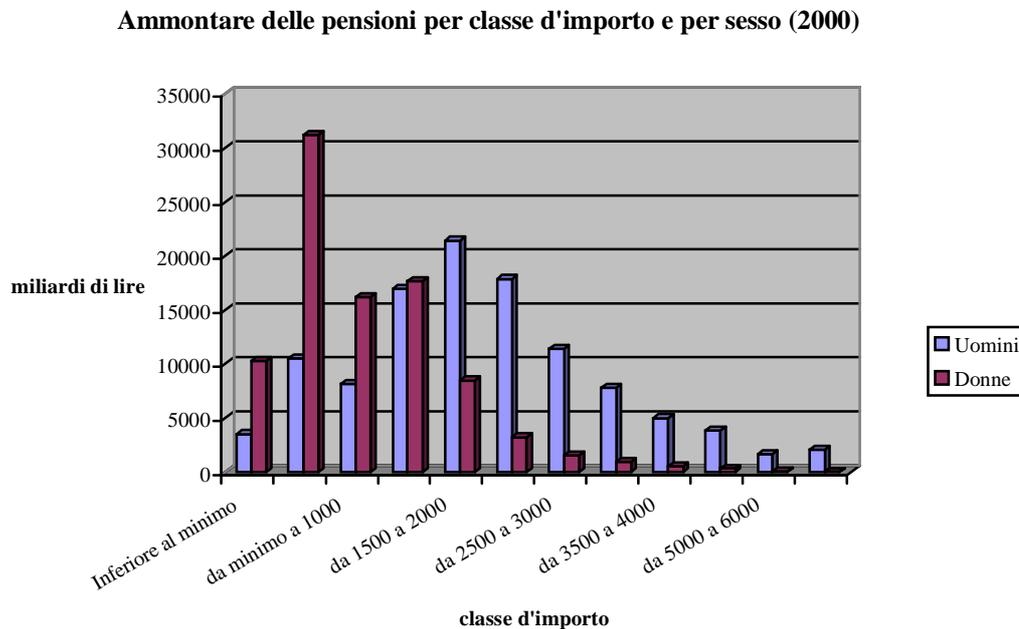
Negli Stati moderni, caratterizzati dallo sviluppo di una rete di sicurezza sociale regolata dallo Stato (lo Stato Sociale), il lavoro retribuito diventa –tramite la contribuzione obbligatoria ma anche tramite la fiscalità- fonte di diritti sociali (*entitlements*). Si tratta di pensioni pubbliche, sussidi di disoccupazione, provvisioni in caso di invalidità e di malattia. Il lavoro non retribuito invece non diventa fonte di diritti sociali, o non, almeno, in prima persona. Le donne che ad esso si dedicano entrano ugualmente nella rete di sicurezza, ma in maniera surrettizia.

Quale sia la fonte del loro diritto alla partecipazione nella rete di sicurezza sociale, non è mai ben chiaro. In parte la fonte è un riflesso della contribuzione effettuata dai maschi da cui dipendono (pensioni alle vedove, poi estese anche ai vedovi), in parte la fonte è il fatto di essere parte della cittadinanza, perché le tasse pagate da tutti i cittadini contribuiscono al mantenimento della rete di sicurezza e alla sua estensione a chi si trova in condizione di povertà.

---

<sup>13</sup> Se si guarda al lavoro totale, gli orari delle donne in Italia, Grecia e Spagna sono più simili a quelli dei paesi dell’Africa del Nord che a quelli dell’ Europa di cui fanno parte: si veda a questo proposito il Rapporto UNDP 1995.

Figura 4.3: Ammontare delle pensioni per classe di importo e per sesso (2000)



La distribuzione delle pensioni per classi di importo tra le persone dei due sessi è il riflesso evidente di questa situazione. Alle donne tocca il grosso delle pensioni integrate al minimo, che sono state la formula con cui si è surrettiziamente esteso alle donne, utilizzando risorse provenienti dalla fiscalità, un beneficio che formalmente rimaneva di carattere contributivo, legato ad una presenza sporadica e irregolare nel mercato del lavoro retribuito. Agli uomini tocca il grosso di quelle di origine contributiva, più alte.

Le pensioni integrate al minimo sono state sostituite, nella riforma del 1995, dall'assegno sociale, che è un provvedimento esplicitamente assistenziale. L'idea di base, corretta, era quella di separare il riconoscimento di cittadinanza da quello lavorativo. Ciò che preoccupa è l'andamento relativo delle pensioni dei due sessi negli anni presi trascorsi dalla riforma. Infatti, negli anni successivi alla riforma Dini (1995) il rapporto tra pensioni medie maschili e femminili è peggiorato. Tra il 1966 e il 2000 la pensione media maschile è passata dall'essere poco più di una volta e mezzo quella femminile, ad essere quasi una volta e tre quarti (dall'1,64% di quella femminile, e nel 2000 è invece lo 1,73%). Ovvero, la pensione media femminile che già era il 60% di quella maschile, è scesa al 58% e mostra una chiara tendenza a continuare la caduta. Ciò in controtendenza con il fatto che la qualità della forza lavoro femminile nel dopoguerra è cresciuta, e le

donne, oggi, dovrebbero cominciare ad ‘incassare’ come pensionate ciò che hanno cominciato a contribuire come lavoratrici in proprio a partire dagli anni 60.

**Tabella 4.3: Andamento relativo delle pensioni maschili e femminili, 1996-2000.**

Anno	Uomini	Donne	m/f	f/m
1996	1183140	718742,6	1,64612431	0,607488
1997	1264455	762575,7	1,65813723	0,603086
1998	1322420	783881,6	1,68701515	0,592763
1999	1371794	801511	1,71151042	0,584279
2000	1419718	819029	1,73341645	0,576895

Fonte: nostra elaborazione su dati INPS

A vite di lavoro - duro o meno duro - sostanzialmente simili per le persone dei due sessi - e caso mai a più dure per le donne - corrisponde una disponibilità autonoma di risorse nella vecchiaia molto diversa.

La fonte del diritto delle donne alla pensione pubblica non è mai stata, fino a tempi recentissimi, il riconoscimento della produttività del lavoro domestico da esse svolto, che rimane sempre una scelta personale, una attività intrapresa per puro piacere alla quale non spetta di per se riconoscimento da parte della società. Di qui il valore, di carattere simbolico, della recente istituzione presso l'INPS di un fondo pensionistico a carattere volontario cui possono contribuire le persone che si dedicano alla produzione domestica. L'ambiguità di quel fondo è però che esso postula che le persone che ad esso contribuiscono abbiano comunque, in qualche modo, accesso al denaro. Si ipotizza un lavoro domestico retribuito dai familiari che esse accudiscono, naturalmente in forme completamente discrezionali, sia rispetto alla prestazione, (quante ore, che tipo di lavoro etc.), sia rispetto alla retribuzione oraria per prestazione. Il lavoro domestico insieme a quello dei calciatori e degli artisti, è un lavoro la cui contropartita cambia a seconda di chi lo fa: di due mogli che fanno lo stesso lavoro di tenere in ordine una casa, a parità di generosità dei mariti, la moglie dell'uomo ricco ha un salario orario più alto. A parità di salario dei mariti, la moglie del marito generoso guadagna di più. Ma se il marito non è generoso, e ritiene più remunerativo contribuire alla propria pensione integrativa privata piuttosto che a quella pubblica della moglie, lo Stato non ritiene di intervenire.

Inoltre, il fondo è stato introdotto all'interno di riforma la cui logica era quella di riportare il sistema pensionistico italiano, che è un sistema finanziato a ripartizione, ad

una situazione che fosse attuarialmente simile a quella di un sistema contributivo (pensioni commisurate ai contributi versati) con una separazione netta della funzione previdenziale (da svolgere mediante questo sistema simil-contributivo cui ci si propone di aggiungere un sistema di fondi pensione integrativi privati, più o meno volontari) e una funzione assistenziale cui si deve provvedere mediante gli assegni sociali. In questa logica sono state depotenziate le pensioni di reversibilità ai superstiti, che per ragioni demografiche venivano versate soprattutto a vedove, che sono state decurtate in presenza di altri redditi da lavoro o da capitale (su questo punto vedi anche Addis, 2000).

In quest'architettura sono previste tre strade: una è che le donne alla stessa stregua degli uomini abbiano una pensione di tipo contributivo in parte pubblica e in parte integrativa; ma su questa strada per la quale per ottenere trattamenti uguali agli uomini occorre ridurre la permanente disparità retributiva che in questo rapporto abbiamo documentato, per fornire alle donne sufficiente liquidità per alimentare le proprie pensioni integrative; la seconda è che le donne che non hanno un lavoro retribuito versino volontariamente quote di denaro ottenute da coloro di cui hanno cura nel fondo per le casalinghe, la quale come abbiamo visto presuppone la buona volontà del coniuge. La terza è che, se non intraprendono alcuna di queste tre strade, ricevano assistenza. In altre parole, non vi è alcun riconoscimento della produttività del lavoro domestico svolto anche dalle donne che hanno un lavoro retribuito, e il riconoscimento del lavoro svolto dalle casalinghe è subordinato al riconoscimento monetario da parte di coloro che esse accudiscono.

Dal punto di vista delle donne vi sono tre rischi insiti in questa architettura.

- ✓ Il primo è che, per quelle che hanno un lavoro retribuito, le loro inferiori retribuzioni si traducano in una posizione femminile, nel settore delle pensioni integrative, complessivamente peggiore di quella già in essere nel sistema delle pensioni pubbliche.
- ✓ Il secondo è che la componente di reddito legata ai trasferimenti di tipo 'assistenziale' sia di dimensioni variabili nel corso di alterne vicende politiche, più facilmente comprimibile quando vi siano interessi che spingono a farlo. Ciò perché slegata dal

legame contributo-prestazione, per la debolezza dell'organizzazione politica dei/delle recipienti l'assistenza.

- ✓ Infine, che la 'compressione' di alcuni riconoscimenti impliciti del lavoro di cura – la pensione di reversibilità- non sia sufficientemente bilanciata dalla istituzione di un fondo per le casalinghe. I dati indicano che, da rischi potenziali, questi fattori si sono trasformati in eventi negativi per le donne.

## **5. I differenziali retributivi per sesso nelle posizioni di lavoro atipiche**

Dal 1992 al 2000 gli occupati secondo contratti di lavoro *atipici* (part-time, lavoro interinale, contratti a termine, contratti di collaborazione coordinata e continuativa) sono aumentati del 45,2% mentre l'occupazione totale è aumentata solo dello 0,7%; questo aumento porta il rapporto atipici/totale occupati dal 10,6% al 15,2% (ISTAT, 2000 p.253). La presenza di queste forme contrattuali sul totale degli occupati è ancora relativamente bassa, ma il suo peso all'interno delle nuove assunzioni è rilevante. Infatti dal 1997 al 2000, l'82% dell'aumento di occupazione è attribuibile a nuovi lavori atipici (Istat, 2000). In sensibile aumento è anche il ricorso al lavoro interinale introdotto con la Legge Treu del 1997 e recentemente esteso anche alle basse qualifiche, al pubblico impiego, all'edilizia e all'agricoltura. Dati tratti dall'ultimo rapporto di monitoraggio del Ministero del lavoro sulle politiche occupazionali mostrano come nel 2000 siano stati avviati 472.000 lavoratori al lavoro interinale (contro 194.835 nel 1999 e 52.312 nel 1998).<sup>14</sup> Pur essendo prevalentemente ancora occupati nel settore dell'industria manifatturiera e, al suo interno nel settore metalmeccanico, la recente estensione di questa forma contrattuale anche in settori a maggiore presenza femminile (grande distribuzione, pubblico impiego, servizi alberghieri) lascia supporre un aumento della quota femminile sul totale dei lavoratori interinali.<sup>15</sup>

Se è possibile analizzare alcune forme di lavoro atipico (ad esempio il part-time) utilizzando le indagini campionarie ISTAT sulle forze lavoro o l'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane, altre forme di lavoro atipico non sono

---

<sup>14</sup> Il Sole24ore (11/02/01,p.5).

generalmente identificate nelle classificazioni dell'attività lavorativa delle indagini campionarie sulla popolazione italiana e hanno richiesto lo svolgimento di indagini *ad hoc* per fini conoscitivi.

Data la crescente diffusione di queste nuove figure all'interno del mercato del lavoro è opportuno verificare se all'interno delle posizioni atipiche persistano differenze di genere nei percorsi occupazionali, nei livelli retributivi e nell'accesso alla sicurezza sociale, e se le posizioni atipiche in cui le donne si trovano maggiormente presenti siano caratterizzate da redditi più bassi e/o maggiore precarietà. Scopo della presente sezione è appunto ricostruire le differenze di genere all'interno dei lavori atipici, e in particolare all'interno delle due posizioni contrattuali *non-standard* che in termini di incidenza sul totale delle occupate rappresentano le forme *atipiche* in cui le donne sono più presenti: il ***contratto di collaborazione coordinata e continuativa*** e il ***part-time***.

---

<sup>15</sup> Attualmente gli uomini rappresentano il 65% del totale dei lavoratori interinali in Italia (contro il 42% negli USA) (Il Sole24ore, 11/02/01,p.5).

## 5.1 Part-time e Collaborazione coordinata e continuativa due forme di lavoro atipico a confronto

### **Part-time**

#### *Definizioni di part-time:*

- inferiore alle 35 ore settimanali (definizione utilizzata normalmente nei paesi dell'Unione Europea)
- inferiore alle 30 ore settimanali (definizione utilizzata dall'OCSE)
- inferiore all'orario ordinariamente previsto dai contratti collettivi (definizione adottata nella Legge 863/1984 sul part-time)
- definizione soggettiva da parte dell'intervistato

#### *Tipo di Part-time:*

- part-time orizzontale: orario inferiore ogni giorno della settimana lavorativa
- part-time verticale: orario a tempo pieno in solo 3-4 giorni lavorativi nella settimana

#### *Alcuni Riferimenti Legislativi:*

**Legge 863/1984 (regolamenta l'applicazione del part-time), Legge 554/1988 (regolamenta l'applicazione del part-time nel pubblico impiego), Legge n.451/1994 (riproporciona su base oraria e non più capitaria i premi assicurativi INAIL), D.L. 61/2000 (inserisce lavoro supplementare e altri incentivi per assunzioni part-time a tempo indeterminato).**

**Il contratto di collaborazione coordinata e continuativa** si pone fra due estremi: lavoro autonomo e subordinazione. Il collaboratore può mantenere rapporti di lavoro continui con più committenti e non può essere dipendente di un'impresa. Nel 1973 la legge sui conflitti di lavoro viene estesa a rappresentanti, agenti e altre relazioni definibili continuative e coordinate anche senza un contratto di subordinazione. Dal gennaio 1996 (in applicazione della riforma previdenziale del 1995) viene stabilito un contributo obbligatorio del 10% (portato attualmente al 13%) che i lavoratori devono versare (2/3 spettano ai committenti e 1/3 al lavoratore) all'INPS.<sup>16</sup> Una legge che regoli queste forme contrattuali è attualmente in fase di discussione dopo essere stata approvata (con sostanziali modifiche rispetto al progetto iniziale approvato dal Senato) dalla Commissione lavoro della Camera.

All'interno dei lavoratori che versano il contributo del 13% all'INPS possiamo distinguere tre gruppi di lavoratori:<sup>17</sup>

1. **Collaboratori coordinati e continuativi:** questi lavoratori svolgono un'attività di collaborazione coordinata e continuativa senza essere dipendenti e senza impiegare mezzi organizzati, non hanno partita IVA;
2. **professionisti:** questi svolgono abitualmente una professione con prevalenza di lavoro autonomo, hanno partita IVA e sono iscritti ad un albo professionale.
3. **collaboratori/professionisti:** sono collaboratori iscritti anche ad altre casse previdenziali e hanno Partita IVA (soprattutto amministratori, sindaci e revisori dei conti).

### 5.1.1 Incidenza del Part-time in Italia

Analizzando l'incidenza delle nuove forme di lavoro per genere nel 1998 (Figura 1 sotto e Tab.B.1 in Appendice) notiamo come la prima forma di lavoro atipico in termini di incidenza sul totale delle occupate, per le donne sia il part-time. Regolato nel 1984 questa forma di lavoro resta a livelli molto più bassi del tasso che raggiunge in media nei paesi

<sup>16</sup> Si noti come la bassa aliquota previdenziale se da un lato rende più appetibile per l'impresa il contratto di collaborazione a causa del ridotto costo per la previdenza sociale rispetto al costo di un lavoratore dipendente, dall'altro però assicura solo un basso livello pensionistico al collaboratore (Altieri e Carrieri, 2000, Porro 2000a). Per una discussione delle implicazioni di *welfare* e per proposte di politiche su questo tema si rinvia a Geroldi (2000), Marelli (2000), Porro (2000a e 2000b), Ricci (2001) e a Semenza (2000).

<sup>17</sup> Rinviamo a ISFOL (1998), Carcano *et al.* (1998), Censis (1999), Altieri, Carrieri (2000) e Porro (2000a) per una descrizione più dettagliata delle caratteristiche dei lavoratori in ciascun gruppo.

europei (l'incidenza del lavoro part-time sul totale degli occupati nel 1999 in Italia era pari al 7,9% contro il 17,6% di media europea, Tab.5.1). La sua diffusione anche nella componente che più lo utilizza in altri paesi industrializzati, ovvero fra le donne coniugate, resta relativamente bassa in Italia: nel 1993 l'incidenza del lavoro part-time sul totale dell'occupazione delle donne sposate era pari al 12% contro il 53% nel Regno Unito (Eurostat, Labour force survey data)<sup>18</sup>.

Nel corso dell'ultimo anno (Isfol, 2000) il tasso di crescita del part-time è stato più elevato del solito (in base a dati ISTAT, l'Isfol stabilisce un tasso di crescita dall'aprile 1999 all'aprile 2000 del 13,5% contro un aumento dello 0,5% del lavoro a tempo pieno, Tab.B.2 in Appendice). In questo periodo l'aumento del part-time è stato più accentuato fra gli uomini anche se resta al suo interno predominante la componente femminile.

Dal 1993 al 1999 è aumentata in particolare l'incidenza del part-time fra le donne che lavorano come lavoratrici dipendenti nei servizi (+6,2%, contro +2,2% per gli uomini), nel 1999 nel settore dei servizi il 16,8% delle lavoratrici dipendenti lavorava part-time (contro il 4,1% degli uomini nello stesso settore)<sup>19</sup>.

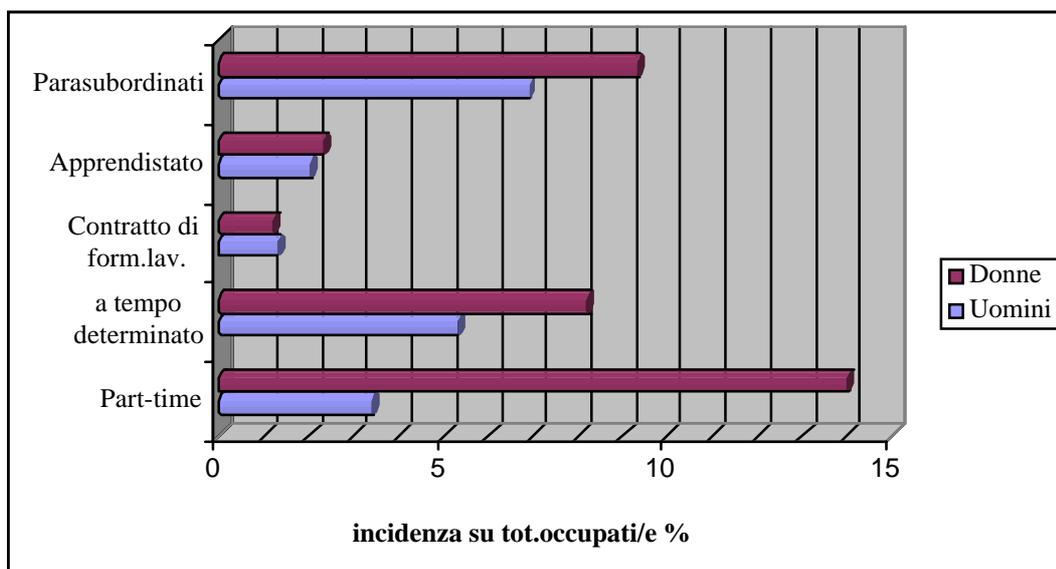
Possiamo attenderci un aumento ulteriore dell'uso del part-time in Italia grazie all'applicazione del D.L. 20/2/2000 che consente lo svolgimento di ore supplementari di lavoro (entro un limite che viene fissato al 10% dell'orario previsto dal contratto demandando alla contrattazione collettiva lo stabilire il numero massimo di ore supplementari) e che inserisce altri incentivi per le nuove assunzioni part-time a tempo indeterminato al fine di creare 100mila nuovi posti di lavoro con queste caratteristiche<sup>20</sup>.

<sup>18</sup> Per un'analisi delle ragioni del suo scarso sviluppo in Italia si vedano: Addabbo (1997), Giannelli (1997), Bentivogli e Sestito (1998).

<sup>19</sup> Dati Istat in Zuliani (2000, Tav.15).

<sup>20</sup> Tuttavia si ritiene che questi incentivi non rendano il part-time per l'impresa più vantaggioso in termini di costi di assunzione rispetto ad altre nuove forme di lavoro che hanno meno vincoli di interruzione del rapporto e risultano anche più flessibili. Ricordiamo come l'intenzione di aumentare il ricorso al part-time sia stato anche uno degli obiettivi del Piano Nazionale per l'occupazione per il 1999: *'One of the major Government goals is to succeed in increasing part-time employment. In the period going from 1999 to 2003, the Government aims at increasing part-time employment also as a share of total employment, so that under this aspect Italy approaches the European average value (16.9%). As a matter of fact, part-time work may further the growth of the participation and employment of those groups that, to-date, are insufficiently present in the market. Through recent incentive measures in favour of part-time, the Government estimates to be able, in 1999, to add at least 100,000 units to total employment by. By the end of 1999, this would cause part-time work to have an incidence on total employment ranging around 8% (as compared to 7.3% in 1998).'* (1999 Italian National Action Plan for Employment).

**Figura 5.1: Incidenza di alcune forme di lavoro atipico per sesso sul totale degli occupati nel 1998 in termini percentuali**



**Fonte:** Tab.B.1 in Appendice tratta da Tab.1 Altieri (2000). Elaborazioni Ires su dati Inps, Assointerim e ISTAT. I dati INPS si riferiscono al 1999 gli altri al 1998.

**Tabella 5.1: Diffusione del lavoro Part-time in Italia e in altri paesi Europei 1999**

Nazioni	Tasso di occupazione	Part-time
Danimarca	76,5	20,8
Netherlands	70,9	39,4
Svezia	70,6	23,8
U.K.	70,4	24,8
Austria	68,2	16,8
Portogallo	67,4	11,1
Finlandia	67,4	12,2
Germania	64,8	19
Irlanda	62,5	16,7
Lussemburgo	61,6	10,7
Francia	60,4	17,2
Belgio	58,9	15,7
Grecia	55,6	6
Italia	52,5	7,9
Spagna	52,3	8,3
European Union	62,1	17,6

Fonte: Eurostat 1999, Labour Force Surveys

Occorre considerare inoltre che il lavoro part-time è spesso scelto in Italia da fasce più deboli della forza lavoro, la motivazione prevalente è per motivi familiari (per molte è una scelta obbligata data la situazione dei servizi di cura, v. anche Gardiner, 1997 p.144) ed è diffusa anche la percentuale di part-time involontario: nel 2000 il 35,6% di coloro che sono occupati a tempo parziale desidererebbero un impiego a tempo pieno, la percentuale di part-time involontario è maggiore per gli uomini (il 46,2% degli uomini

che lavorano part-time non hanno trovato un lavoro a tempo pieno, mentre per le donne la percentuale di part-time involontario è del 31,5%). Se si analizza la distribuzione territoriale del part-time involontario si vede come al Sud chi lavora part-time perché non ha trovato un lavoro a tempo pieno rappresenta il 57,5% dei *part-timers* contro il 24,5% al Nord.<sup>21</sup> Vi è squilibrio nella distribuzione delle ore di lavoro infatti il 5,5% delle donne occupate sono part-timers involontarie (contro l'1,8% degli uomini, dati ISTAT elaborati da Isfol, 2000).

### ***5.1.2 Il rapporto di collaborazione in Italia – alcuni dati***<sup>22</sup>

Dal punto di vista numerico all'interno degli iscritti all'archivio INPS del 13% prevalgono i collaboratori coordinati e continuativi. Recentemente è aumentata la presenza delle donne fra i collaboratori ed è diminuita quella degli amministratori (Censis, 1999, Altieri e Carrieri, 2000). Le donne sono sottorappresentate fra i libero professionisti.

La normativa attualmente in vigore<sup>23</sup> e il livello di retribuzione rispetto a lavori simili svolti in base ad altri contratti, rendono la collaborazione competitiva rispetto ad altre forme di lavoro flessibili (ad esempio rispetto al part-time). A differenza di altre forme di lavoro atipico che sono state regolate e per le quali sono previsti incentivi alle imprese al fine di adottarle, il contratto di collaborazione coordinata e continuativa è stato utilizzato ampiamente e il suo uso continua a diffondersi nelle nuove assunzioni grazie al minore aggravio di costi per l'impresa sia in relazione agli oneri sociali che alla retribuzione

---

<sup>21</sup> Dati Istat, elaborazioni Isfol (2000). Anche nel Regno Unito, dove il part-time è tradizionalmente più diffuso negli anni '90 si è avuto un aumento della proporzione di chi lavora part-time perché non ha trovato un lavoro a tempo pieno (dal 6% nel 1990 al 14% nel 1993/4, Gardiner, 1997, p.143). La percentuale di chi lavora part-time perché non ha trovato un lavoro a tempo pieno nel Regno Unito è del 33% per gli uomini, del 16% per le donne che non hanno figli e del 7% per le donne con figli a carico.

<sup>22</sup> Questa Sezione costituisce la sintesi di una rassegna più dettagliata sul rapporto di collaborazione contenuta nel rapporto di ricerca (promossa dalla Commissione Pari Opportunità della Provincia di Modena) curato da Addabbo e Borghi (2001).

<sup>23</sup> Il 17 Ottobre 2000 è stato inviato alla Camera per la discussione dalla Commissione Lavoro della Camera il disegno di legge Smuraglia sui parasubordinati precedentemente approvato dal Senato. Nel nuovo disegno non sono inclusi riferimenti ai minimi contrattuali per la definizione della retribuzione del collaboratore previsti dal precedente disegno di legge, rinviando al principio dell'equo compenso e alla contrattazione collettiva sui collaboratori non ancora presente. Dal gennaio 2001 in base alla finanziaria 2000 i collaboratori coordinati e continuativi sono equiparati dal punto di vista fiscale ai lavoratori dipendenti. Per un'analisi dei vantaggi e svantaggi connessi all'equiparazione dal punto di vista fiscale dei collaboratori al lavoro dipendente rinviamo agli articoli apparsi il 13/11/2000 e l'11/12/2000 (Il Sole 24Ore).

media, che come un modo di aumentare la flessibilità nell'uso del fattore lavoro (Altieri e Carrieri, 2000, Samek Lodovici e Semenza, 2001 e Dall'Agata e Grazioli, 1999).

L'incidenza del rapporto di collaborazione sull'occupazione è paragonabile ormai a quella del part-time (si noti tuttavia che le fonti utilizzate per quantificare le due forme di lavoro sono diverse e l'archivio INPS tende a sovrastimare i rapporti di collaborazione dato che non registra le cessazioni) e dopo il lavoro a tempo parziale, la collaborazione coordinata e continuativa risulta attualmente la seconda forma di lavoro atipico maggiormente diffusa fra le donne occupate in Italia ed è invece la prima modalità di lavoro atipico in termini di incidenza sul totale degli uomini occupati (Tab.B.1 in Appendice). Durante lo scorso anno è ulteriormente aumentata la quota di donne iscritte al fondo INPS che sono pari al 43,7% (contro il 37% del 1999).<sup>24</sup>

Le ricerche su campo condotte sia a livello regionale che a livello nazionale mostrano che fra i collaboratori ci sono sia figure tradizionali (come amministratori, revisori di conti, venditori, intermediari) che figure meno tradizionali (come esperti di formazione e comunicazione, ricercatori e Internet masters), con diverso grado di precarietà.<sup>25</sup>

Considerando la distribuzione territoriale dei collaboratori si nota come siano in particolar modo presenti nelle regioni più economicamente sviluppate con circa il 60% di collaboratori concentrati nel Nord (Lombardia,<sup>26</sup> Emilia-Romagna,<sup>27</sup> Veneto sono le prime regioni in termini di presenza di collaboratori).

Se a livello nazionale l'incidenza di questa modalità contrattuale sul totale degli occupati è maggiore fra le donne (con un'incidenza di circa il 10% sul totale delle donne occupate contro il 7% sul totale degli uomini occupati) in alcuni contesti territoriali lo squilibrio

---

<sup>24</sup> Elaborazioni Isfol (2000) su dati INPS.

<sup>25</sup> Ci riferiamo alle indagini: Censis, 1997 su 200 collaboratori, Ires su 234 collaboratori, Isfel su 206 collaboratori in Emilia Romagna 1998. Data l'eterogeneità dei lavoratori iscritti al fondo INPS e la maggiore presenza delle collaboratrici donne nelle posizioni con salari più bassi e con minore prospettive di carriera, il Ministro delle Pari Opportunità ha istituito nel 1998 un'unità di monitoraggio per controllare gli effetti di genere delle misure che promuovono un accesso flessibile al mercato del lavoro in Italia (Piano Nazionale per l'occupazione, 1999). Ricordiamo inoltre che, dal maggio 1998, sono stati estesi i sussidi di maternità anche alle lavoratrici autonome e alle lavoratrici con contratti di collaborazione coordinata e continuativa che non avevano altra copertura assistenziale.

<sup>26</sup> Si vedano Porro (2000a) e Samek e Lodovici (2001) per un'analisi approfondita sulle caratteristiche del lavoro parasubordinato e di altre forme di lavoro atipico in Lombardia.

<sup>27</sup> Si vedano Addabbo e Borghi (2001) per un'analisi sui collaboratori coordinati e continuativi in Provincia di Modena, e Dall'Agata e Grazioli (1999) per un'analisi sui collaboratori coordinati e continuativi in regione Emilia-Romagna.

risulta ancora più accentuato (si veda ad esempio la Sicilia in cui il 13% circa delle donne occupate è occupata in questa posizione contro il 3% per gli uomini occupati, Tab.B.3, in Appendice). Nelle regioni del Sud si nota un recente forte aumento delle donne collaboratrici nella fase di ingresso nel mercato del lavoro

Le donne sono più concentrate, nel gruppo dei collaboratori, nelle fasce di età più giovani, mentre gli uomini sono presenti anche nelle fasce più anziane (Tab.B.4, in Appendice). Questa distribuzione per genere ed età denoterebbe secondo il Censis (1999, p.14) una maggiore prossimità del lavoro di collaborazione al lavoro autonomo per gli uomini ed una via di ingresso al mercato del lavoro per le donne che risiedono nel Sud Italia.

## ***5.2. Discriminazione salariale nelle nuove forme di lavoro***

In questa Sezione analizzeremo i dati disponibili sui differenziali salariali fra posizioni di lavoro non-standard e posizioni di lavoro standard e, all'interno dei due gruppi, sui differenziali di genere.

### ***5.2.1 Part-time vs Full-time***

Esiste un forte rischio di discriminazione salariale associato a un rischio di scarsa possibilità di carriera per l'occupazione part-time.

In paesi in cui il part-time è più diffuso rispetto all'Italia è presente un differenziale salariale a sfavore dei lavoratori a tempo parziale; con differenziali salariali che si assottigliano fra lavoratori full-time e part-time al crescere del livello di istruzione (in particolare per i laureati) (OECD,1999). Gornick e Jacobs (1996) riscontrano l'esistenza di differenziali salariali a svantaggio delle donne che lavorano part-time nel Regno Unito, negli USA, Canada e Australia, mentre l'analisi di Ferber e Waldfogel (1996, 1998) sull'occupazione atipica negli USA mostra che sia gli uomini che le donne che lavorano part-time sperimentano una più bassa crescita salariale nel tempo. Un minor salario orario per i lavoratori part-time rispetto ai lavoratori full-time si riscontra negli USA anche a parità di esperienza lavorativa, istruzione e altre caratteristiche che influenzano il livello

dei salari.<sup>28</sup> Accumulare esperienza lavorativa o anzianità di servizio in lavori part-time rende meno rispetto all'esperienza e anzianità lavorativa in posti di lavoro full-time in base alle analisi di Corcoran e al. (1984), Ferber e Waldfogel (1998) e England e al. (1999). La perdita di retribuzione oraria da un lavoro full-time a un lavoro part-time è maggiore per gli uomini che per le donne (OECD, 1999, Tab.5.1.-dati Structure of Earnings Survey, p.24).

Anche per i lavoratori part-time, come per altre modalità di lavoro atipico, sarebbe opportuno confrontare il differenziale rispetto ad occupazioni standard non solo in termini di salario orario ma anche in termini di *benefits*, in alcuni paesi infatti se l'orario di lavoro part-time è al di sotto di un limite di ore settimanali non vengono corrisposti sussidi alla disoccupazione, pensioni di anzianità, ferie retribuite, malattia ecc. (OECD, 1999, p.26) quindi oltre ai differenziali salariali occorre considerare il diverso insieme di sicurezza sociale cui lavoratori non-standard e lavoratori standard hanno accesso.

OECD (1999) conferma l'esistenza di un più basso investimento in formazione da parte dei datori di lavoro verso i lavoratori a tempo parziale, e una più bassa formazione legata alla carriera per questi lavoratori. Un risultato simile sulla minore probabilità (rispetto agli occupati a tempo pieno) da parte dei lavoratori part-time di ricevere formazione viene confermato dall'analisi di Arulampalam e Booth (1998) utilizzando le prime cinque ondate del British Household Panel Survey. Dato l'impatto dell'esperienza lavorativa e della formazione sui salari, tale differenziale in formazione può riprodurre nel tempo il differenziale salariale riscontrato, riducendo in modo significativo sia il tasso di crescita del salario che le prospettive di carriera e l'occupabilità di questi lavoratori.

Un differenziale retributivo fra lavoratori part-time e lavoratori full-time emerge sulla base di analisi basate su micro-dati INPS relativamente alla Lombardia (Villosio, 2001) e sulla base di analisi basate sull'indagine 1995 della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane (Comi, 2001). Quest'ultima analisi riscontra un differenziale retributivo fra donne che lavorano full-time e donne che lavorano part-time a danno delle lavoratrici part-time crescente al crescere del livello di istruzione. Tuttavia la stima di funzioni

---

<sup>28</sup> Questa evidenza è fornita da Tilly (1996) e Ferber e Waldfogel (1998). Su questo si veda anche OECD (1994).

salariali consente di verificare che la variabile dicotomica inserita per indicare il tipo di lavoro svolto (pari a 1 se la lavoratrice lavora part-time) è significativa solo nel caso in cui non si corregga l'equazione per la selezione non casuale del campione.<sup>29</sup>

All'interno delle posizioni part-time si riscontrano differenziali di genere più bassi che all'interno di posizioni di lavoro full-time. Per l'Italia l'uso di dati INPS su un campione di lavoratori residenti in Lombardia all'inizio degli anni novanta (nel campione non sono inclusi apprendisti e dirigenti, ma solo operai e impiegati e, data la fonte utilizzata, sono esclusi i lavoratori del settore pubblico) consente a Villosio (2001) di stabilire che gli uomini occupati full-time guadagnano in media il 22% in più delle donne occupate full-time mentre gli uomini occupati part-time guadagnano in media l'11% in più delle donne occupate part-time. La differenza fra i differenziali di genere si assottiglia passando dalle parti basse della distribuzione dei redditi (in cui ad esempio gli uomini guadagnano il 18% in più delle donne in posizioni di lavoro a tempo pieno e solo il 3% in più in lavori part-time) a parti alte della distribuzione dei redditi (si passa dal 25% in più per gli uomini che lavorano full-time al 16% in più per gli uomini rispetto alle donne che lavorano part-time).<sup>30</sup>

Abbiamo condotto un'analisi sui differenziali salariali basata sulla definizione individuale di part-time da parte dei soggetti intervistati nell'ambito dell'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane relativamente al 1998 (SHIW98, Tab.B.5 in Appendice). L'analisi descrittiva denota l'esistenza di un differenziale retributivo di genere simile per le due categorie di lavoratori che svolgono l'attività di lavoro dipendente come attività prevalente (Tab.B.6 in Appendice), l'analisi econometrica effettuata stimando le funzioni riportate in Appendice (Tab.B.7 e Tab.B.8) mostra un differenziale retributivo di genere più accentuato nel campione di lavoratori dipendenti che svolgono tale attività come prevalente fra i full-timers rispetto ai part-timers. In base a queste stime le donne in posizioni di lavoro part-time guadagnano in media circa il 19%

---

<sup>29</sup> il termine di correzione per la selezione non casuale aggiunto all'equazione salariale stimata sul campione di lavoratrici è stato ottenuto stimando un *ordered probit* la cui variabile dipendente assume valore 0 se la donna non lavora, 1 se lavora part-time e 2 se lavora full-time. L'analisi di Comi (2001) su dati Banca d'Italia 1995 rivela anche un maggior rendimento, in termini di salario, dell'istruzione per le donne che lavorano full-time (il rendimento dell'istruzione per chi lavora part-time è 2,6% contro 7,2% per le donne che lavorano full-time) e un  $R^2$  significativamente più elevato per l'equazione salariale tipo capitale umano relativa alle donne che lavorano full-time.

in meno degli uomini che lavorano part-time, mentre le donne che lavorano full-time guadagnano in media il 23-25% in meno degli uomini occupati full-time.<sup>31</sup>

### ***5.2.2 Differenziali di reddito nei rapporti di collaborazione***

In questa Sezione si analizzano i risultati di alcune ricerche sui redditi da lavoro in rapporti di collaborazione coordinata e continuativa, le fonti utilizzate da queste analisi sono indagini *ad hoc* (Censis, 1997 su 200 collaboratori, Ires su 234 collaboratori), oppure dati del Ministero delle Finanze, non è possibile identificare questa categoria di lavoratori utilizzando l'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia.

Occorre sottolineare, prima di analizzare i risultati sul reddito da lavoro dei collaboratori, che il reddito derivante da questo lavoro costituisce l'unica fonte di reddito e il rapporto di collaborazione risulta l'unica attività lavorativa solo per una parte (rilevante) dell'insieme di lavoratori iscritti al fondo 13% dell'INPS. Nel 1998, in base ad elaborazioni IRES su dati INPS si stabilisce che per il 16% degli iscritti il rapporto di collaborazione si aggiunge ad un'attività lavorativa principale di tipo dipendente, mentre per il 15% degli iscritti il reddito da collaborazione si affianca ad una pensione (Altieri e Oteri, 2000, p.75). Tuttavia per la parte più consistente degli iscritti al fondo il rapporto di collaborazione costituisce l'attività prevalente. Per i 2/3 dei collaboratori intervistati nel corso dell'indagine IRES il reddito da collaborazione è l'unica fonte di reddito, la percentuale di collaboratori-lavoratori dipendenti è molto bassa nel campione Censis (Tab.B.9, in Appendice) e il reddito da lavoro è costituito per l'82% dal reddito derivante dal rapporto di collaborazione per i collaboratori analizzati a Modena (Addabbo e Borghi, 2001).

L'eterogeneità di questo tipo di lavoro si riflette nella *distribuzione dei redditi da lavoro* che mostra un'elevata varianza e un'elevata discontinuità. L'indagine Censis consente

---

<sup>30</sup> Si nota comunque, assieme a Villosio (2001,n.17, p.206) che tale risultato può dipendere dal numero basso di osservazioni relativamente agli uomini che lavorano part-time.

<sup>31</sup> Occorre verificare quanto questa stima risenta della selezione non casuale dei due tipi di lavoratori, un primo tentativo di correzione effettuato utilizzando il modello di Heckman a due stadi e confrontando i differenziali di genere dopo aver corretto per la selezione non casuale di lavorare part-time e full-time mostra differenziali di genere simili (pari al 30% di reddito in meno per le donne siano esse in lavori part-time che in lavori full-time). Si sta procedendo con l'analisi di sensitività dei coefficienti al variare della struttura del modello stimato.

una prima valutazione sulle *differenze di genere nei redditi che derivano da questa modalità lavorativa*. I lavoratori meno pagati sono donne (il 47% delle donne guadagna infatti meno di 1 milione al mese, contro il 13% degli uomini collaboratori, Tab.5.2), risiedono nel Sud Italia (dove il 65% guadagna meno di 1 milione di lire al mese), e sono più giovani (il 52% dei collaboratori con meno di 30 anni guadagna meno di 1 milione al mese) e con un più basso livello di istruzione (il 52% dei collaboratori che hanno 8 o meno anni di istruzione guadagna al massimo 1 milione al mese, mentre per collaboratori con diploma di scuola media superiore la percentuale scende al 30% e per i laureati scende al 17%, fra i laureati il 45% guadagna più di 3 milioni al mese).<sup>32</sup> Si noti inoltre che la presenza di uomini è maggiore, rispetto a quella delle donne, fra i professionisti, e che i redditi di questa categoria di collaboratori sono in media più elevati.<sup>33</sup>

**Tab. 5.2: Collaborazioni coordinate e continuative per classi di retribuzione mensile media, classi di età e genere (dato 1997 in valori percentuali).**

<i>Livelli retributivi</i>	<i>Età</i>				<i>Genere</i>		<i>Totale</i>
	19-29 anni	30-39 anni	40-49 anni	50 anni e oltre	Uomini	Donne	
Fino a 1.000.000	52.0	22.9	25.0	16.7	12.9	47.0	29.6
Da 1.000.001 a 1.500.000	29.2	19.7	8.3	3.3	10.9	21.4	16.1
Da 1.500.001 a 2.000.000	14.6	13.1	21.7	6.7	16.8	13.3	15.1
Da 2.000.001 a 3.000.000	-	21.3	21.7	26.7	21.8	12.2	17.1
Oltre 3.000.000	4.2	23.0	23.3	46.6	37.6	6.1	22.1
<b>Totale</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>	<b>100.0</b>

Fonte: Tab.6.21 in Porro (2000) da [www.censis.it](http://www.censis.it), 1998.

In base all'indagine IRES, Altieri e Oteri (2000) trovano che il 70% degli intervistati guadagna meno di 2 milioni al mese (48% da 1 a 2 milioni netti) e che le donne risultano guadagnare meno degli uomini (Tab.B.10 in Appendice) pur essendo in media più istruite degli uomini (Tab.B.11, in Appendice).<sup>34</sup> Inoltre i collaboratori tendono a guadagnare meno del salario minimo fissato per dipendenti che lavorano nella stessa professione.

<sup>32</sup> I collaboratori puri tendono ad avere un reddito medio inferiore rispetto a quello delle altre categorie di collaboratori in base all'indagine Censis e la probabilità di avere un reddito pari al massimo a 1 milione aumenta per i collaboratori puri al crescere del numero di committenti (Censis, 1997, p.63).

<sup>33</sup> Rinviamo a Censis (1997, p.63, Tab.10) per le motivazioni date dai lavoratori rispetto alla scelta del tipo di contratto, e a Censis (1997, p.39) per un'analisi della distribuzione di genere di questi lavoratori.

<sup>34</sup> I collaboratori sono in media più istruiti della popolazione occupata totale (IRES, 1998). Purtroppo non sono disponibili le medie di reddito per genere e livello di istruzione e la numerosità campionaria non è tale da consentire l'applicazione di tecniche econometriche più sofisticate.

La bassa remunerazione media dei collaboratori risulta anche a Ricci (1997) utilizzando i dati delle dichiarazioni dei redditi: in base a questa ricerca il 70% dei collaboratori ha un reddito annuale medio inferiore ai 20 milioni (Ricci, 1997, pp.200-201).

Le donne collaboratrici, in base all'indagine Censis, risultano aver scelto questo tipo di contratto per mancanza di alternative valide nel 40% dei casi (mentre fra gli uomini collaboratori il 27% dichiara di aver scelto questo tipo di lavoro per mancanza di alternative e il 45% dichiara che è il tipo di lavoro che preferisce, contro il 18% delle donne, v.Tab.B.12 in Appendice), le donne intervistate in questa posizione lavorativa mostrano anche un maggiore grado di insoddisfazione e il desiderio di cambiare lavoro (Censis, 1997).<sup>35</sup>

Oltre a percepire un reddito inferiore rispetto a quello di lavoratori dipendenti che svolgono la stessa professione, una parte rilevante di collaboratori percepisce il reddito con discontinuità. Un pagamento regolare riguarda il 50% dei collaboratori nell'indagine IRES (Altieri e Oteri, 2000, p.94), mentre per i collaboratori intervistati nell'indagine Censis (1997) il 69% degli intervistati indica l'impossibilità di poter fare affidamento su pagamenti regolari fra i principali motivi di insoddisfazione legati al tipo di lavoro svolto. L'indagine sui collaboratori a Modena trova che il reddito viene percepito regolarmente dal 59% degli intervistati, mentre una percentuale significativa (40%) percepisce il reddito discontinuamente (Addabbo e Borghi, 2001).

---

<sup>35</sup> in base all'indagine Censis (1997, p.50) infatti solo il 32.6% vorrebbero mantenere questo tipo di contratto mentre fra gli uomini collaboratori il 53% non cambierebbe lavoro. Il desiderio di una maggiore stabilità contrattuale è particolarmente sentito da una delle lavoratrici intervistate nella parte sociologica della ricerca che è appunto occupata in questa posizione contrattuale, il suo caso condensa molte caratteristiche che sono state individuate in questa sezione con riferimento alla posizione di collaboratore, la discontinuità, il livello basso dei pagamenti, e l'intervista permette di cogliere i costi individuali e familiari di questa posizione contrattuale.

### **5.2.3 Differenziali salariali fra lavoratori permanenti e lavoratori non permanenti**

Estendendo l'analisi microeconometrica sui differenziali salariali ai lavoratori non permanenti (Tab.B.13 in Appendice) e utilizzando i dati ECHP (1994) si può notare come il gap salariale dei lavoratori permanenti verso i lavoratori non permanenti (lavoratori con *fixed term contract* o *casual workers*) è pari al 37%, il differenziale di genere risulta del 17% per tutti i dipendenti, del 17% per i lavoratori permanenti e del 19% per i non permanenti (temporanei o altre forme di contratto).

Questi risultati sono coerenti con l'analisi descrittiva svolta da Hipple (1998) sulla seconda survey sui *contingent workers* (supplemento della Current Population Survey) negli USA relativa all'anno 1997. Hipple (1998) nota una maggiore probabilità dei *contingent workers* ad avere salari più bassi (il reddito da lavoro settimanale dei *contingent workers* risulta pari all'80% del reddito da lavoro dei lavoratori permanenti) e minore accesso alla sicurezza sociale, inoltre osserva una maggiore probabilità per le donne a rientrare in questa categoria di lavoratori, e una maggiore probabilità che i lavoratori part-time siano in una condizione di incertezza sulla continuità lavorativa.

## **5.3 Permanenza nelle nuove forme di lavoro**

Per valutare quanto le due nuove forme di lavoro possano presentare un rischio di precarietà per le donne che le utilizzano è importante quantificare la probabilità di permanenza nella posizione contrattuale e confrontare le probabilità di transizione verso un lavoro full-time per genere e livello di istruzione.

### **5.3.1 Permanenza nel part-time**

La tendenza a restare in un'occupazione part-time è accentuata anche in Italia dove il 60,3% degli occupati part-time un anno dopo è sempre in un'occupazione part-time (contro il 50,7% nel 1994).<sup>36</sup>

---

<sup>36</sup> Isfol (2000, p.6) su dati ISTAT.

La disponibilità di dati longitudinali consente una valutazione della probabilità di permanenza in lavori part-time.<sup>37</sup> Utilizzando i dati longitudinali del German Socioeconomic Panel, Giannelli (1997) mostra come la transizione da part-time a full-time per le donne in Germania sia più probabile fra le donne sposate immigrate che tuttavia sono più presenti in posizioni con bassa qualifica. Nei paesi scandinavi il rischio che il part-time sia una ‘trappola’ è più diffuso nel mercato del lavoro finlandese rispetto a quanto accade nei mercati di lavoro norvegese e svedese (Natti, 1995).<sup>38</sup>

L’analisi di Villosio (2001) su un campione di 1422 individui residenti in Lombardia nel 1991 tratto dagli archivi INPS, è particolarmente interessante perché l’uso del panel 1986-1994 le consente di ricostruire il profilo occupazionale di chi nel 1991 risulta essere occupato part-time e le transizioni verso il lavoro a tempo pieno. L’analisi microeconometrica su questo campione mostra che gli uomini sono caratterizzati da una maggiore probabilità di passaggio dal tempo parziale al tempo pieno rispetto alle donne e come tale differenza si attenua al crescere dell’età degli individui.

### ***5.3.2 Prospettive di carriera per i collaboratori***

La maggior parte dei collaboratori puri nota una minore prospettiva di carriera e l’esposizione ad una forte precarietà lavorativa in base all’indagine Isfel (Dall’Agata e Graziosi, 1999, p.172).

Una parte rilevante di collaboratori tende verso il lavoro subordinato in base a quanto risulta da diverse indagini su campo (Accornero, 2001, p.22 sulla base dell’indagine Ires; Censis 1997, p.49, fra le donne collaboratrici intervistate il 41% preferirebbe una posizione lavorativa permanente). La tensione verso l’attività lavorativa dipendente risulta significativamente più elevata fra le donne collaboratrici che desiderano un altro lavoro o un’altra posizione contrattuale sulla base della ricerca condotta nel 2000 su un campione di 110 collaboratori in provincia di Modena, infatti il 62% delle collaboratrici intervistate che sta cercando un altro lavoro o un’altra posizione contrattuale, cerca un

---

<sup>37</sup> si veda l’evidenza a questo proposito su dati USA presentata da Ferber e Waldfogel (1996) e da Blank (1989) e su dati UK da Tam (1997). La probabilità che il part-time sia una trappola è più elevata fra i part-timers involontari (Ferber and Waldfogel, 1996) e fra i part-timers che lavorano per meno ore, Tam trova un elevato grado di insoddisfazione fra i part-timers sovraqualificati o giovani sulle loro prospettive di carriera (Tam, 1997).

lavoro alle dipendenze a tempo indeterminato contro il 42% degli uomini (Addabbo e Borghi, 2001).

La scarsa probabilità di transizione del contratto di collaborazione verso un contratto di lavoro dipendente a tempo indeterminato non giustifica un investimento in formazione da parte del committente verso questa categoria di lavoratori, che risultano particolarmente sensibili al contenuto formativo del lavoro e alla possibilità di svolgere formazione (anche se con diversi gradi di intensità al variare del settore e della posizione professionale). Recenti ricerche sul campo mostrano un elevato livello conflittuale con i committenti sull'aspetto formativo per questa categoria di lavoratori (Addabbo e Borghi, 2001).

La maggiore presenza di giovani donne all'interno di questa posizione, in entrata nel mercato del lavoro, e con retribuzioni mediamente più basse rende particolarmente elevato il rischio di dipendenza delle lavoratrici dalla famiglia di origine o acquisita e le espone al rischio di vedere confermato, in assenza di un adeguato investimento formativo, il *gap* retributivo nel ciclo di vita con rischi anche di uscite dal mercato del lavoro e di esclusione sociale.

L'analisi compiuta in questa sezione evidenzia il rischio di precarietà presente nelle nuove forme di lavoro e di insicurezza generata da un reddito basso e/o discontinuo. I rischi di precarietà aumentano in fasi basse del ciclo e in mercati del lavoro più deboli e appaiono più accentuati per le donne. Le analisi sui dati longitudinali disponibili mostrano che le donne sono anche più esposte degli uomini al rischio di restare intrappolate in posizioni di lavoro atipiche. L'analisi sui collaboratori coordinati e continuativi rivela la maggiore esposizione delle donne in questa posizione lavorativa al rischio di percepire redditi bassi e di avere profili lavorativi discontinui.

Limitatamente ai moduli del gennaio 1999 e 2000, l'indagine trimestrale sulle Forze di lavoro consente di distinguere diverse forme di lavoro atipico e, pur non contenendo dati sui salari, consentirebbe di svolgere un'analisi sulla probabilità di svolgere questi tipi di lavoro per genere e livello di istruzione. L'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle

---

<sup>38</sup> Si rinvia anche a OECD (1994,1999) per un'analisi su altri paesi industrializzati.

famiglie italiane consente di distinguere i lavoratori part-time e di individuare il reddito da lavoro, è stata quindi utilizzata per un'analisi dei differenziali retributivi fra lavori part-time e full-time e dei differenziali di genere all'interno delle due posizioni lavorative che andrebbe approfondita. E' opportuno comunque rendere sistematica l'identificazione delle diverse forme di lavoro atipico in rapida diffusione anche in Italia nelle surveys nazionali.

Dati i rischi di precarietà e segmentazione nel mercato del lavoro connessi alle forme di lavoro non standard qui analizzate, a nostro avviso è opportuno:

⇒ monitorare le condizioni di lavoro,

⇒ monitorare la divisione del lavoro nella famiglia (uno strumento a tal fine è fornito dall'art.16 della Legge sui congedi parentali approvata in Italia il 22 febbraio 2000, sulla base di questo articolo l'ISTAT dovrà svolgere nel futuro indagini sui bilanci di tempo, che consentano una disaggregazione dei dati per genere ed età con cadenza quinquennale).

⇒ facilitare i passaggi da una condizione all'altra in percorsi lavorativi che si fanno sempre più frammentari e intermittenti

⇒ potenziare e rinnovare l'offerta formativa e istituire un sistema di accreditamento delle competenze

⇒ ridurre l'incertezza che permea le nuove forme di lavoro.<sup>39</sup>

Oltre a rinviare ad una ridiscussione delle tutele e del sistema di welfare, e a rendere necessario un potenziamento e un rinnovamento del sistema di formazione per seguire lavoratori con profili lavorativi molto diversificati e intermittenti, dal punto di vista conoscitivo la diffusione di queste forme contrattuali riteniamo imponga una ridefinizione degli indicatori normalmente utilizzati per identificare la presenza di

---

<sup>39</sup> Sulle implicazioni di policies delle nuove forme di lavoro rinviamo a Addabbo e Borghi (2001), Porro e Marelli (2000).

discriminazione. Occorre quantificare sia la continuità del reddito da lavoro ricevuto, che le prospettive di riceverlo anche nel futuro<sup>40</sup> e stimare le probabilità di passaggio tra diverse posizioni lavorative e di uscita dal mercato del lavoro, occorre inoltre verificare le relazioni fra la diffusione di queste forme di lavoro e la posizione delle donne all'interno del nucleo familiare.

## **Riferimenti Bibliografici**

AA.VV. (2000) Lavoro non pagato e standard di vita, Rapporto CNEL a cura di Antonella Picchio.

---

<sup>40</sup> L'indagine della Banca d'Italia sui bilanci delle famiglie italiane contiene una sezione che consente di quantificare il reddito atteso e le prospettive di occupazione ci auspichiamo che sia possibile in questa ricca fonte poter identificare anche le nuove forme di lavoro e verificare anche quanta parte dell'esperienza lavorativa passata si sia svolta in forme di lavoro atipiche.

- ADDIS, E. (2000) 'L'impatto di genere della riforma dello Stato Sociale' Biblioteca della Libertà, XXI.
- ADDIS, E. e R.J. WALDMANN, "Differenziali salariali e retributivi e struttura salariale in Italia" *Economia e Lavoro*, n.1, 1996.
- ALTIERI, G., Presenti ed escluse: le donne nel mercato del lavoro Roma: Ediesse, 1993.
- ALTIERI, G. e S. PATRIARCA, "I differenziali retributivi uomo/donna" in C.N.E.L. Retribuzione, costo del lavoro, livelli di contrattazione 2, Roma: C.N.E.L. 1991.
- ALTIERI, G. "Disoccupazione e differenze di genere" in Calza Bini, P. (a cura di) La disoccupazione, Liguori, 1992.
- ARROW, K., "The Theory of Discrimination" in ASHENFELTER, O. e REES A., (a cura di) Discrimination in Labour Markets Princeton: Princeton University Press, 1973, pp.3-34.
- ARROW, K., "Models of Job Discrimination" in A.H. Pascal, ed. Racial Discrimination in Economic Life Lexington, MA: Lexington Books, 1972, pp. 83-102.
- BALBO, L., "Il tempo per la cura" Milano: Feltrinelli, 1991.
- BARRETT, N.S., "How the Study of Women Has Restructured the Discipline of Economics" in LANGLAND, E. e A. GROVE (a cura di) A Feminist Perspective in the Academy: The Difference it Makes Chicago: University of Chicago Press, 1981, pp. 101-109.
- BASSI, L.J., "Confessions of a Feminist Economist: Why I Haven't Yet Taught an Economics Course on Women's Issues" *Women's Studies Quarterly* 18 n. 3-4, 1990, pp. 42-45.
- BECKER, G., A Treatise on the Family Cambridge MA: Harvard University Press 1981.
- BECKER, G., "Altruism in the Family and Selfishness in the Market Place" *Economica*, 48 n. 1 1981, pp. 1-15.
- BECKER, G., The Economics of Discrimination 2nd Edition, Chicago: University of Chicago Press, 1971.
- BECKER, G., "A Theory of the Allocation of Time" *Economic Journal*, 75, september 1965, pp. 493-517.
- BELL, C.S., "Economics, Sex, and Gender" *Social Science Quarterly* 55, n.3, 1974, pp. 615-631.
- BENERIA, L., "Accounting for Women's Work: The Progress of Two Decades" *World Development* 20, n.11, 1992, pp. 1547-1560.
- BENERIA, L., e C. STIMPSON (a cura di), Women, Households and the Economy Rutgers: Rutgers University Press 1987.
- BERGMANN, B.R., "Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Race or Sex" *Eastern Economic Journal*, n.1, April-July 1974, pp. 103-110.
- BERGMANN, B.R., "Does the Market for Women's Labor Need Fixing?" *The Journal of Economic Perspectives*, Winter 1989.
- BERGMANN B.R., "What the Common Economic Arguments Against Comparable Worth are Worth" *Journal of Social Issues*, 45, n.4, 1989, pp. 67-80.
- BERGMANN, B.R., "Discrimination and Unemployment" in MALINVAUD, E. e J.P. FITOUSSI, (a cura di) Unemployment in Western Countries London: Macmillan, 1980.
- BETTIO F. e VILLA P. (1998), "A Mediterranean Perspective on the Break-Down of the Relationship Between Participation and Fertility" *Cambridge Journal of Economics*, 22 (2)
- BETTIO F. e VILLA P. (1992), Occupational Segregation. The case of Italy, EC Network on the Situation of Women in the Labour Market, UMIST, University of Manchester: Manchester (ISBN 1 871 782 26 0)
- BETTIO F. e VILLA P. (1998) 'Equal Pay in Italy', in J. RUBERY *et al.*, Equal Pay In Europe? Closing the Gender Wage Gap, I.L.O. Studies Series, London: Macmillan and New York: S.Martins, 1998
- BETTIO, F., The Sexual Division of Labour: the Italian Case Oxford: Oxford University Press, 1988.
- BETTIO, F., "Fra debolezza e integrazione: tendenze del mercato del lavoro delle donne in MARCUZZO, M. C. e A. ROSSI DORIA (a cura di), La ricerca delle donne Torino Rosenberg e Sellier, 1987.
- BIAGIOLI M. "Analysis of Wage Differentials between and within EU Countries through the European Household Panel (EHP) and the Structure of Earnings Survey, mimeo, 1998.

- BLANK, R.M., "A Female Perspective on Economic Man?" in ROSEMBERG-SALK, S. e J. GORDON-KELTER (a cura di) Revolutions in Knowledge: Feminism in the Social Sciences, Boulder, Colorado: Westview Press, 1992.
- BLANK, R.M., "What Should Mainstream Economists Learn from Feminist Theory?" in FERBER, M. A. e J. A. NELSON (a cura di), Beyond Economic Man Chicago: Chicago University Press, 1993, pp. 133-143.
- BLAU, F.D., "On the Role of Values in Feminist Scholarship" *Signs: Journal of Women in Culture and Society*, 86, 1981, pp. 538-540.
- BLAU, F.D. e FERBER, M. A., The Economics of Women, Men and Work 2nd ed., Englewood Cliffs, NJ, Prentice-Hall, 1992.
- BLAU, F.D. e L.M. KAHN, "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons" *American Economic Review*, 82, n.2., May 1992, pp. 533-38.
- BONKE, J., "The Distribution of Time and Money in the Family" in CARLSEN, S. e J.L. LANSSEN (a cura di) The Equality Dilemma Copenhagen: The Danish Equal Status Council, 1993.
- BONKE, J., "Education, Work and Gender, an International Comparison" Mimeo, Paper presented at the Forum on Gender and The Use of Time, Florence, 1995.
- BOUND J. e G. JOHNSON, "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations" *American Economic Review*, 82, June 1992, pp. 371-92.
- BRAZER, H.E., "Income Tax Treatment of the Family" in AARON H.J. and M. J.BOSKIN, The Economics of Taxation Washington, D.C.: Brookings, 1980, pp. 223-246.
- BROWN, C., "Income Distribution in an Institutional World" in MAGNUM C. and I. PHILLIPS Three Worlds of Labour economics, New York: Sharpe, 1987.
- BROWNING, M., F. BOURGUIGNON, P. A. CHIAPPORI e V. LECHENE, "Income and Outcomes: a Structural Model of Intrahousehold Allocation" *Journal of Political Economy*, 1994, 102, n. 6, pp. 1067-1096.
- BRUEGHEL, I., "Labour Market Discrimination" voce del Dizionario di Economia The New Palgrave, EATWELL, J., MILGATE, M. e NEWMAN P. (a cura di), London, 1987.
- BURG, B. Van der, J. SIEGERS e E. WINTER, "Gender and Promotion in the Academic Labor Market" Linz, Johannes Kepler Universitaet, Arbeitspapier 9516, 1995.
- CAIN, G., "Welfare Economics of Policies Toward Women" *Journal of Labour Economics*, January 1985, n. 1, part 2, pp. 375-96.
- CANZIANI, P. "I differenziali di reddito tra donne e uomini in Italia" in *Lavoro e relazioni Industriali*, n.2. 1996.
- COHEN, M., "The Razor's Edge Invisible: Feminism's Effect on Economics" *International Journal of Women's Studies*, 8, n. 3, May-June 1985, pp. 286-298.
- COHEN, M., "The Problem of Studying 'Economic Man'" in MILES, A. e G. FINN (a cura di) Feminism in Canada: From Pressure to Politics Montreal: Black Rose Books, 1982, pp. 89-101.
- COLOMBINO, U. e D. DEL BOCA, "The Effect of Taxation on Labour Supply in Italy" *The Journal of Human Resources*, 25, n. 3, 1990, pp. 390-414.
- COLOMBINO U., "A Model of Married Women's Labour Supply with Systematic and Random Disequilibrium Components" *Ricerche Economiche*, 2, 1985.
- COTTON, J., "On the Decomposition of Wage Differentials" *Review of Economics and Statistics*, 70, 1988, pp. 236-243.
- DALY, M. e SCHEIWE, K., "Strategies for Redistributing Resources to Women" EUI Working Papers, ECS, 91/4.
- DARITY, W. J.(a cura di), Economics and Discrimination Aldershot: Edward Edgar, 1995.
- DAVID P.,VICARELLI G. (1994), Donne in professioni da uomini, Franco Angeli: Milano DEL BOCA, D., "Wage Discrimination: Empirical Findings for Direct and Reverse Regressions" in *Ricerche Economiche*, 41, n.1, 1987.
- DEL BOCA, D., "Intrahousehold Distribution of Resources, Labour Supply and Fertility Decisions" 1994, presentato alla conferenza "Il costo dei figli" Firenze, European University Institute, 1994, mimeo.
- EDGEWORTH, F.Y., "Equal Pay to Men and Women for Equal Work" *Economic Journal*, 31, 1922, pp.431-457.
- ELSON, D. (a cura di), Male Bias in the Development Process Manchester: Manchester University Press, 1991.

- ENGLAND, P., "Feminist Critiques of the Separative Model of Self: Implications for Rational Choice Theory" *Rationality and Society*, 2, n.2, 1990, pp.156-171.
- ENGLAND, P., "The Separative Self: Androcentric Bias in Economic Theory" in FERBER, M. A. e J. A. NELSON, (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 37-53.
- ERIKSON, C. e A.C.ICHINO, "Wage Differentials in Italy: Market Forces, Institutions, and Inflation" paper prepared for the NBER Conference "Differences and Changes in Wage Structures" July 23-24, 1992, mimeo.
- EUROSTAT, "The European Community Household Panel (ECHP) Vol. 1, Survey, methodology and implementation" Luxembourg, 1996.
- EUROSTAT "Documentation of the ECPH database", Luxembourg, 1996.
- FAGAN, C. PLANTENGA, J., e J. RUBERY, "Does Part Time Work Promote Sex Equality? A Comparative Analysis of the Netherlands and the UK. Berlin, Wissenschaftszentrum Berlin fuer Sozialforschung, Discussion Papers, 1995.
- FEINER, S. F. e B. A. MORGAN, "Women and Minorities in Introductory Economics Textbooks: 1974-1984" *Women's Studies Quarterly* 18, n.3-4, 1987, pp. 46-67.
- FEINER, S. F. e B. ROBERTS, "Hidden by the Invisible Hand: Neoclassical Economic Theory and the Textbook Treatment of Race and Gender" *Gender & Society* 4, n.2, 1990, pp. 159-181.
- FEINER, S. F., ed. *Race and Gender in the American Economy: Views from Across the Spectrum*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall 1994.
- FERBER, M. A., "Gender and the Study of Economics" In *The Principles of Economics Course: A Handbook for Instructors*, ed. Phillip Saunders and William Walstad, 44-60. New York: McGraw-Hill, 1990.
- FERBER, M. A. e B. G. BIRNBAUM, "The 'New Home Economics': Retrospects and Prospects, " *Journal of Consumer Research* 4 June 1977, pp.19-28.
- FERBER, M. A. e J. A. NELSON, (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993.
- FERBER, M. A. e J. A. NELSON, "The Study of Choice or the Study of Provisioning" in FERBER M. A. e J.A. NELSON (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993 1-22.
- FERBER, M. A. e M. L. TEIMAN, "The Oldest, the Most Established, the Most Quantitative of the Social Sciences -- and the Most Dominated by Men: The Impact of Feminism on Economics" in D. SPENDER (a cura di) Men's Studies Modified: The Impact of Feminism on the Academic Disciplines New York: Pergamon Press 1981.
- FILER, R. K., "Occupational Segregation, Compensating Differentials, and Comparable Worth" in MICHAEL, R. HARTMANN, H. e O'FARREL, B.,(a cura di) Pay equity: Empirical Inquiries Washington: National Academy Press, 1989.
- FOLBRE, N., "Household Production in the Philippines: a Non-neoclassical Approach" *Economic Development and Cultural Change*, 1984.
- FOLBRE, N., "Exploitation Comes Home: a Critique of the Marxian Theory of Family Labour" *Cambridge Journal of Economics*, 1982.
- FOLBRE, N., "Hearts and Spades: Paradigms of Household Economics" *World Development* 14, n.2, 1986, pp. 245-255.
- FOLBRE, N., "The Unproductive Housewife: Her Evolution in Nineteenth-Century Economic Thought" *Signs: Journal of Women in Culture and Society* 16, 1991, pp. 463-484.
- FOLBRE, N. e H. HARTMANN, "The Rhetoric of Self-Interest: Ideology and Gender in Economic Theory" in KLAMER, A.,D. McCLOSKEY e R. SOLOW (a cura di), The Consequences of Economic Rhetoric New York: Cambridge University Press, 1988.
- FOLBRE, N., B. BERGMANN, B. AGARWAL, e M. FLORO (a cura di), Women's Work in the World Economy. New York: New York University Press 1992.
- FOLBRE, N., "Socialism, Feminist and Scientific" in FERBER, M. A. e J. A. NELSON, (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 94-110.
- FOLBRE, N., "How Does She Know? Feminist Theories of Gender Bias in Economics" *History of Political Economy* 25, n.1, 1993 b), pp. 167-184.

- FOLBRE, N., Who Pays for the Kids? Gender and the Structures of Constraint. London: Routledge, 1993c)
- FOLBRE, N. e B. WAGMAN, "Counting Housework: New Estimates of Real Product in the U.S., 1800-1860" *The Journal of Economic History* 53, n. 2: 1993, pp. 275-88.
- FOX KELLER, E., Sul genere e la scienza trad. di R. Petrillo, Torino: Garzanti, 1987.
- FUCHS, V., "Sex Differences in Economic Well-Being" *Science*, April 1986.
- GERSHUNY, J. "Gender Convergence and Public Regulation" Mimeo, Paper presented at the Forum on Gender and The Use of Time, Florence, 1995.
- GERSHUNY, J., Social Innovation and the Division of Labour Oxford: Oxford U.P. 1983.
- GILLIGAN, C., In a Different Voice: Psychological Theory and Women's Development Cambridge: Harvard University Press, 1982.
- GILMAN, C. PERKINS, Women and Economics: a Study of the Economic Relation Between Men and Women as a Factor in Social Evolution New York: Harper & Row, 1966, first edition Boston, Small, Maynard & Company, 1898.
- GIUNTA A. e ROSSELLI A. (1999), Gli economisti nell'università italiana: un'indagine diretta in Carabelli A., Parisi D. e Rosselli A. Che genere di economista?, Il Mulino: Bologna
- GLENN, E. N., "From Servitude to Service Work: Historical Continuities in the Racial Division of Paid Reproductive Labor" *Signs: Journal of Women in Culture and Society*, 18, n.1 1992, pp. 1-43.
- GRAPHARD, U., "Who Can See the Invisible Hand" Paper presented at the first IAFFE conference, Washington, D.C.: 1992.
- GREENWOOD, D., "The Economic Significance of 'Women's Place' in Society: A New-Institutionalist View" *Journal of Economic Issues* 18, n.3, 1984, pp. 663-680.
- GOLDIN, C., Understanding the Gender Gap New York: Oxford University Press 1990.
- GOLDIN, C. e S. POLACHECK, "Residual Differences by Sex: Perspectives on the Gender Gap in Earnings, *American Economic Review*, May 1987, pp. 143-151.
- GOLDSCHMIDT-CLERMONT, L., "Unpaid Work in the Household: a Review of Economic Evaluation Methods" in I.L.O. *Women Work and Development Series*, 1992.
- GUNDERSON, M., "Male-Female Wage Differentials and Policy Responses" *Journal of Economic Literature*, 27, March 1989, pp. 46-72.
- HALVORSEN, R. and R. PALMQUIST "The interpretation of Dummy variables in Semilogarithmic Equations" *American Economic Review*, 70, 3, 1980.
- HARDING, S., Whose Science? Whose Knowledge? Thinking from women's lives Ithaca: Cornell University Press, 1991.
- HARDING, S., The Science Question in Feminism Ithaca: Cornell University Press 1986
- HARTMANN, H., "The Family as Locus of Gender, Class and Political Struggle: the Example of Housework" in *Signs: Journal of Women in Culture and Society*, 6, n.3, 1981, pp. 366-94.
- HARTMANN, H. e B. RESKIN, Women's Work, Men's Work: Sex Segregation on the Job Washington: National Academy Press, 1986.
- HERSCH, J. e L.S. STRATTON, "Housework, Wages, and the Division of Housework Time for Employed Spouses" *American Economic Review, Paper and Proceedings*, 84, 1994, pp. 120-125.
- HIMMELWEIT, S., "The Real Dualism of Sex and Class" in *Review of Radical Political Economics*, 16, n.1, 1984, pp.167-184.
- HOCHSCHILD, A., The second shift London: Piatkus, 1990.
- HOEL, M., "Can Shorter Working Time Reduce Unemployment?" in Silven, C. H., "Unemployment in Europe: Analysis and Policy Issues" 1987.
- HOEL, M. e Vale, B., "Effects on Unemployment of Reduced Working Time in an Economy where Firms set Wages" *European Economic Review*, 30, 1986, p. 1097-1104.
- HORNEY, M.J. e M. McELROY, "The Household Allocation Problem: Empirical Results from a Bargaining Model" *Research in Population Economics*, 6, 1988, pp. 15-38.
- HYMAN, P., Women and Economics: a New Zealand Feminist Perspective Wellington: Bridget Williams Books, 1994.

- HUMPHRIES J. e J. RUBERY, "The Reconstitution of the Supply Side of the Labour Market: the Relative Autonomy of Social Reproduction" *Cambridge Journal of Economics*, 8, 1984, pp. 331-346.
- HUMPHRIES, J. (a cura di), Gender and Economics Aldershot: Edwar Elgar, 1995.
- JACOBSEN, J. P., The Economics of Gender Cambridge MA and Oxford UK: Blackwell, 1994.
- JENNINGS, A. L. e W. T. WALLER, "On the Possibility of a Feminist Economics: The Convergence of Institutional and Feminist Methodology" *Journal of Economic Issues* 24, n.2, June 1990, pp. 613-622.
- JENNINGS, A. L., "Public or Private? Institutional Economics and Feminism" in FERBER, M.A. e J.A. NELSON (a cura di), Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 111-130.
- KENNEDY, P., "What is Wrong with Neoclassical Theories of Labour Market Discrimination against Women?" Paper presented at the Conference Out of the Margin, June 2-5,1993, Amsterdam.
- KIRMAN, A., "Whom and What Does the Representative Agent Represents" *Journal of Economic Perspectives*, 1992, 6, pp. 117-136.
- KLAMER, A.,D. McCLOSKEY e R. SOLOW (a cura di), The Consequences of Economic Rhetoric New York: Cambridge University Press, 1988.
- KLATZER, E., e A. HOLTZMANN, "Towards a Feminist Economics of European Integration" Paper to be presented at the Conference Out of the Margin, June 2-5,1993, Amsterdam.
- KUIPER, E. e J. SAP, Out of the Margin:feminist perspectives on Economics London: Routledge, 1995.
- ISTAT, "Indagine multiscopo sulle famiglie", n.4 "L'uso del tempo", Roma: 1993.
- LEWENHAK, S., The Revaluation of Women's Work London: Earthscan, 1988.
- LEWIS, J. e I. OSTNER, "Gender and the Evolution of European Social Policies" *Universitaet Bremen Arbeitspapier* 361 Bremen 1994.
- LINDLEY, R. M. (a cura di), Women's Employment:Britain in the single European Market London: HMSO, 1992.
- LIVRAGHI, R., "La segregazione occupazionale/professionale delle donne in Italia: analisi e riflessioni" *Quaderni di Economia e Lavoro*, 29, 1987
- LONGINO, H. E., "Economics for Whom?" in FERBER, M. A. e J. A. NELSON, (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 158-168.
- LUNDBERG, S. e R. A. POLLACK, "Noncooperative Bargaining Models of Marriage" *American Economic Review*, Paper and Proceedings, 84, 1994, pp. 132-137.
- LUCIFORA, C. e REILLY, B. "Wage discrimination and female occupational intensity" in *Labour*, 4, 1990.
- MARCUZZO, M. C. e A. ROSSI DORIA, La ricerca delle donne Torino: Rosenberg e Sellier, 1987.
- MATTHAEI, J., An Economic History of Women in America New York: Schocken Books, 1982.
- McCLOSKEY, D. N., "Some Consequences of a Conjective Economics" in FERBER, M. A. e J. A. NELSON, (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 69-93.
- Mc ELROY, M. e HORNEY M., "Models of Household Decisions" *International Economic Review*, 22, 1981, pp. 333-349.
- Mc ELROY, M., "The Empirical Content of Nash Bargained Household Behavior" *The Journal of Human Resources*, 25, n.4, 1990, pp. 559-583.
- Mc KINNON, C. A., Feminism, Unmodified: Discourses on Life and Law Cambridge MA: Harvard University Press 1988.
- Mc KINNON, C. A., Toward a Feminist Theory of the State Cambridge MA: Harvard University Press 1989.
- MENAPACE, L., Economia Politica della differenza sessuale, Roma: Felina Libri, 1987.
- MEULDERS, D., PLASMAN, R. e VANDERSTRICHT V., The Position of Women on the Labour Market in the EEC Aldershot: Dartmouth, 1993.
- MEULDERS D., Empirical Approaches to Fiscal Policy Modeling London: Chapman and Hall, 1993.

- MINCER, J., "Intercountry Comparisons of Labour Force Trends and Related Developments: an Overview" *Journal of Economic Literature*, 3, part II, January 1985.
- MILL, J.S., "The Subjection of Women" in A.S. ROSSI (a cura di) Essays on Sex Equality, Chicago: University of Chicago Press, 1970.
- MUNNELL, A., "The Couple versus the Individual under the Federal Personal Income Tax" in AARON H.J. e M. J.BOSKIN, cit., pp. 247-280.
- NASSISI, A. M., Il lavoro femminile in Italia tra produzione e riproduzione Roma: Fondazione Istituto Gramsci, 1990.
- NELSON, J. A., "Gender and Economic Thought" *Committee on the Status of Women in the Economics Profession Newsletter*, Fall 1987.
- NELSON, J. A., "Tax Reform and Feminist Theory in the United States Context: Incorporating Human Connection" *Journal of Economic Studies* 18, n. 5-6, 1991, pp. 11-29.
- NELSON, J. A., "The Study of Choice or the Study of Provisioning? Gender and the Definition of Economics" in FERBER, M. A. e J. A. NELSON, (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 23-36.
- NELSON, J. A., "I, Thou and Them. Capabilities, Altruism and Norms in the Economics of Marriage" *American Economic Review, Paper and Proceedings*, 84, 1994, pp. 126-131.
- NELSON, J. A., Feminism, Objectivity and Economics New York: Routledge, 1996.
- NEUMARK, D., "Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Differentials" *Journal of Human Resources*, 23, pp. 279-295, 1988.
- OAXACA, R., "Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets" *International Economic Review*, 9, 1973, pp. 693-709.
- OAXACA, R., "Sex Discrimination in Wages" in ASHENFELTER, O. e REES A., (a cura di) Discrimination in Labour Markets Princeton: Princeton University Press, 1973, pp. 124-152.
- OAXACA, R. e M.R. RANSOM, "Discrimination and Wage Decomposition" *Journal of Econometrics*, 1994, 61, pp. 5-21.
- OTT, N., Intrafamily Bargaining and Household Decisions Berlin: Springer Verlag, 1992.
- PADOA SCHIOPPA, F., La forza lavoro femminile Bologna: Il Mulino, 1978.
- PATEMAN, C., "The Patriarchal Welfare State" *Harvard University CES Working Paper*, 1989.
- PATEMAN, C., The Sexual Contract Stanford: Stanford University Press, 1988.
- PENNACCHI, L., "Produzione e riproduzione, l'invisibile nesso" in *Politica ed Economia*, n.4, Aprile 1992.
- PHELPS, E.S., "The Statistical Theory of Racism and Sexism" *American Economic Review*, September 1972.
- PICCHIO A., Social Reproduction Cambridge: Cambridge University Press, 1991.
- PLASMANS, J., e VANROELEN, A., "Reducing Working Time for Reducing Unemployment? A Macroeconomic Simulation Study for the Belgian Economy" in Motamen, H. (a cura di) "Economic Modelling in the OECD Countries" *International Studies in Economic Modelling Series*, Routledge, London: 1988.
- POLACHEK, S., "Occupational Self-selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in the Occupational Structure" *Review of Economics and Statistics*, February 1981.
- POLACHEK, S. e J. MINCER, "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women" in A. H. Amsden, ed. The Economics of Women and Work Middlesex, England: Penguin, 1974.
- POLLACK, R., "For Better or For Worse: The Roles of Power in Models of Distribution Within Marriage" *American Economic Association, Papers and Proceedings*, May 1994, pp. 148-153.
- PUJOL, M., Feminism and Anti-Feminism in Early Economic Thought Brookfield, VT: Edward Elgar 1992.
- QUINTIERI, B. e ROSATI, F., "Differenziali salariali nell'industria manifatturiera italiana" in DELL'ARINGA, C. (a cura di), La determinazione dei salari Napoli: Edizioni scientifiche italiane, 1994.
- RESKIN, B., Sex Segregation in the Workplace Washington, D.C.: National Academy Press 1984.
- RICHARDSON, R. e RUBIN, M., "The Shorter Working Week in Engineering: Surrender without Sacrifice" *Centre for Economic Performance, Discussion Paper 113*, London School of Economics, 1993.

- RIFKIN, J. La fine del lavoro Milano: Baldini e Castoldi, 1995.
- ROBERTSON, L. e W. WALLER "The Pleasures of the Economic Text Revisited" Paper presentato alla Conferenza Annuale della I.A.F.F.E., Tours, 3-5 luglio 1995.
- ROBINSON, M. D. e P. V. WUNNAVA, "Measuring Direct Discrimination in Labor Markets Using a Frontier Approach: Evidence from CPS Female Earnings Data" *Southern Economic Journal*, 1989, pp. 212-218.
- ROSTI, L., "Le politiche del lavoro e il genere, ovvero l'efficienza dell'equità" mimeo, 1993.
- ROSTI, L., Foemina Oeconomica Roma: Ediesse, 1996.
- RUBERY, J., (a cura di) Women and Recession London: Routledge and Kegan Paul, 1987.
- SAP, J., "Bargaining Power and Wages: A Game-Theoretic Model of Gender Differences in Union Wage Bargaining" *Labour Economics: An International Journal* 1, n.1, 1993, pp.25-48.
- SAWHILL, I. V., "Economic Perspectives on the Family" *Daedalus*, 106, n. 2, 1977, pp. 115-125.
- SCHENKEL, M.(a cura di), L'offerta di lavoro in Italia Venezia: Marsilio, 1984.
- SEIZ, J. A., "The Bargaining Approach and Feminist Methodology" *Review of Radical Political Economics*, 23, Spring-Summer 1991, pp. 22-29.
- SEIZ, J. A., "Gender and Economic Research" in DE MARCHI N. (ed.) Post-Popperian Methodology of Economics: Recovering Practice Boston: Kluwer- Nijhoff 1992, pp. 273-319.
- SEIZ, J. A., "Feminism and the History of Economic Thought" *History of Political Economy* 25, n. 1, 1993, pp. 185-201.
- SEN, A., "Women, Technology, and Sexual Divisions" *Trade and Development: An UNCTAD Review*, 6, 1995, pp. 195-223.
- SEN, A., "Gender and Cooperative Conflicts" in TINKER, I. (ed.) Persistent Inequalities Oxford: Oxford University Press, 1990.
- SHARP, R. e R. BROOMHILL, Short-Changed: Women and Economic Policies Sydney; Boston: Allen and Unwin, 1988.
- SOLINAS, G., "Labour Market Segmentation and Workers' Careers: the Case of the Italian Knitting Industry" *Cambridge Journal of Economics*, 6, 1982.
- SOLOW, R. M., "Feminist Theory, Women's Experience, and Economics" in FERBER, M. A. e J. A. NELSON, (a cura di) Beyond Economic Man: Feminist Theory and Economics Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 153-158.
- STIGLITZ, J., "Theories of Wage Rigidity" NBER Working paper n. 1442, 1984.
- STIRATI, A., "Comportamenti lavorativi e posizione delle donne nel mercato del lavoro in una prospettiva comparata" in Nassisi, A.M., Il lavoro femminile in Italia tra produzione e riproduzione Roma: Fondazione Istituto Gramsci, 1990.
- STIRATI, A., "Differenze retributive e segregazione occupazionale per sesso nella industria manifatturiera" *Economia e Lavoro*, 1987.
- STROBER, M.H., "Occupational Segregation" voce del Dizionario di Economia The New Palgrave, EATWELL, J., MILGATE, M e NEWMAN P. (a cura di) , London, 1987.
- STROBER, M. H., "The Scope of Microeconomics: Implications for Economic Education" *Journal of Economic Education*, Spring 1987 pp. 135-149.
- STROBER, M. H., "Rethinking Economics through a Feminist Lens" *American Economic Review, Papers and Proceedings*, May 1994, pp. 143-147.
- SZALAI, A., (a cura di) The Use of Time: Daily activities of Urban and Suburban Populations in Twelve Countries The Hague, Mouton, 1972.
- TANDA, P. e BOTTONE G. (1996) "Differenziali salariali fra I sessi e costo dei figli in Italia. Evidenza empirica su dati individuali" In Documenti di lavoro ISPE, n.50.
- THOMSON, D. L. Adam Smith's Daughters New York: Exposition Press, 1973.
- THUROW, L. Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy New York: Basic Books, 1975.
- VICKERY, C., "The Time-poor: a New Look at Poverty" *Journal of Human Resources*, 12, 1976.

- VILLA P., "La valutazione dell'impatto della realizzazione del Mercato Unico Europeo sull'occupazione femminile nel settore del credito: il caso dell'Italia" Bruxelles: Commissione CEE, Divisione V, 1990.
- WARING, M., If Women Counted: A New Feminist Economics San Francisco: Harper and Row, 1988.
- WOOLLEY, F., "The Feminist Challenge to Neoclassical Economics" Cambridge Journal of Economics, 17, n.4, 1993, pp. 485-500.
- ZABALZA, A., e Z. TSANNATOS, Women and Equal Pay Cambridge: Cambridge University Press, 1985.
- ZANUSO, L., "La segregazione occupazionale della manodopera femminile nella industria manifatturiera italiana, in G. Barile (a cura di) Lavoro femminile, sviluppo tecnologico e segregazione occupazionale, Milano: IRER, 1984.
- Accornero, A. (2000) Introduzione, in Altieri G., Carrieri M., 2000, Il popolo del 10%, Donzelli, Roma.
- Addabbo, T. (1997) 'Part-time work in Italy', Ch.5 in H.P. Blossfeld and C.Hakim (eds.) Between Equalization and Marginalization. Women Working Part-time in Europe and the United States of America, Oxford University Press, Oxford.
- Addabbo, T. e Borghi, V. (2001) Riconoscere il lavoro Una ricerca sulle lavoratrici con contratti di collaborazione nella Provincia di Modena, Milano, Angeli.
- Altieri, G. (2000) 'Le nuove forme di lavoro post-fordista: il caso italiano' Cap. 1 in Altieri G. e Carrieri M. (a cura di) (2000) Il popolo del 10%, Donzelli, Roma, pp.29-61.
- Altieri G. e Carrieri M. (a cura di) (2000) Il popolo del 10%, Donzelli, Roma.
- Altieri G., e Oteri, C. (2000) 'Atipici, ma quanto?' in Altieri G., Carrieri M. (a cura di) (2000) Il popolo del 10%, Donzelli, Roma, pp.62-115.
- Arulampalam, W. and Booth, A.L. (1998) 'Labour Market Flexibility and skills acquisitions: is there a trade-off?' in Atkinson, A.B. and Hills, J. (eds) Exclusion, employment and opportunity, London, Centre for analysis of social exclusion paper, 4.
- Bentivogli, C. e Sestito, P. (1997), 'L'orario di lavoro, fra la tendenza storica e l'incertezza della prospettiva', in Ciocca, P. (a cura di) (1997), Disoccupazione di fine secolo, Studi e Proposte per l'Europa, Torino, Bollati Boringhieri, Cap.6, pp.284-335.
- Blank, R.M. (1989) 'The role of part-time work in women's labor market choices over time'. *American Economic Review*, 79 (2): pp.295-299.
- Carcano, M., Botticelli R., Ghiraldi L., e Jorio F. (1998) La flessibilità del lavoro: da eccezione a regola?, CGIL, Camera del lavoro territoriale di Parma.
- Carrieri, M. e Leonardi, S. (2000) 'I problemi della regolazione sociale' in Altieri G., Carrieri M. (a cura di) (2000) Il popolo del 10%, Donzelli, Roma, pp.116-151.
- Censis (1997) 'Secondo rapporto Censis sul Patronato in Italia', *Assistenza Sociale* (4).
- Censis (1999) 'Audizione informale sui lavori atipici alla Camera dei Deputati, Commissione lavoro pubblico e privato', Censis, Materiali di documentazione.
- Censis (2000) Rapporto sulla situazione sociale del paese 1999, Censis, Milano, Angeli, Collana Censis/Rapporti.
- Comi, S. (2001) 'Il part-time in Italia e il suo ruolo sulla partecipazione femminile: un'analisi sui microdati Banca d'Italia' Approfondimento 5 in Samek Lodovici, M. e Semenza R. (a cura di) (2001) Le forme del lavoro. L'occupazione nonstandard: Italia e Lombardia nel contesto Europeo, Milano, Angeli (in corso di pubblicazione).
- Corcoran, M., Duncan, G. and Ponza, M. (1984) 'Work experience, job segregation, and wages' in Reskin, B.F. (ed) (1984) Sex segregation in the workplace: trends, explanations, remedies, Washington D.C. Nat.Acad.Press.
- England, P., Christopher, K. and Reid, L. (1999) 'How do intersections of race-ethnicity and gender affect pay among young cohorts of Africans, European Americans, and Latinos/as?' in Browne, I. (ed) (1999) Race, gender and economic Inequality: African Americans and Latinas in the labor market, New York: Russell Sage Found.
- Dall'Agata C. e Grazioli P., (1999) Senza tetto né legge, Angeli, Milano.
- Ferber, M. and Waldfogel, J. (1996) "'Contingent" work: blessing and/or curse', Radcliffe Public Policy Institute paper.
- Ferber, M. and Waldfogel, J. (1998) 'The long term consequences of nontraditional employment' *Monthly Labor Review*, 121 (5):pp.3-12.
- Gardiner, J.,(1997), Gender, Care and Economics, McMillan, London
- Geroldi, G. (2000) 'I rapporti di lavoro atipici' in Regione Emilia-Romagna (2000a) 'Rapporto congiunturale 2000', Agenzia Emilia-Romagna Lavoro, Economia e Lavoro, Cap. 3.2.
- Giannelli, G.C. (1997) 'Offerta di lavoro e orario part-time alcune indicazioni in merito alle politiche per la flessibilità', in Borzaga, C. e Brunello, G. (a cura di) (1997) L'impatto delle politiche attive del lavoro in Italia, Napoli, ESI.
- Gornick J. and Jacobs, J. (1996) 'A cross-national analysis of the wages of part-time workers:evidence from the United States, the United Kingdom, Canada and Australia', *Work, employment and society*, March, pp.1-27.
- Kosters (1995) 'Part-time pay', *Journal of labor research*, Symposium on Part-time employment and employees, XVI.
- Hipple, S. (1998) 'Contingent work: results from the second survey', *Monthly Labor Review* 121 (11), pp.22-35.

- Ires (1998) Le nuove forme di lavoro: opportunità, caratteristiche e problemi regolativi del lavoro coordinato e continuativo, Roma, Istituto Ricerche Economiche e Sociali, Mimeo.
- Isfol (1998) Il lavoro in Italia: profili, percorsi, politiche, Milano, Angeli
- Isfol (2000) Sintesi rapporto Isfol, Roma, Ufficio Stampa Isfol.
- ISTAT (2000) Rapporto Annuale. La situazione del Paese nel 1999, Roma, ISTAT.
- Marelli, E. (2000) 'Istituzioni e politiche del lavoro: le tendenze in Italia ed in Europa', Cap.9 in Marelli, E. e Porro, G. (eds) (2000) Il lavoro tra flessibilità e innovazione. Le tendenze del mercato del lavoro in Lombardia, Milano, Angeli.
- Natti, J. (1995) 'Part-time work in the Nordic Countries: a trap for women?', *Labour* 9(2) pp.343-357.
- OECD (1994) Women & Structural Change. New perspectives, Paris, OECD.
- OECD (1999) Employment outlook, Paris, OECD, June.
- Porro, G. (2000a) 'I lavori atipici in Lombardia: confronti con l'Italia ed altri paesi', Cap.6 in Marelli e Porro (a cura di) (2000) Il lavoro tra flessibilità e innovazione. Le tendenze del mercato del lavoro in Lombardia, Milano, Angeli.
- Porro, G. (2000b) 'Politiche per l'occupazione ed il lavoro in Lombardia', Cap.10 in Marelli e Porro (a cura di) (2000) Il lavoro tra flessibilità e innovazione. Le tendenze del mercato del lavoro in Lombardia, Milano, Angeli.
- Ricci, L. (1996) 'Tra lavoro dipendente e lavoro autonomo: il caso delle collaborazioni coordinate e continuative', in Rossi, N. (a cura di) Competizione e giustizia sociale. Terzo Rapporto Cnel sulla distribuzione e redistribuzione del reddito in Italia, Bologna, Il Mulino, pp.343-360.
- Ricci, L. (1997) 'Il lavoro che cambia', Cap.6 in Bologna, S. e Fumagalli, A. (a cura di) (1997) Il lavoro autonomo di seconda generazione, Milano, Feltrinelli, pp.193-204.
- Ricci, L. (2001) 'Regime fiscale e tutele previdenziali del lavoro parasubordinato' in Samek Lodovici, M. e Semenza R. (a cura di) (2001) Le forme del lavoro. L'occupazione nonstandard: Italia e Lombardia nel contesto Europeo, Milano, Angeli (in corso di pubblicazione).
- Samek Lodovici, M. e Semenza R. (a cura di) (2001) Le forme del lavoro. L'occupazione nonstandard: Italia e Lombardia nel contesto Europeo, Milano, Angeli (in corso di pubblicazione).
- Semenza, R. (2000) 'Le nuove forme del lavoro indipendente', in Stato e Mercato, n.58 aprile 2000, pp.143-168.
- Tam, M. (1997) Part-time Employment: a bridge or a trap?, Aldershot, Avebury.
- Tilly, C. (1996) Half a job: bad and good part-time jobs in a changing labor market, Philadelphia: Temple University Press.
- Villosio, C. (2001), 'Un'analisi longitudinale dei percorsi lavorativi e dei differenziali retributivi degli occupati a tempo parziale in Lombardia sulla base di dati Inps', Approfondimento 4 in Samek Lodovici, M. e Semenza R. (a cura di) (2001) Le forme del lavoro. L'occupazione nonstandard: Italia e Lombardia nel contesto Europeo, Milano, Angeli (in corso di pubblicazione).
- Zuliani, A. (2000) 'Trasformazioni del vivere: il lavorare delle donne' *Inchiesta*, gennaio-marzo, pp. 4-25.