Federica D'Isanto

All'origine dei differenziali salariali di genere nel settore non profit. Il caso delle cooperative sociali italiane

Abstract

L'elevata quota di lavoratrici nelle organizzazioni non profit potrebbe indurre a ritenere le cooperative sociali un luogo ideale per la manodopera femminile, proprio perché in questo tipo di istituzioni le donne avrebbero maggiori possibilità di impiego e maggiori opportunità di accedere a posizioni di potere organizzativo (data la peculiare natura democratica che caratterizzerebbe tali istituzioni). Sebbene l'aumento della partecipazione femminile nel mercato del lavoro sociale abbia un impatto positivo sul tasso di crescita dell'economia, è stato dimostrato che la predominanza delle donne nel settore non profit non solo non riesce sempre a tradursi in un'attenuazione delle discriminazioni di genere in termini di carriera, retribuzione e accesso a ruoli di comando, ma rischia anche di implicare, tramite la mancata valorizzazione del loro apporto, la svalutazione economica dell'intero settore. I dati, infatti, confermano la presenza di potenti meccanismi discriminatori rispetto al genere, tanto più sorprendenti quanto più si consideri l'elevata presenza di donne tra i lavoratori di queste organizzazioni.

In Italia nel 2007 è emerso che il 74% della forza lavoro nel settore non profit era costituito da donne.

Questo lavoro ha due obiettivi. In primo luogo (e per la prima volta nel contesto italiano), si propone di studiare le caratteristiche di questa composizione femminile della forza lavoro, utilizzando la banca dati ICSI 2007 (Indagine Cooperative Sociali Italiane); in secondo luogo, di analizzare il rapporto esistente tra differenziali salariale di genere e segregazione.

I principali risultati sono che anche nel settore non profit esiste un differenziale salariale di genere di circa il 16% in favore degli uomini (dato conforme alla media degli altri paesi europei); che esiste la segregazione femminile (orizzontale e verticale) e che questa spiega quasi interamente l'esistenza di questo differenziale salariale.

Key-words: differenziali salariali, segregazione, discriminazione, di genere, mercato del lavoro sociale, settore non profit.

Introduzione

Il tema dei differenziali salariali tra donne e uomini nel mercato del lavoro è stato ampiamente investigato dalla letteratura economica, tuttavia all'interno del settore non profit l'argomento risulta ancora in gran parte inesplorato (D'Isanto, 2011). Questo articolo si propone di approfondire la tematica con riferimento alle cooperative sociali italiane.

Ma chi sono i lavoratori di queste imprese sociali? Circa il 75% dei lavoratori remunerati, è rappresentato da donne di età compresa tra i 25 e i 40 anni; esse sono mediamente più colte della componente maschile (le lavoratrici sono in possesso di un titolo di studio di scuola superiore, o di livello universitario, e spesso di specializzazione post-laurea, in proporzione maggiore dei loro colleghi uomini) (dati ICSI 2007). Tuttavia una rilevante caratteristica delle organizzazioni nonprofit è la disomogenea distribuzione dei lavoratori per sesso rispetto al ruolo che essi svolgono nell'organizzazione. Infatti, anche nel mondo dell'imprenditorialità sociale le cariche istituzionali e dirigenziali risultano solo in minima parte ricoperte dalle donne, mentre le stesse continuano ad essere occupate soprattutto nell'erogazione dei servizi.

Ed è proprio dalla lettura dei dati emersi dall'indagine ICSI 2007 (Indagine sulle Cooperative Sociali Italiane), che riusciamo a meglio definire i contorni di un fenomeno singolare, quello della discriminazione di genere nel mercato del lavoro. Tale fenomeno sembra non essere limitato alle imprese forprofit bensì riprodursi, con lievi distinzioni, anche nelle imprese sociali.

La discriminazione di genere all'interno del mercato del lavoro, trova i suoi fondamenti teorici nel più ampio concetto di discriminazione economica (Becker, 1985) e riguarda la situazione delle donne che hanno precedentemente acquisito un certo ammontare di "caratteristiche produttive". Essa può assumere due aspetti: la segregazione (Bettio, 1991) e la discriminazione salariale (Cain, 1986). La prima si riferisce all'allocatione dei lavoratori e delle lavoratrici in determinati settori o qualifiche, la seconda si collega invece all'esistenza di sistematiche disparità nella remunerazione delle lavoratrici, ovvero alla presenza di significativi differenziali salariali.

È opinione comune che quando si fa riferimento al termine discriminazione lo si colleghi alla volontà di un soggetto di voler discriminare. L'originalità invece del concetto di segregazione (che rientra nel più ampio concetto di discriminazione nel mercato del lavoro) consiste nel fatto che tale concetto porta con sé la caratteristica di non essere collegato all'intenzione di un agente economico di voler discriminare; la segregazione economica opererebbe quindi *ex sé*, ogni qualvolta si ravvisa una sovra rappresentazione delle lavoratrici in determinati settori economici o in specifiche mansioni. In letteratura si distinguono, infatti, due forme di segregazione occupazionale: la segregazione orizzontale, riferita alla concentrazione dell'occupazione femminile in un ristretto numero di settori e professioni, e la segregazione verticale, riferita alla concentrazione femminile ai livelli più bassi della scala gerarchica nell'ambito di una stessa occupazione (Bettio & Verashchagina, 2009).

La segregazione nel mercato del lavoro è una delle ragioni che può spiegare l'esistenza di differenziali salariali tra donne e uomini. Questi ultimi sono stati ampiamente investigati dalla letteratura economica. Già da qualche anno l'Unione Europea ha

riscontrato l'esistenza di un differenziale salariale in favore degli uomini pari a circa il 16%, e durante l'ultimo decennio la Commissione Europea ha mostrato un forte interesse nell'attuazione di politiche volte a riequilibrare il divario salariale esistente tra donne e uomini (European Communities, 2008).

Questo gap può essere anche spiegato senza fare ricorso alla discriminazione ma piuttosto alle differenti caratteristiche produttive acquisite dai lavoratori prima di entrare nel mercato del lavoro (Polachek, 1975). Talvolta le donne, per ragioni biologiche, scelgono di investire meno in capitale umano, perché consapevoli che la loro presenza nel mercato del lavoro sarà intermittente. In genere le donne dedicando più tempo alla famiglia rispetto agli uomini, scelgono di lavorare part-time e ciò spiega già in maniera importante l'esistenza del differenziale salariale di genere (Polachek, 2004).

L'alta concentrazione delle donne in particolari settori, come quello del sociale, introduce la problematica della segregazione orizzontale, tema anche questo poco esplorato nel settore non profit (D'Isanto, 2004). Eppure in Italia, nel 2007, le lavoratrici hanno costituito il 75% di tutta la forza lavoro delle cooperative sociali.

L'obiettivo principale che questo lavoro si propone di raggiungere (usando la banca dati ICSI 2007) è analizzare, le caratteristiche della composizione femminile delle cooperative sociali e individuare le ragioni che sono alla base di un eventuale differenziale salariale tra i lavoratori e le lavoratrici occupati nelle cooperative sociali italiane.

La banca dati: l'indagine ICSI 2007

I dati relativi all'Indagine sulle Cooperative Sociali Italiane¹ hanno costituito il nostro riferimento. Tale indagine, condotta in Italia nel 2007 da sei gruppi di ricerca appartenenti alle Università di Bergamo, Brescia, Milano Bicocca, Napoli "Federico II", Reggio Calabria "Mediterranea" e Trento, nell'ambito del progetto PRIN aveva lo scopo di analizzare le motivazioni dei lavoratori e le relazioni *on the job* nell'ambito delle cooperative sociali. La raccolta dei dati è avvenuta attraverso la somministrazione di quattro tipologie di questionari, a diversi partecipanti all'attività dell'impresa. Più nello specifico sono stati somministrati tre diversi questionari, rispettivamente a lavoratori remunerati, manager e volontari, mentre il quarto questionario è servito per raccogliere informazioni sull'organizzazione. Tra i dati raccolti con i primi tre tipi di questionari vanno annoverati quelli relativi alle caratteristiche professionali, alle motivazioni, alle attitudini e ai livelli di soddisfazione dei lavoratori e dei *manager*. Il questionario somministrato alle organizzazioni ha consentito innanzitutto la raccolta d'informazioni sugli aspetti economico-finanziari delle cooperative sociali, ma anche su questioni relative all'organizzazione e al *management*.

La presente indagine econometrica è stata condotta esclusivamente sui dati ricavati dal questionario somministrato ai lavoratori retribuiti. La banca dati a nostra disposizione è stata di 3968 lavoratori appartenenti a 312 cooperative. Le 312 cooperative erano distribuite in modo non uniforme sul territorio nazionale; la maggior parte era concentrata al Nord, specialmente in Lombardia e Piemonte (rispettivamente 24% e 12%); è limitata la presenza nel campione di cooperative meridionali.

¹ Per ulteriori approfondimenti si consulti Carpita (2007).

La distribuzione territoriale dei lavoratori è molto simile comunque a quella delle cooperative con una rilevante presenza di lavoratori e lavoratrici della Lombardia e del Piemonte e con un ridotto numero di lavoratori di cooperative meridionali.

Le cooperative sociali intervistate sono soprattutto di tipo A (quasi il 72%) situate nel Nord-Ovest (39%) e di piccole dimensioni (43,3% con non più di 15 impiegati). I 3.968 lavoratori del campione sono occupati per il 77,5% in cooperative di tipo A operanti nell'area Nord-occidentale del Paese, essi sono per il 41,7% lavoratori di organizzazioni di medie dimensioni (imprese che occupano più di 50 lavoratori).

Le cooperative di tipo A producono soprattutto servizi socio-assistenziali (75,1%) e istruzione-educativi (72,7%), una percentuale minore si occupa di attività in ambito sanitario (39,7%) e culturale (28,7%). Con riguardo alle modalità di erogazione dei servizi, prevalgono i servizi di tipo residenziale e i centri diurni, in entrambi i casi la percentuale di cooperative interessate raggiunge il 66,2 %.

Per quanto riguarda le cooperative di tipo B del campione² l'attività prevalente è nell'area della manutenzione del verde (50 %), seguono il settore dei servizi domiciliari e delle pulizie ambienti (37,8%) e della raccolta rifiuti e ambiente (33,3%). Sono poche le cooperative B che operano nel settore dell'agricoltura (8,9%) della lavanderia (8,9%) e dell'edilizia (7,8%). Infine il 40% delle cooperative di tipo B opera in più settori di attività.

I differenziali salariali: il modello

Un risultato ricorrente negli studi³ sul mercato del lavoro italiano è l'esistenza di un significativo differenziale salariale di genere, con le donne che ricevono remunerazioni considerevolmente inferiori rispetto agli uomini.

Lo scopo di questo lavoro, come sottolineato nell'introduzione, è di investigare sull'esistenza di un differenziale salariale tra lavoratrici e lavoratori anche all'interno di organismi, quali le cooperative sociali, generalmente note per la loro democraticità. L'obiettivo specifico che ci si propone di raggiungere con la procedura utilizzata ed esposta qui di seguito, è la quantificazione della componente discriminatoria sull'eventuale differenziale salariale.

La procedura utilizzata per raggiungere questo scopo è stata: raccogliere (attraverso i questionari) tutte le informazioni utili per l'analisi delle caratteristiche della forza lavoro femminile; individuare le variabili rilevanti per la determinazione del salario; infine stimare (attraverso un modello di regressione lineare) quanto ognuna di queste variabili fosse statisticamente significativa nella determinazione del salario. Successivamente, a tali stime viene applicata la decomposizione di Oaxaca-Blinder, che ha lo scopo di depurare il differenziale salariale medio percepito dai lavoratori, da eventuali fattori discriminatori. Tale analisi viene svolta prima, su tutte le variabili, poi solo su quelle relative alla occupazione, sia sul salario mensile che sul salario orario.

È stata fondamentale la duplice analisi prima sul salario mensile e poi sul salario orario, perché dalla prima è emerso l'esistenza di un differenziale salariale mensile in fa-

²Ai sensi della legge 381/91 sono cooperative di tipo B quelle che svolgono attività finalizzate all'inserimento lavorativo di persone svantaggiate.

³ Per ulteriori approfondimenti si consulti Centra e Cutillo (2009)

vore degli uomini di circa il 16%, invece dalla seconda è emerso che il gap salariale si azzerava quasi completamente.

Tale apparente contraddizione è stata la spia che ha permesso di focalizzare l'attenzione non tanto sul fenomeno della discriminazione salariale diretta, e quindi sulla volontà di un agente economico di voler arbitrariamente⁴ operare una discriminazione sul salario (infatti la retribuzione di un' ora di lavoro, a parità di mansioni svolte, è pressoché la stessa, sia per gli uomini che per le donne), piuttosto sul problema della segregazione verticale e sul tipo di ruolo ricoperto all'interno dell' organizzazione.

Il punto di partenza per la letteratura è l'equazione minceriana dei salari (1), (Mincer, 1958), in cui l'impatto di alcune caratteristiche, quali il livello d'istruzione, l'esperienza lavorativa, l'età ecc., è studiato in termini di produttività potenziale; questa equazione viene solitamente arricchita di una serie di informazioni che possono risultare utili come ulteriori determinanti del livello salariale. Tra queste, l'utilizzo di una variabile *dummy*⁵ relativa al sesso dell'individuo, permette di ottenere una quantificazione più immediata dell' eventuale differenziale di remunerazione, andando quindi oltre un'analisi descrittiva del fenomeno che potrebbe sempre essere inficiata dal non tener conto di altri elementi (es. dotazione di capitale umano) che generano differenze nei salari delle donne e degli uomini.

La questione è di primaria importanza, sia per l'impatto che l'esistenza di una componente discriminatoria dovrebbe avere sulle politiche economiche e governative (per lo più opportunità) di genere, sia per gli effetti che queste discriminazioni comunque hanno sull'intero mercato. Becker (1957) suggerisce che la discriminazione da parte del datore di lavoro verso particolari sottogruppi della popolazione abbia ricadute sia sul sottogruppo dei discriminati sia sull'intera forza di lavoro occupata. Secondo il suo modello, inoltre, la sola presenza di pratiche discriminatorie in alcune aziende verso un sottogruppo di persone ha effetti sugli appartenenti allo stesso sottogruppo anche quando questi siano impiegati in aziende che non applicano pratiche discriminatorie (Becker, 1975).

Vari sono i metodi usati in letteratura per lo studio e la quantificazione di questo fenomeno che utilizzano come stima della componente discriminatoria il gap salariale non dovuto alle differenti caratteristiche tra lavoratrici e lavoratori (Beblo et al., 2003).

Qui la metodologia utilizzata è la decomposizione di Oaxaca-Blinder (2), (Oaxaca, 1973) e (Blinder, 1973), che si basa sulla stima differenziata dell'equazione dei salari per uomini e donne; come primo passo ci chiede di stimare l'equazione minceriana dei salari, opportunamente integrata, separatamente per uomini e donne. Si prenda dunque l'equazione:

$$\log W_i = X_i \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

dove: l' indice i indica il generico individuo campione

⁴ Si intende per discriminazione sul salario offerto dal datore di lavoro, quel salario che non sia giustificato da differenti caratteristiche produttive.

⁵ La variabile *dummy* è una variabile che può assumere valore zero o valore due, dipende se appartiene ad un gruppo di riferimento piuttosto che ad un altro.

- $\log W_i$ indica il logaritmo del salario netto orario
- X_i indica il vettore delle caratteristiche utilizzate (includendo variabili *dummy* che assumono valore 1 per le donne e 0 per gli uomini)
- β è il relativo vettore dei coefficiente da stimare
- ε_i è il termine di errore

e lo si stimi separatamente per gli uomini e le donne; la scomposizione del differenziale salariale risulterà la seguente:

$$\log \bar{W}_M - \log \bar{W}_F = (\bar{X}_M - \bar{X}_F) \hat{\beta}_M + (\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F) \bar{X}_F \quad (2)$$

dove il trattino indica il vettore dei valori medi delle caratteristiche utilizzate, il cappello indica il vettore dei coefficiente stimati e gli indici M e F indicano, rispettivamente, il collettivo degli uomini ed il collettivo delle donne.

Questa decomposizione prevede che venga utilizzato un collettivo di riferimento che si suppone non essere discriminato: in un'ottica di genere il collettivo è solitamente quello dei maschi. Il primo termine a destra dell'equazione rappresenta la componente dovuta alla differenza tra le caratteristiche medie di uomini e donne, valutata al tasso di rendimento delle caratteristiche del campione degli uomini ("effetto dotazione"); il secondo termine indica invece la parte del differenziale attribuibile a differenze nella valutazione delle stesse caratteristiche tra i due gruppi ("effetto coefficiente"): utilizza infatti le caratteristiche medie delle donne occupate e i vettori dei coefficiente stimati per uomini e donne, cioè la retribuzione di riferimento è quella osservata sulle donne. Questo secondo termine può quindi essere identificato come un'approssimazione della discriminazione di cui soffrono le donne sul mercato del lavoro in termini di remunerazione, oppure, nei casi in cui è più difficile raccogliere le informazioni, solo una misura dell'ignoranza (nel senso letterale del termine) di ciò che non si conosce o non si riesce a valutare.

La decomposizione di Oaxaca-Blinder fornisce interessanti spunti di analisi sotto almeno tre punti di vista: innanzitutto essa consente la decomposizione sopra descritta; inoltre, consente di vedere il differente effetto (la diversa produttività) che le caratteristiche esplicative possono assumere tra uomini e donne; infine, permette di stimare misure di discriminazione individuali (Del Rio et al., 2006) rendendo possibile osservare processi discriminatori differenziati per sottogruppi di donne opportunamente classificate.

Statistica descrittiva. Breve presentazione dei risultati principali

In questo paragrafo viene riportata la statistica descrittiva dell'analisi quantitativa sui dati ICSI 2007. La tabella 1 mostra che le donne compongono il 74% di tutto il campione. Ciò conferma l'idea che le organizzazioni non profit (in particolare le cooperative

sociali) sono organizzazioni fortemente femminilizzate anche perché offrono buone opportunità di conciliazione tra lavoro e famiglia.

Il *gap* nel salario medio mensile tra uomo e donna è di 123 euro al mese in favore degli uomini. Questa differenza, in valori assoluti, si riduce calcolando il logaritmo del salario netto orario; e ciò conferma l'idea che il più basso livello salariale femminile sia spiegato dalla più alta percentuale di donne che lavorano part-time.

Le donne, nelle cooperative sociali, sono soprattutto concentrate nell'area di erogazione dei servizi (71%) e nelle attività di supporto ai servizi (16%). Queste attività generalmente richiedono un minor livello d'investimento in capitale umano, e ciò può spiegare il più basso livello di remunerazione percepito dalle lavoratrici.

L'analisi della statistica descrittiva per genere mostra infine un livello di "istruzione media" per gli uomini più alto rispetto alle donne, tuttavia esse mostrano un livello di "istruzione alta" più elevato. Infatti, il 37% degli uomini possiede un diploma di scuola superiore rispetto il 33% delle donne, ma tra queste, quelle che hanno conseguito la laurea sono il 6% rispetto al 4,5% degli uomini impiegati nelle cooperative sociali. Rispetto all'area di attività questi risultati sembrano confermare la tesi della *gabbia di cristallo* considerato che le donne sono concentrate in specifiche aree, pur avendo livelli d'istruzione per lavori più qualificati.

Tab. 1 – Statistica descrittiva

	Donne		Uomini	
	Mean	S.E	Mean	S.E
Composizione del campione				
Donne	.7425282	.0068444		
Uomini			.2574718	.0068444
Attività lavorative				
Erogazione dei servizi	.7137645	.0082332	.637931	.0148813
Coordinamento di settore	.1177446	.0058708	.1666667	.0115396
Amministrazione e contabilità	.0898839	.0052098	.0670498	.0077444
Gestione e formazione del personale	.0421227	.0036588	.0469349	.0065489
Comunicazioni e relazioni con l'esterno	.0524046	.0040591	.0632184	.0075353
Attività di support ai servizi (pulizia, cucina, ecc.)	.1641791	.0067475	.1005747	.0093129
Altro	.0467662	.0038459	.1350575	.010583
Retribuzione netta mensile	834.8766	5.701251	958.2054	9.077366
Ln Salario orario (per 38 ore settimanali)	1.561474	.007033	1.709467	.0110147
Contratto a tempo pieno	.5005045	.0091716	.7259615	.0138374
Esperienza lavorativa	19.4027	.2005068	20.17885	.3197554
Esperienza lavorativa ²	492.5308	8.953249	510.5543	15.10417
Anzianità lavorativa	6.829993	.0926049	6.505562	.1519444
Istruzione				
Nessun titolo	.0009898	.0005713	.0038059	.0019002
Licenza elementare	.0257341	.0028765	.0256898	.0048824

All'origine dei differenziali salariali di genere

Licenza media inferiore (anni: 10-13)	.1550643	.0065758	.1912464	.012137
Qualifica professionale	.165292	.006748	.1274976	.0102929
Licenza media superiore (anni: 13-18)	.3315737	.0085525	.3720266	.0149164
Diploma universitario	.0508083	.0039895	.076118	.0081838
Laurea triennale	.056417	.0041915	.0456708	.0064428
Laurea triennale e master I livello	.0036292	.0010924	.0028544	.0016464
Laurea specialistica/magistrale	.0095678	.0017685	.0066603	.0025102
Laurea specialistica e master I livello	.0009898	.0005713	.0009515	.0009515
Laurea specialistica e master II livello	.0016496	.0007372	0	0
Laurea specialistica e dottorato di ricerca	.0006598	.0004665	.0009515	.0009515
Laurea vecchio ordinamento	.147806	.0064475	.1132255	.0097788
Laurea vecchio ordinamento e master I livello	.0178159	.0024031	.0095147	.0029959
Laurea vecchio ordinamento e master II livello	.0065985	.0014708	.0076118	.0026822
Laurea vecchio ordinamento e dottorato di ricerca	.0006598	.0004665	.0009515	.0009515

I risultati empirici delle regressioni sul salario mensile

Questo paragrafo presenta i risultati dell'analisi econometrica condotta sulla banca dati ICSI 2007.

Usando lo stimatore OLS (modello di regressione lineare) sono state svolte le regressioni sulle variabili scelte e costruite in precedenza (in questo modo è stato possibile stimare quanto ognuna di queste variabili fosse statisticamente significativa nella determinazione del salario). Dai dati grezzi sono state create alcune variabili *dummies* per avere risultati più intellegibili e coerenti con l'obiettivo della ricerca.

La tabella 2 contiene gli esiti di due differenti regressioni, una per gli uomini ed un'altra per le donne.⁶

Per ogni variabile (vedi appendice) descritta in basso esiste una "variabile di controllo" con la quale vengono comparati i risultati delle regressioni.

I risultati delle regressioni mostrano che, quando una variabile è significativa in entrambi i modelli, la differenza nei coefficiente è lieve, circa l' 1-2 %⁷. Consideriamo la variabile *anzian_lav* (che indica l'anzianità lavorativa): è possibile notare che i lavoratori con una più alta anzianità, sia uomini sia donne, guadagnano approssimativamente il 5% in più, espresso in logaritmi, rispetto ai lavoratori con un più basso livello di *tenure*. Persone che appartengono all'*area2* (che rappresenta l'area di più alto profilo: coordinamento di settore, amministrazione, gestione del personale, ecc.) guadagnano approssimativamente 6-8% punti percentuali in più rispetto alle persone che sono allocate nell' *area1*, che è la nostra variabile di controllo (dove è allocata la maggior parte della forza lavoro femminile: area di erogazione dei servizi).

⁶ La tabella 2, come tutte le altre tabelle presenti in questo lavoro, sono tabelle costruite e non originarie.

⁷ Ogni valore dei coefficienti è espresso in logaritmi.

Inoltre, possiamo vedere in entrambi i modelli che c'è una relazione negativa tra *area3* (area di più basso profilo: attività di supporto ai servizi come, pulizia, cucina) e *area1*, il che implica che i lavoratori appartenenti all' *area3* guadagnano circa il 5-7% punti in meno rispetto ai lavoratori dell' *area1*.

È alquanto interessante notare che la variabile *c_indeterminato* (contratto a tempo indeterminato) è rilevante solo per i lavoratori uomini. Una spiegazione potrebbe essere data dal fatto che, nonostante le donne presenti nel nostro campione siano in numero maggiore rispetto agli uomini, la maggior parte di loro ha dei contratti a tempo determinato. Ciò accade forse perché le donne preferiscono avere una maggiore flessibilità, o forse perché sono i datori di lavoro che, per ragioni di produttività, preferiscono offrire contratti a tempo indeterminato principalmente agli uomini.

Tab. 2 – Risultati delle regressioni sul salario mensile per: Uomini (1) e Donne (2)

	(1)	(2)
	<i>Ln salario mensile</i>	<i>Ln salario mensile</i>
VARIABILI		
anzian_lav	0.00497* (2.36)	0.00576*** (4.55)
area2	0.0825*** (4.36)	0.0570*** (4.81)
area3	-0.0500* (-2.48)	-0.0727*** (-5.59)
c_indeterminato	0.0756*** (3.32)	0.0156 (1.10)
no_ore	0.0273*** (16.72)	0.0316*** (34.65)
soddisfazione	0.0306*** (6.38)	0.0203*** (7.10)
esperienz_lav	0.00197 (1.64)	0.00126 (1.50)
età	0.000105 (0.01)	0.0165*** (3.43)
età2	0.00000674 (0.08)	-0.000195** (-3.28)
istruzione2	0.0611** (2.97)	0.0455** (3.29)
istruzione3	0.122*** (4.93)	0.110*** (6.66)
istruzione4	0.163** (3.02)	0.157*** (4.88)
sposato	-0.0108 (-0.57)	-0.00446 (-0.38)
parenti_dip	0.0136 (1.04)	0.0301*** (4.02)
entrate_extra	-0.0193 (-1.71)	-0.0124 (-1.78)
no_bimbi	0.0298 (1.90)	-0.0117 (-1.53)
_cons	5.576*** (34.65)	5.188*** (53.65)
N	640	1591

Errori standard in parentesi *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Come ci si potrebbe aspettare, la variabile *no_ore* ovvero il numero di ore di lavoro, è positivamente correlata con il salario) in entrambi i modelli (più si lavora più si guadagna), senza grandi differenze tra uomini e donne.

La variabile della soddisfazione presenta risultati simili per entrambi i modelli. Di sicuro i lavoratori che guadagnano in più, sono più soddisfatti rispetto ai lavoratori che guadagnano meno, e ciò diventa ancor più vero laddove si consideri che parliamo del settore non profit, dove il tema della soddisfazione e delle motivazioni individuali (e non monetarie) assumono un rilievo molto importante. Infatti, solo un lavoratore motivato produrrà output di qualità.⁸

La variabile dell'esperienza lavorativa (*esperienz_lav*) è non molto significativa per entrambi i modelli. Una spiegazione potrebbe essere nel fatto il nostro campione è caratterizzato da lavoratori giovani che hanno in media un'esperienza di lavoro di 5 mesi.

Le variabili *età* ed *età2* sono significative per le donne ma non per gli uomini. La variabile *età2* è negativamente correlata con il salario delle donne, mentre la percentuale è molto bassa quasi vicina allo zero.

I risultati mostrano inoltre l'esistenza di una relazione positiva tra livello d'istruzione e salario; i lavoratori che sono più istruiti tendono a guadagnare di più. Infatti, i lavoratori che hanno conseguito un livello d'istruzione pari ad *istruzione2* (diploma di scuola superiore) guadagnano approssimativamente il 5-6% in più rispetto ai lavoratori che hanno conseguito un livello di istruzione più basso, pari ad *istruzione1* (licenza di scuola media inferiore, qualifica professionale) che è la nostra variabile di confronto. I lavoratori che hanno conseguito un livello d'istruzione *istruzione3* (titolo di laurea) guadagnano circa l'11-12% in più rispetto ai lavoratori con un livello d'istruzione di *istruz1*, ed infine i lavoratori che hanno un profilo più elevato di istruzione, pari ad *istruzione4* (titolo di master, dottorato, etc.) guadagnano approssimativamente il 15-16% in più rispetto ai lavoratori che hanno un livello di istruzione *istruzione1*. Per le donne la percentuale è l'1-2% più bassa rispetto agli uomini.

La variabile *sposato* nel nostro campione non è statisticamente significativa; la variabile *parenti_dip* (parenti a carico) è invece è significativa per le donne ma non per gli uomini, questo significa che le donne tendono a guadagnare 3% punti in più per ogni familiare che è a carico della famiglia. La spiegazione di ciò può consistere nel fatto che quando, in una famiglia ci sono più figli o parenti a carico, anche la donna tende a lavorare di più per contribuire al reddito familiare.

La variabile *no_bimbi* (numero di bambini) nel nostro campione, non è statisticamente significativa; una spiegazione di questo risultato potrebbe essere il fatto che la maggior parte dei lavoratori presenti nel nostro campione ha una giovane età e non ha ancora figli.

In conclusione si può dire che l'equazione minceriana funziona bene e da conto delle determinanti principali dei differenziali salariali tra i lavoratori delle cooperative sociali presi nel loro complesso.

⁸ Sul tema del nesso retribuzioni-soddisfazione cfr. Borzaga e Musella (2003) e Destefanis e Musella (2009).

La tabella 3 presenta invece i risultati econometrici⁹ della decomposizione di Oaxaca-Blinder precedentemente esposta e applicata al salario mensile per le variabili espresse nella tabella 2.

Tab. 3 – Risultati della decomposizione di Oaxaca-Blinder sul salario mensile

<i>Mean prediction 1 = 6.837896</i>					
<i>Mean prediction 2 = 6.684225</i>					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
differenza	.1536713	.0156588	9.81	0.000	
.1229807	.1843619				
Decomposizione lineare					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
three-fold					
dotazioni	.1139598	.0132971	8.57	0.000	
.087898	.1400215				
coefficiente	.0485709	.0115188	4.22	0.000	
.0259946	.0711473				
interazione	-.0088594	.0081697	-1.08	0.278	-
.0248718	.007153				

I risultati della decomposizione mostrano che nel nostro campione esiste un gap salariale tra donne e uomini, di circa il 16% in favore degli uomini. Tuttavia, solo il 4,8% di questa differenza costituisce il cosiddetto “effetto coefficiente”, il restante 11% di questo divario costituisce il cosiddetto “effetto dotazione”.

Ciò implica che nel nostro campione circa il 5% del divario salariale tra donne e uomini può essere spiegato facendo ricorso alla discriminazione, poiché il divario è causato da differenti remunerazioni delle medesime caratteristiche produttive. L’effetto dotazione invece può spiegare l’11% del divario salariale tra donne e uomini, e non è ascrivibile alla discriminazione perché è attribuibile al fatto che gli uomini e le donne hanno diverse caratteristiche produttive.

I risultati empirici delle regressioni sul salario mensile per singola occupazione. L’impatto della segregazione.

Nella tabella che segue (tab. 4), è stata focalizzata l’attenzione sulle variabili che si riferiscono all’occupazione e ruolo ricoperto all’interno dell’organizzazione, al fine sia di valutare l’impatto specifico della segregazione sul salario sia per testare una eventuale differenza nei coefficienti delle variabili statisticamente significative.

⁹ Si ricorda che anche le differenze sono espresse in logaritmi.

Le variabili *area2* e *area3*, che nella precedente tabella accorpavano diverse occupazioni, sono state scomposte per singola occupazione (vedi appendice).

La tabella 4, mostra che il più alto impatto è dato dalla variabile concernente il livello di istruzione. Il secondo impatto più elevato è dato dalle variabili concernenti le singole occupazioni. Da ciò è facile comprendere come l'allocazione del lavoratore o della lavoratrice in determinate occupazioni gioca un ruolo fondamentale nella determinazione del salario e nello spiegare l'esistenza di un eventuale *gap* di genere.

La prima cosa che emerge in modo chiaro dalla statistica descrittiva è che in ogni risultato c'è sempre una leggera differenza nel coefficiente in favore degli uomini¹⁰. Gli uomini che lavorano nel settore del coordinamento guadagnano approssimativamente 8,2%¹¹ in più rispetto a quelli dell'area dell'erogazione dei servizi (che è sempre la nostra variabile di controllo); quando al tempo stesso e nella stessa occupazione, le donne guadagnano 6,1% rispetto all'area dell'erogazione dei servizi. Da ciò è possibile notare che esiste una differenza nel coefficiente di circa 2% in più in favore degli uomini¹².

La seconda osservazione da farsi è che nell'area di attività di supporto ai servizi, sia le donne sia gli uomini guadagnano approssimativamente l'8% in meno rispetto alla variabile di controllo.

Tab. 4 – Risultati delle regressioni sul salario mensile specificati per singola occupazione per: Uomini (1) e Donne (2)

VARIABILI	(1) Ln salario mensile	(2) Ln salario mensile
anzian_lav	0.00559*** (0.00210)	0.00545*** (0.00127)
coordsettore	0.0822*** (0.0228)	0.0619*** (0.0162)
amm_contabilità	0.0235 (0.0346)	0.0243 (0.0169)
formazione_pers	0.0926** (0.0421)	0.0308 (0.0257)
comunicarel_est	0.0568 (0.0347)	0.0125 (0.0227)
attività_supp	-0.0893*** (0.0278)	-0.0829*** (0.0145)
altro	-0.0176 (0.0242)	-0.0463** (0.0231)
c_indeterminato	0.0754*** (0.0227)	0.0172 (0.0142)
fulltime	0.0280 (0.0283)	-0.00496 (0.0150)
no_ore	0.0274*** (0.00163)	0.0316*** (0.000913)
soddisfazione	0.0310*** (0.00480)	0.0201*** (0.00288)

¹⁰ In questo paragrafo farò riferimento solo a variabili dell'occupazione statisticamente significative.

¹¹ Si ricorda che ogni valore dei coefficienti è espresso in logaritmi.

¹² Successivamente con la decomposizione di Oaxaca-Blinder, si analizzerà questo differenziale calcolando il salario orario

esperienz_lav	0.00187 (0.00120)	0.00138 (0.000842)
Età	-0.00108 (0.00729)	0.0159*** (0.00483)
età2	1.85e-05 (8.76e-05)	-0.000188*** (5.97e-05)
istruzione2	0.0604*** (0.0206)	0.0453*** (0.0141)
istruzione3	0.116*** (0.0247)	0.104*** (0.0169)
istruzione4	0.160*** (0.0538)	0.145*** (0.0326)
sposato	-0.00638 (0.0191)	-0.00476 (0.0119)
parenti_dip	0.0109 (0.0130)	0.0294*** (0.00753)
entrate_extra	-0.0182 (0.0112)	-0.0121* (0.00700)
no_bimbi	0.0306* (0.0157)	-0.0108 (0.00766)
Constant	5.600*** (0.160)	5.207*** (0.0971)
Osservazioni	639	1,586
R-squared	0.639	0.698

Errori standard in parentesi *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nella tabella seguente (tab. 5), si analizza invece l'impatto che le variabili dell'occupazione prese singolarmente, hanno sul salario.

In tal caso i risultati delle regressioni (considerando solo sottogruppo delle variabili dell'occupazione), mostrano un impatto più forte. Ad esempio per quanto concerne il settore del coordinamento, si passa dall'8% (nell'ipotesi in cui non era specificata la segregazione) al 17% per gli uomini, e per le donne dal 6% al 15%, resta stabile la differenza di circa il 2% in favore degli uomini (tab. 5).

Tab. 5 – Risultati delle regressioni sul salario mensile considerando soltanto le occupazioni: Uomini (1) e Donne (2)

VARIABILI	(1) Ln salario mensile	(2) Ln salario mensile
coordsettore	0.173*** (0.0298)	0.156*** (0.0223)
amm_contabilità	0.0711* (0.0430)	0.0548** (0.0239)
formazione_pers	0.128** (0.0523)	0.116*** (0.0365)
comunicrel_est	0.0576 (0.0450)	0.0134 (0.0326)
attività_supp	-0.175*** (0.0361)	-0.142*** (0.0189)
altro	-0.0485	0.00101

All'origine dei differenziali salariali di genere

	(0.0314)	(0.0322)
Constant	6.795***	6.658***
	(0.0141)	(0.00869)
Osservazioni	965	2,728
R-squared	0.087	0.057

Errori standard in parentesi *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.

I risultati della decomposizione di Oaxaca-Blinder, considerando tutte le variabili e specificando per singole occupazioni, confermano l'esistenza di un differenziale salariale (sempre calcolato sul salario mensile) in favore degli uomini, approssimativamente del 15,5 % (vedi tab. 6).

Questo differenziale è spiegato per l'11% dal cosiddetto "effetto dotazione" e per 4,4% dall'"effetto coefficiente". Tali risultati sono simili ai precedenti in cui non sono specificate le singole occupazioni (vedi tab. 2)

Tab. 6 – Risultati della decomposizione di Oaxaca-Blinder per tutte le variabili (specificando le singole occupazioni)

<i>Ln salario mensile</i>	<i>Coef.</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Z</i>	<i>P>z</i>	<i>[95% Conf.</i>	<i>Interval]</i>
overall						
group_1	6.838705	.0128904	530.53	0.000	6.81344	6.863969
group_2	6.683917	.0087465	764.18	0.000	6.666774	6.701059
differenza	.1547881	.0155776	9.94	0.000	.1242565	.1853197
dotazione	.1178065	.0133659	8.81	0.000	.0916098	.1440033
Coefficiente	.0448183	.011704	3.83	0.000	.0218788	.0677578
Interazione	-.0078367	.0086948	-0.90	0.367	-.0248781	.0092047

Risultato molto significativo si ha se invece si effettua la decomposizione di Oaxaca-Blinder sulle sole variabili dell' occupazione, isolandole dalle altre (vedi tab. 7). Queste variabili producono già di per sé un differenziale salariale di circa 14,6% in favore degli uomini, di cui il 13,3% è spiegato dall'effetto coefficiente e l'1,3 % dall'effetto dotazione.

Tab.7 - Risultati della decomposizione di Oaxaca-Blinder per salario mensile considerando soltanto le occupazioni

<i>Ln salario mensile</i>	<i>Coef.</i>	<i>Std. Err.</i>	<i>Z</i>	<i>P>z</i>	<i>[95% Conf. Interval]</i>	
Overall						
group_1	6.811817	.0108345	628.72	0.000	6.790581	6.833052
group_2	6.665242	.0070551	944.75	0.000	6.651414	6.679069
Differenza	.1465749	.012929	11.34	0.000	.1212345	.1719153
Dotazione	.0145505	.0045269	3.21	0.001	.005678	.0234231
Coefficiente	.1341228	.0129862	10.33	0.000	.1086703	.1595752
Interazione	-.0020984	.0050744	-0.41	0.679	-.012044	.0078472

Tale risultato è molto interessante e ci suggerisce che la segregazione è molto significativa nella determinazione del differenziale salariale (spiegherebbe infatti quasi tutto il differenziale del salario mensile). Il dato interessante che emerge da questi risultati è che l'effetto coefficiente determina in questo caso il 13,3% del differenziale, e non il 4,4% come nella precedente tabella, di conseguenza è lecito affermare che la maggior parte del differenziale è spiegato da ragioni di carattere non oggettivo (ma “discriminatorio”).

I risultati empirici delle regressioni sul salario orario

A questo punto ci si chiede perché nelle cooperative sociali gli uomini guadagnano più delle donne? Il motivo è da attribuirsi alla discriminazione salariale diretta (ovvero a parità di caratteristiche produttive e mansione svolta, gli uomini sono pagati più delle donne)? Oppure perché gli uomini rivestono ruoli apicali in proporzione maggiore rispetto alle loro colleghe (malgrado siano in numero inferiore rispetto alle donne)? Per rispondere a questi interrogativi è stato utile controllare per salario orario.

Tab. 8 – Risultati delle regressioni per salario orario per: Uomini (1) e Donne (2)

VARIABILI	(1) Ln salario orario	(2) Ln salario orario
anzian_lav	0.00588** (0.00239)	0.00334** (0.00141)
coordsettore	0.0882*** (0.0260)	0.0677*** (0.0180)
amm_contabilità	0.00704 (0.0394)	0.0238 (0.0188)
formazione_pers	0.0816* (0.0480)	0.0230 (0.0285)
comunicrel_est	0.0354 (0.0395)	0.0139 (0.0253)
attività_supp	-0.0601* (0.0318)	-0.0863*** (0.0160)
Altro	-0.0106 (0.0276)	-0.0282 (0.0256)
c_indeterminato	0.0330 (0.0257)	-0.0211 (0.0156)
Fulltime	-0.103*** (0.0219)	-0.0628*** (0.0113)
soddisfazione	0.0357*** (0.00548)	0.0210*** (0.00320)
esperienz_lav	0.00185 (0.00137)	0.000709 (0.000933)
Età	0.000454 (0.00831)	0.00827 (0.00536)
età2	1.02e-05 (9.99e-05)	-9.25e-05 (6.63e-05)
istruzione2	0.0522**	0.0307**

All'origine dei differenziali salariali di genere

	(0.0235)	(0.0156)
istruzione3	0.121***	0.0901***
	(0.0281)	(0.0188)
istruzione4	0.313***	0.121***
	(0.0610)	(0.0362)
sposato	-0.00689	-0.00737
	(0.0217)	(0.0132)
parenti_dip	0.00783	0.0136
	(0.0149)	(0.00832)
entrate_extra	-0.0201	-0.0106
	(0.0128)	(0.00777)
no_bimbi	0.0327*	0.00585
	(0.0179)	(0.00847)
Constant	1.681***	1.608***
	(0.177)	(0.106)
Osservazioni	639	1,586
R-squared	0.225	0.127

Errori Standard in parentesi *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Dalle regressioni sul salario orario emerge che i valori delle variabili statisticamente significative sono approssimativamente gli stessi delle regressioni sul salario mensile, come mostra la tabella 8. Stessa cosa può dirsi quando si controlla per il sottogruppo delle sole occupazioni, (vedi tabella 9)

Tab. 9 – Risultati delle regressioni per salario orario considerandole sole occupazioni Uomini (1) e Donne (2)

VARIABILI	(1) logwetà_h	(2) logwetà_h
coordsettore	0.141***	0.0995***
	(0.0226)	(0.0153)
amm_contabilità	0.0130	0.0472***
	(0.0333)	(0.0162)
formazione_pers	0.0418	0.0204
	(0.0405)	(0.0249)
comunicrel_est	-0.00247	0.0231
	(0.0349)	(0.0225)
attività_supp	-0.0519*	-0.0949***
	(0.0275)	(0.0130)
Altro	-0.0297	-0.0178
	(0.0241)	(0.0224)
Constant	1.876***	1.862***
	(0.0109)	(0.00601)
Osservazioni	897	2,505
R-squared	0.059	0.053

Errori standard in parentesi*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Per quanto concerne i risultati della decomposizione di Oaxaca-Blinder sul salario orario e considerando le sole variabili dell'occupazione, il differenziale si riduce fortemente rispetto al salario mensile. Tale differenza è di circa il 2,9 % in favore degli uo-

mini, di cui il 2,2% è spiegato dall'effetto coefficiente e lo 0,7 % è spiegato dall'effetto dotazione come mostra la tabella 10.

Tab. 10 – Risultati della decomposizione di Oaxaca-Blinder per le sole occupazioni e per salario orario

Ln salario orario	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf. Interval]	
Overall						
group_1	1.893596	.0082028	230.85	0.000	1.877519	1.909674
group_2	1.864433	.0048515	384.30	0.000	1.854925	1.873942
Differenza	.029163	.0095301	3.06	0.002	.0104844	.0478416
Dotazione	.0076743	.0031461	2.44	0.015	.001508	.0138406
Coefficiente	.0221012	.0097464	2.27	0.023	.0029986	.0412039
Interazione	-.0006126	.0039208	-0.16	0.876	-.0082971	.007072

Questo risultato è molto importante e conferma le nostre precedenti intuizioni, perché ci mostra che non c'è discriminazione sul salario orario, nel senso che le donne non vengono pagate meno rispetto agli uomini per ora di lavoro, ma guadagnano di meno perché lavorano meno ore (ad es. perché lavorano *part-time*) e perché di fatto ricoprono ruoli diversi.¹³

Ciò ci consente di affermare in modo più consapevole che il *gap* salariale non è ascrivibile tanto alla discriminazione salariale diretta (infatti, la retribuzione di un'ora di lavoro, a parità di mansione svolta, è pressoché la stessa sia per gli uomini che per le donne) piuttosto è ascrivibile alla segregazione verticale ovvero al tipo di ruolo ricoperto all'interno dell'organizzazione.

Conclusioni

In questo lavoro è stata svolta un'analisi quantitativa sulle cooperative sociali italiane, investigando sulle caratteristiche e sulla composizione della forza lavoro.

Usando i dati ICSI 2007 (Indagine sulla Cooperative Sociali Italiane) è emerso che il settore delle cooperative sociali è un settore altamente femminilizzato (circa il 75% dei lavoratori, sono donne). La maggior parte delle lavoratrici sceglie di lavorare *part-time*, e ciò suggerisce che le imprese sociali sono forme di organizzazione in grado di accogliere agevolmente forza lavoro femminile (in quanto meglio di altre si apprestano alle esigenze di conciliazione tra lavoro e famiglia).

I risultati mostrano che le donne sono per lo più concentrate nel settore dell'erogazione dei servizi (71%), e nelle aree di attività di supporto ai servizi. Queste attività generalmente richiedono un livello d'investimento in capitale umano più basso e delle soglie retributive inferiori e ciò può spiegare il più basso livello di remunerazione percepito dalle lavoratrici.

I risultati econometrici della decomposizione di Oaxaca-Blinder sul salario mensile, mostrano l'esistenza di un differenziale salariale mensile (espresso in logaritmi) in favo-

¹³ L'analisi sulla scelta volontaria o involontaria delle donne di accettare o meno contratti *part-time* o di ricoprire o meno ruoli apicali, rientra nella più ampia riflessione sulle *capabilities* e sullo spazio segregante nel quale esse possono muoversi.

re degli uomini del 16%, ma soltanto circa il 5% di questo differenziale può essere attribuito a fattori non oggettivi (come la discriminazione), mentre il restante 11% è attribuibile a fattori oggettivi, come le diverse caratteristiche produttive medie esistenti tra donne e uomini; stesso risultato dicasi anche quando vengono specificate le singole occupazioni assieme a tutte le altre variabili.

Se si controlla usando soltanto le variabili dell'occupazione, risulta che la segregazione è molto significativa nello spiegare il differenziale salariale. Il dato molto interessante che emerge in questo caso, è che l'effetto coefficiente spiega il 13,3% del differenziale, e non il 4,4% come nella precedente ipotesi, di conseguenza è lecito affermare che la maggior parte del differenziale è dovuto a ragioni di carattere non oggettivo (ma "discriminatorio").

Infine, se si conduce la stessa analisi econometrica per salario orario, risulta che i valori dei coefficienti delle variabili più significative sono approssimativamente gli stessi, mentre il differenziale salariale per ora di lavoro si riduce vertiginosamente. Ciò ci consente lecitamente di affermare che il *gap* salariale non è ascrivibile tanto alla discriminazione salariale diretta (un'ora di lavoro viene pagata infatti più o meno allo stesso modo sia agli uomini che alle donne) piuttosto è ascrivibile alla segregazione verticale (cioè al tipo di ruolo ricoperto all'interno dell'organizzazione) e al fatto che le lavoratrici lavorano meno ore (a tal proposito bisogna ricordare che la maggior parte delle cooperative sociali hanno contratti part-time).

Anche nelle cooperative sociali gli uomini guadagnano di più perché fanno lavori più remunerati, perché godono di una maggiore stabilità (non dimentichiamo che la maggior parte dei contratti a tempo indeterminato viene offerta agli uomini), e perché svolgono più ore di lavoro. Il fenomeno discriminatorio, dunque, si ravvisa piuttosto nella difficoltà che incontrerebbero le lavoratrici nell'accedere a queste posizioni.

In conclusione nel settore non profit esiste una segregazione orizzontale: le donne sono sovra-rappresentate in questo specifico settore (più del 74%); nonché una segregazione verticale: le donne nonostante siano più qualificate degli uomini, hanno difficoltà a ricoprire i ruoli apicali.

Alla luce degli insegnamenti di Sen (2006), non è sempre facile stabilire se lavorare nel settore non profit sia frutto di una scelta volontaria o involontaria da parte delle lavoratrici, soprattutto quando esse non avrebbero altre opportunità di lavorare. Bisogna tuttavia ricordare che i lavoratori del settore non profit (in particolare le lavoratrici, nonostante guadagnino meno, non solo rispetto ai colleghi uomini ma in generale anche rispetto ai lavoratori sociali del settore pubblico o privato) sono comunque molto soddisfatti. Da ciò si deduce l'esistenza in questo settore di meccanismi non monetari in grado di compensare la più bassa retribuzione percepita.

Appendice

amm_contabilità: è la variabile che concerne l'allocazione dei lavoratori nell'area dell'amministrazione e contabilità;

anzian_lav: è la variabile che riguarda l'anzianità lavorativa o "tenure";

area1: è una variabile dummy che riguarda le persone che lavorano nell'area dell'erogazione dei servizi (con profilo medio) e rappresenta anche la nostra variabile di controllo;

area2: è una variabile dummy che riguarda le persone che lavorano nell'area del coordinamento, dell'amministrazione, della gestione del personale e delle relazioni con l'estero (con profilo alto);

area3: è una variabile dummy che riguarda le persone che lavorano nel settore del supporto ai servizi, come servizi delle pulizie, (con profilo basso);

attività_supp: concerne le attività di supporto ai servizi (pulizia, cucina);

coordsettore: si riferisce all'allocazione dei lavoratori nell'area coordinamento;

comunicrel_est: si riferisce all'area della comunicazione e relazioni con l'estero;

c_indeterminato: è una variabile dummy che concerne i contratti a tempo indeterminato;

entrate_extra: è una variabile categoristica che mostra quante persone lavorano e contribuiscono con il proprio lavoro all'economia della famiglia;

formazione_pers: si riferisce invece all'area della gestione e formazione del personale, la variabile;

ln salario mensile: logaritmo naturale del salario mensile;

istruzione1: è la variabile dummy di confronto che concerne un basso livello di istruzione;

istruzione2: è una variabile dummy che riguarda i lavoratori con un titolo di studio di scuola superiore;

istruzione3: è una variabile a dummy che riguarda i lavoratori in possesso di un titolo di laurea;

istruzione4: è una variabile dummy indicante un alto livello di istruzione (master, dottorato, etc);

no_bimbi: è una variabile continua che indica il numero di bambini a carico

parenti_dip: è una variabile categoristica e fa riferimento al numero di parenti che il lavoratore ha a carico;

Riferimenti bibliografici

Addabbo, T., Favaro, D. (2007). Differenziali salariali per sesso in Italia. Problemi di stima ed evidenze empiriche. In E. Rustichelli *Esiste un differenziale retributivo in Italia? Il lavoro femminile tra discriminazione e diritto alla parità di trattamento*. Roma: I libri del Fondo Sociale Europeo Isfol, pp. da 199 a 237.

Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A., Laisney, F. (2003). Methodological Issues Related to the Analysis of Gender Gaps in Employment, Earning and Career Progression. *Employment and Social Affairs* DG. European Commission.

Becker, G. (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics*, 3 (1, Part 2: Trends in Women's Work, Education, and Family Building), pp. S33-S58.

Becker, G. (1975). Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education. *National Bureau of Economic Research*, New York 2nd edition.

Becker, G. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago press.

Bettio, F. (2008). Occupational Segregation and Gender Wage Disparities in Mature Economies. In Bettio, F., Verashchagina, A., *Frontiers in the Economics of Gender*. London and New York: Taylor and Francis, Routledge.

Bettio, F. (1991). Segregazione e discriminazione sul mercato del lavoro: letteratura straniera e italiana a confronto. Parte II: la letteratura italiana. *Economia e Lavoro*, 25 (1), 49-66.

Bettio, F., Verashchagina, A. (2009). Gender segregation in the labour market: roots, implications and policy responses in Italy. Technical report, EU Directorate-general Employment and Social Affairs, Unit G1, Equality between woman and men.

Blinder, A. S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Forms and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8 (4), p. 436-455.

Borzaga, C., Musella, M. (2003). *Produttività ed Efficienza nelle Organizzazioni Non Profit. Il Ruolo dei Lavoratori e delle relazioni di lavoro*. Trento: Edizioni 31.

Carpita, M. (2007) L'indagine sulle Cooperative Sociali Italiane 2007 (ICSI 2007): organizzazione della ricerca e caratteristiche del campione. *Impresa Sociale* n° 3 anno 17° vol.76, pag 33, luglio-settembre 2007. Ed. ISSAN.

Cain, G. G. (1986). Chapter 13 The economic analysis of labor market discrimination: A survey. *Handbook of Labor Economics*, 1, 693-785.

Centra, M., & Cutillo, A. (2009). Differenziale salariale di genere e lavori tipicamente femminili. *Studi ISFOL* (2).

Commissione della Comunità Europea (2008). Relazione sulla parità tra donne e uomini 2008. Technical report.

Del Rio, C., Gradin, C., Canto, O. (2006). The measurement of gender wage discrimination: The distributional approach revisited. Working paper 25, Society of the Study of Economic Inequality.

Destefanis, S., Musella, M. (2009). *Paid and unpaid labour in the social economy*. Verlag, Heidelberg, Phisica edition.

D'Isanto, F. (2004). Occupazione femminile nel nonprofit. *Impresa Sociale* (3), luglio-settembre, p. 73-88.

D'Isanto, F. (2011). Segregazione di genere e differenziali salariali nel mercato del lavoro italiano. Il caso delle organizzazioni non profit (http://www.fedoa.unina.it/view/type/thesis_phd.html ed., Vol. Tesi di dottorato in Scienze Economiche Università Federico II di Napoli). Napoli, Italy.

Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* , 47 (1), 153-161.

Koenker, R., Bassett, G. (1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46 (1), 33-50.

Mincer, J. (1958). Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. *Journal of Political Economy* , 66 (4), 281-302.

Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* , 14 (3), p. 693-70.

Polachek, S. W. (1975). Differences in Expected Post-School Investment as a Determinant of Market Wage Differentials. *International Economic Review* , 16 (2), 451-470.

Polachek, S. W. (2004). How the Human Capital Model Explains Why the Gender Wage Gap Narrowed. IZA Discussion Paper No. 1102 .

Sen, A. (2006). *Identità e violenza*. Roma - Bari : Laterza.

All'origine dei differenziali salariali di genere

MATERIALI

Sorensen, E. (1989). Measuring the Pay Disparity between Typically Female Occupations and Other Jobs: A Bivariate Selectivity Approach. *Industrial and Labor Relations Review*, 42 (4), 624-639.

Federica D'Isanto, laureata in Giurisprudenza, avvocato, dottore di ricerca in scienze economiche. Ha un assegno di ricerca all'Università di Napoli Federico II, Facoltà di Scienze Politiche, dove si occupa di mercato del lavoro, occupazione/disoccupazione femminile e giovanile, approccio delle capacità.

L'analisi sui differenziali salariali di genere nel settore sociale e sulla femminilizzazione dei lavori poveri, la hanno portata ad approfondire la tematica della segregazione femminile nel mercato del lavoro. Ha conseguito un master in economics presso l'Università di Essex, in Colchester (uk).

Di recente ha curato in qualità di gender and youth local focal point, la giornata dei giovani e delle donne nell'ambito del Wuf 6 (World urban forum) organizzato da Un-habitat (agenzia delle Nazioni unite).