



ISFOL

**Differenziale salariale di genere e lavori  
tipicamente femminili**



Marco Centra  
Andrea Cutillo

ISSN 1974-4978

*L'Istituto per lo sviluppo della formazione professionale dei lavoratori (Isfol) è un ente pubblico istituito con DPR n. 478 del 30 giugno 1973. Nasce per accompagnare la prima fase di decentramento regionale delle competenze in materia di formazione professionale, codificata nella legge n. 845 del dicembre 1978; dal 1999 viene incluso tra gli enti pubblici di ricerca con DL n. 419 del 29/10/1999. L'attuale Statuto, approvato con DPCM del 19 marzo 2003, sancisce per l'Istituto competenze nel campo delle politiche formative, del lavoro e sociali.*

*L'Isfol svolge e promuove attività di studio, ricerca, sperimentazione, documentazione, valutazione, informazione, consulenza e assistenza tecnica per lo sviluppo della formazione professionale, delle politiche sociali e del lavoro. Contribuisce al miglioramento delle risorse umane, alla crescita dell'occupazione, all'inclusione sociale e allo sviluppo sociale. È sottoposto alla vigilanza del Ministero del lavoro e della previdenza sociale al quale fornisce supporto tecnico-scientifico ed opera in collaborazione con il Ministero della pubblica istruzione, il Ministero della solidarietà sociale, la Presidenza del Consiglio dei ministri, le Regioni, le Parti sociali, l'Unione europea e altri Organismi internazionali.*

---

*Studi Isfol, la prima collana scientifica elettronica realizzata dall'Isfol, comprende articoli e working paper sui temi della formazione, del lavoro, dell'inclusione sociale.*

*La collana nasce con l'intento di rendere accessibili a tutti liberamente, idee e dati, anche nel corso della loro elaborazione. In particolare, mira a stimolare il dibattito e la circolarità delle riflessioni nella comunità scientifica, offrendo l'opportunità, grazie alla sua multimedialità, di creare intorno ad essi una community.*

*La Collana Studi Isfol è curata da Claudio Bensi - Responsabile Servizio comunicazione web e multimediale*

*Coordinamento editoriale: Paola Piras, Aurelia Tirelli, Matilde Tobia*

*Contatti: [editoriadigitale@isfol.it](mailto:editoriadigitale@isfol.it)*

**La presente pubblicazione costituisce la versione cartacea dell'edizione consultabile sul portale [www.isfol.it](http://www.isfol.it) all'interno della collana elettronica Studi Isfol.**

## Indice

	pag.
1. Introduzione	4
2. La selezione nell'occupazione	7
3. Lavori tipicamente femminili	7
4. Il modello	9
5. Le variabili utilizzate	12
6. Risultati empirici	17
7. Le equazioni dei redditi	22
8. Risultati relativi alla decomposizione	26
9. La discriminazione per determinati sottogruppi di donne	28
10. Conclusioni	31
Bibliografia	34

## Gli autori

**Marco Centra**  
*Ricercatore Isfol*

**Andrea Cutillo**  
*Ricercatore Istat*

## 1. Introduzione

L'esistenza di un significativo differenziale salariale di genere è un risultato ricorrente negli studi sul mercato del lavoro italiano (si veda, ad esempio, Isfol, 2007), con le donne che ricevono remunerazioni considerevolmente inferiori rispetto agli uomini.

Punto di partenza per gli studi sui redditi da lavoro è l'equazione Minceriana dei salari (Mincer, 1974), che vuole che l'impatto di alcune caratteristiche, quali il livello di istruzione, l'esperienza lavorativa e l'età, sia 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 *dummy* relativa al sesso dell'individuo permette di ottenere la quantificazione più immediata di questo differenziale, al di là di un'analisi descrittiva del fenomeno.

Obiettivo di questo lavoro è la quantificazione della componente discriminatoria del differenziale<sup>1</sup>. La questione è di primaria importanza sia per le implicazioni che l'esistenza di una componente discriminatoria dovrebbe avere sulle politiche economiche e governative, sia per gli effetti che queste discriminazioni comunque hanno sull'intero mercato. Black (1995) 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.

Se 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, differenti possono essere i risultati ottenuti: per una panoramica sui diversi metodi si può fare riferimento a Beblo et al. (2003), mentre per un'analisi empirica di diverse metodologie sul mercato italiano si può fare riferimento a Mundo e Rustichelli (2007).

La metodologia che sottende questo lavoro utilizza la decomposizione di Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1983; Blinder, 1983) che si basa sulla stima differenziata dell'equazione dei salari per uomini e

---

<sup>1</sup> Ci si riferisce quindi al solo trattamento economico dei lavoratori: in realtà esistono discriminazioni sia nell'accesso all'occupazione che, una volta ottenuto il lavoro, nell'accesso a particolari posizioni, che saranno comunque richiamate nel corso del lavoro.

donne; come primo passo occorre quindi stimare l'equazione Minceriana dei salari, opportunamente integrata, separatamente per uomini e donne:

$$\log Y_i = X_i \beta + e_i \quad (1)$$

dove l'indice  $i$  indica il generico individuo campione,  $Y_i$  indica il salario netto orario e  $X_i$  rappresenta un vettore di caratteristiche individuali utilizzate come esplicative,  $\beta$  è il relativo vettore dei coefficienti da stimare ed  $e_i$  rappresenta il termine di errore.

La scomposizione del differenziale salariale è la seguente:

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

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

La decomposizione di Oaxaca-Blinder 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 coefficienti"): utilizza infatti le caratteristiche medie delle donne occupate e i vettori dei coefficienti stimati per uomini e donne, cioè la retribuzione di riferimento e 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.

La decomposizione di Oaxaca-Blinder fornisce interessanti spunti di analisi sotto almeno tre punti di vista: lo spunto più immediato è fornito dalla decomposizione sopra descritta; secondariamente, è possibile vedere il differente effetto (la diversa produttività) che le caratteristiche esplicative possono assumere tra uomini e donne; infine, si possono stimare misure di discriminazione individuali (Del Rio et Al, 2006), rendendo possibile osservare processi discriminatori differenziati per sottogruppi di donne opportunamente classificate.

Un primo aspetto "critico" da considerare relativamente alla metodologia di Oaxaca-Blinder è che la stima dei differenziali è calcolata attraverso l'utilizzo del lavoratore "medio" uomo e della lavoratrice "media"

donna, con le caratteristiche medie dei due collettivi: questi risultati non tengono quindi conto delle differenze che si possono trovare lungo la distribuzione dei redditi; Addabbo e Favaro (2007) hanno applicato un modello di regressione quantilica (Koenker e Bassett, 1978) che tiene conto di questo aspetto.

Un secondo aspetto da considerare è il fatto che il metodo analizza la sola discriminazione che emerge dopo l'assunzione del lavoratore: anche quando le caratteristiche dell'occupazione vengono inserite tra le esplicative, la professione è comunque decisa al momento dell'assunzione da parte del datore di lavoro.

La decomposizione tende quindi a sottostimare la misura della discriminazione di genere (ipotizzando che anche la discriminazione nella selezione operi a favore degli uomini).

Infine, ed è l'aspetto che insieme al precedente ci interessa in questo lavoro, si assume che le differenze nelle stime dei coefficienti tra i due sottogruppi siano dovute esclusivamente a discriminazione, ignorando spiegazioni alternative: un approccio di questo genere non tiene infatti conto di due fondamentali processi decisionali che possono influenzare le stime delle equazioni dei salari: la decisione di lavorare o meno e il tipo di lavoro nel quale si è occupati.

La prima decisione potrebbe comportare una distorsione da selezione ("*selection bias*") nelle stime; quanti lavorano possono essere un sottogruppo diverso dal resto della popolazione, sia in termini di caratteristiche osservabili che in termini di caratteristiche non osservabili, e questo è un fatto che deve essere esplicitamente considerato nell'intero processo di stima.

La seconda decisione potrebbe invece portare ad una distorsione da endogeneità ("*endogeneity bias*"); il differenziale salariale è infatti frutto, in parte, della "segregazione" delle donne in particolari occupazioni, ma occorre considerare che questa segregazione è, in qualche misura, frutto di specifiche decisioni individuali.

È vero infatti che le mansioni vengono decise dal datore di lavoro, ma è altrettanto vero che chi cerca lavoro, nella gran parte dei casi, e specialmente quando si è dotati di un alto livello di capitale umano, non cerca un lavoro qualunque, ma restringe le possibilità ad un determinato gruppo di occupazioni con caratteristiche simili tra loro.

Un ultimo cenno sui dati utilizzati. L'indagine sui differenziali salariali di genere, condotta dall'Isfol, permette di sfruttare una serie di informazioni difficilmente presenti su altri dataset. La rilevazione è parte di un progetto di durata triennale, avviato nel 2005 dall'Isfol in accordo con il Ministero del lavoro, della salute e delle politiche sociali e giunto quest'anno all'annualità conclusiva. Il bagaglio informativo acquisito nel primo anno di ricerca (Isfol 2007) ha portato a concludere che una parte rilevante del differenziale retributivo di genere non è spiegabile con il solo profilo lavorativo, ma deve essere cercata altrove, indagando da un lato il profilo familiare, le motivazioni individuali e i meccanismi di divisione del lavoro all'interno della famiglia, dall'altro

fattori legati all'intervento di tratti culturali tradizionali o innovativi e al ruolo dei modelli organizzativi del lavoro. Tali esigenze hanno portato a disegnare una indagine campionaria dedicata espressamente alla conoscenza del differenziale retributivo di genere e pertanto in grado di rilevare una elevata quantità di elementi conoscitivi. In particolare, gli strumenti di rilevazione sono stati messi a punto tramite un approccio multidisciplinare, permettendo di integrare il contributo delle chiavi di lettura dell'economia, della sociologia e dell'antropologia culturale e ottenendo, in ultima analisi, un vasto insieme di informazioni inerenti il profilo lavorativo degli occupati, il contesto culturale e territoriale di lavoro e le motivazioni individuali.

## 2. La selezione nell'occupazione

Come detto, gli occupati possono essere un sottogruppo diverso dall'intera popolazione, comportando un problema di eterogeneità tra quanti lavorano e quanti non lavorano, sia in termini di caratteristiche osservabili che in termini di caratteristiche non osservabili. Questo problema è particolarmente rilevante qualora si riscontri una bassa partecipazione di partenza al mercato del lavoro da parte delle donne: è infatti possibile che quante partecipano al mercato del lavoro posseggano abilità non osservabili e dotazioni di capitale umano superiori a quante ne restano fuori. La prima decisione da prendere in considerazione è quindi quella se lavorare o meno. Stante l'esistente situazione sul mercato del lavoro italiano, questo processo selettivo riguarda solamente la popolazione femminile (Addabbo e Favaro, 2007).

Sono infatti assolutamente limitati i casi di uomini in età attiva che decidono di non partecipare al mercato del lavoro, e questi casi sono quasi sempre limitati a particolari condizioni quali deficit di salute o benessere economico<sup>2</sup>.

## 3. Lavori tipicamente femminili

Secondo la letteratura la composizione di genere della forza lavoro nelle diverse occupazioni ha ricadute sui differenziali salariali. Due sono le possibili spiegazioni: la prima si riferisce alla *crowding hypothesis* (Bergmann, 1974), secondo la quale i datori di lavoro escludono le donne da particolari occupazioni, quelle maschili, con conseguente affollamento delle donne lavoratrici nelle altre occupazioni, che vengono quindi definite occupazioni femminili. L'offerta di forza lavoro

---

<sup>2</sup> Escludendo naturalmente quanti cercano lavoro, che comunque partecipano attivamente al mercato del lavoro, gli studenti, che ancora non hanno intrapreso stabilmente la propria esperienza professionale, e i pensionati, che invece l'hanno già conclusa.

femminile verso queste occupazioni aumenta e, di conseguenza, diminuiscono i salari. La seconda teoria vuole invece che le donne selezionino particolari occupazioni che richiedono bassi investimenti in capitale umano o investimenti in capitale umano che non si “atrofizzano” nel tempo, e questo a causa di esistenti o comunque programmati impegni familiari (Filer, 1989). Inoltre, donne e uomini hanno differenti preferenze rispetto alle caratteristiche dell’occupazione: gli uomini, più spesso delle donne, pongono grande importanza al livello della retribuzione, mentre le donne tendono spesso a selezionare occupazioni con una minore retribuzione ma altre caratteristiche desiderabili che compensino i minori introiti. Un aspetto particolarmente importante riguarda ad esempio la possibilità di gestire i tempi e gli orari di lavoro in funzione della possibilità di conciliare l’attività professionale con le incombenze familiari. È infatti vero che in Italia ancora oggi sono principalmente le donne ad occuparsi della gestione della casa e della cura dei figli (Istat, 2007).

Entrambe le teorie evidenziano quindi quanto la diversa composizione di genere delle differenti occupazioni influenzi il livello retributivo medio delle donne, considerando, la prima, un aspetto discriminatorio da parte dei datori di lavoro, e, la seconda, il processo decisionale delle donne. Questo ultimo processo è particolarmente importante nel momento in cui la partecipazione femminile al mercato del lavoro è in crescita e riguarda, in primo luogo, donne con elevati livelli medi di capitale umano.

Per controllare l’effetto “raggruppamento” in particolari occupazioni si possono seguire due vie: inserire tra le variabili esplicative la percentuale di donne all’interno della determinata professione occupata dall’individuo; oppure considerare una variabile *dummy*, indicatrice del fatto che l’occupazione del singolo individuo sia un lavoro tipicamente femminile o meno, che è il metodo seguito in questo lavoro.

L’equazione dei salari (1) diventa quindi:

$$\log Y_i = X_i \beta + T_i \delta + e_i \quad (3)$$

dove la variabile T assume valore 1 se l’occupazione è in un lavoro tipicamente femminile e 0 altrimenti. Per individuare le occupazioni tipicamente femminili si è integrata la base dati dell’indagine Isfol sui differenziali salariali di genere, usata in questo lavoro, con l’indagine Istat sulle forze di lavoro. Utilizzando le indagini Istat dal 2004 al 2007 è stato possibile identificare le occupazioni che si possono definire tipicamente femminili come quelle in cui la percentuale di presenza femminile supera la soglia di circa il 59%. Questo valore è stato ottenuto moltiplicando la quota di occupazione femminile sull’intero mercato (circa 39%) per 1,5, inflazionando quindi questa quota con una metà aggiuntiva. Le occupazioni sono state individuate secondo un incrocio tra professione e settore di attività



economica, opportunamente riclassificate per riportarle all'informazione disponibile nel file dati dell'Isfol, nel quale sono presenti 13 modalità relative alla professione e 27 relative al settore di attività economica<sup>3</sup>.

Le occupazioni a prevalenza femminile che assumono quindi, nel nostro lavoro, la definizione di lavori tipicamente femminili, riguardando in maniera particolare le professioni impiegato, commerciante o addetto ai servizi e professioni non qualificate e i settori di attività economica Industria tessile e dell'abbigliamento, istruzione, sanità e assistenza sociale e altri servizi pubblici, sociali e personali. Non sorprendentemente, le donne sono occupate spesso in settori a forte presenza di pubblico, anche se occorre evidenziare che nel settore Pubblica Amministrazione nessuna professione raggiunge la soglia utilizzata.

È importante sottolineare che, mentre la selezione nell'occupazione è relativa alle sole donne, il processo che considera il tipo di lavoro svolto è considerato anche per gli uomini. Ci interessa infatti sapere se l'effetto del raggruppamento delle donne in particolari occupazioni comporti un effetto sui differenziali di genere, considerando proprio l'effetto selettivo e decisionale che c'è in confronto a queste particolari occupazioni. Nulla toglie però che anche alcuni uomini possano avere preferenze tali da portarli ad avere professioni tipicamente femminili.

#### 4. Il modello

Come detto, il processo di selezione è differente per uomini e donne. Partendo dalle donne, abbiamo stimato il processo decisionale attraverso un modello a selezione bivariata (Sorensen, 1989).

Se si considerasse il tipo di professione svolta come un fattore esogeno, gli effetti di questo fenomeno sui redditi da lavoro potrebbero essere descritti dall'equazione salariale, stimata tramite il metodo dei minimi quadrati ordinari, secondo l'equazione (3) precedentemente riportata.

Tuttavia, questo modello potrebbe essere affetto dalla distorsione derivante dal *sample selection* e dall'endogeneità del tipo di occupazione. Il collettivo delle donne in età attiva che non lavorano potrebbe essere sistematicamente diverso da quello delle donne che lavorano, e questo deve essere tenuto in considerazione nel processo di determinazione dei redditi. Inoltre, la scelta di non lavorare potrebbe essere attribuita all'esistenza di offerte salariali inferiori al salario di riserva. La

---

<sup>3</sup> Sarebbe probabilmente più utile utilizzare la sola professione in una modalità maggiormente disaggregata, poiché sono le mansioni, piuttosto che il settore di attività economica, a determinare i carichi di lavoro e, quindi, le occupazioni maschili e femminili. Poiché, però, si avevano a disposizione solamente 13 modalità professionali, si è preferito incrociare questa informazione con il settore di attività economica che è comunque un dato informativo. In questo lavoro si usano indifferentemente i termini professione ed occupazione, anche se, a rigore, l'occupazione è stata definita tramite l'incrocio tra il settore di attività economica e la professione, quest'ultima derivante dalla classificazione Isco (Istat, 2001), che considera le mansioni del lavoratore.

natura endogena dell'occupazione nasce invece della potenziale correlazione esistente tra  $T$ , o meglio, tra il processo decisionale che porta ad avere un valore  $T=1$ , e il termine di errore nell'equazione (3). Il parametro  $e_i$  cattura infatti l'effetto di quelle caratteristiche non osservabili (aspirazione, determinazione, motivazione, capacità non osservabili...) che potrebbero anche influenzare la probabilità per un individuo di essere occupato in un lavoro tipicamente femminile. Questo significa che i disturbi del processo decisionale possono essere correlati con il termine di errore dell'equazione dei salari, violando una delle condizioni per l'utilizzo degli stimatori dei Minimi Quadrati Ordinari (Kennedy, 1996).

In questo lavoro è stato utilizzato un modello probit bivariato con selezione che consiste nella stima simultanea di due equazioni, una per la scelta se lavorare o meno, l'altra, relativa alle sole occupate, per la decisione se accettare un lavoro tipicamente femminile.

$$L = A_L Z_L + \varepsilon_L \quad (4)$$

$$T = A_T Z_T + \varepsilon_T \quad (5)$$

La variabile binaria  $L_i$  presenta quindi valore 1 se la donna lavora e 0 altrimenti,

$$L_i = 0 \quad \text{se la donna non lavora } (L_i^* < 0)$$

$$L_i = 1 \quad \text{se la donna lavora } (L_i^* \geq 0)$$

dove l'asterisco indica la funzione di utilità individuale non osservabile.

Analogamente, la variabile binaria  $T_i$  assume valore 1 se la donna svolge un'occupazione tipicamente femminile e 0 altrimenti. I vettori  $A_L$  e  $A_T$  rappresentano le variabili esplicative utilizzate.

$$T_i = 0 \quad \text{se la donna non svolge un'occupazione femminile } (T_i^* < 0)$$

$$T_i = 1 \quad \text{se la donna svolge un'occupazione femminile } (T_i^* \geq 0)$$

Questo modello controlla per le determinanti non osservabili che guidano la scelta di lavorare e del tipo di occupazione da svolgere. La specificazione bivariata permette alle due variabili *outcome* di essere influenzate dagli stessi fattori non osservabili secondo un coefficiente di correlazione  $\rho$  che ci indica se, in che misura e in che direzione i disturbi si stanno muovendo: questo significa che un coefficiente di correlazione significativamente differente da 0 implica che le stesse caratteristiche non osservabili guidano in qualche misura entrambi i processi decisionali. Una volta ottenute le

stime dei parametri delle due equazioni, è possibile calcolare, secondo la procedura a due stadi di

Heckman (1979), un termine di selezione,  $\lambda$ , pari all'inverso del coefficiente di Mill, da introdurre nel modello come ulteriore regressore che tenga conto della selezione femminile nell'occupazione.

$$\lambda = \frac{\varphi(A_L Z_L)}{\Phi(A_L Z_L)} \quad (6)$$

dove  $\varphi$  è la funzione di densità della distribuzione normale standardizzata e  $\Phi$  è la distribuzione normale standardizzata cumulata.

Inoltre, per considerare l'endogeneità del tipo di occupazione svolta, ancora secondo un approccio a due stadi, la variabile T è sostituita dalla stima di una Variabile Strumentale proveniente dalla seconda probit e pari al valore predetto di essere occupati in una professione tipicamente femminile ( $T^*$ ).

In questa maniera l'equazione dei redditi per le donne diventa

$$\log Y_i = X_i \beta_i + T^*_i \delta_i + \lambda_i \gamma_i + e_i \quad (7)$$

Per gli uomini va considerato un solo processo decisionale: dato che questo gruppo non fa selezione su lavorare o meno, l'unico processo da considerare è quello relativo al tipo di occupazione attraverso il quale ottenere la Stima della Variabile Strumentale  $T^*$  come valore predetto dalla probit per la probabilità di avere un'occupazione tipicamente femminile.

Le variabili utilizzate come esplicative sono le stesse utilizzate nel collettivo delle donne sia per questo processo decisionale che per l'equazione dei salari. In questa maniera la decomposizione di Oaxaca-Blinder (Equazione (2)) può assumere la forma:

$$\log \bar{Y}_M - \log \bar{Y}_F = \left[ (\bar{X}_M - \bar{X}_F) \hat{\beta}_M + (\bar{T}^*_M - \bar{T}^*_F) \hat{\delta}_M \right] + \left[ (\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_F) \bar{X}_F + (\hat{\delta}_M - \hat{\delta}_F) \bar{T}^*_F - \gamma_F \lambda_F \right] \quad (8)$$

dove il primo termine valuta l'"effetto dotazione" e il secondo l'"effetto coefficienti", utilizzando tra le esplicative il coefficiente  $\lambda$  e la variabile calcolata  $T^*$  al posto della variabile osservata T. Per costruzione, quindi, il processo di selezione delle donne nell'occupazione impatta sul solo effetto coefficienti, mentre il processo di selezione nel tipo di lavoro svolto impatta su entrambi gli effetti.

## 5. Le variabili utilizzate

Ci sono tre diverse equazioni che devono essere stimate: la prima, relativa alle sole donne, vede come variabile dipendente l'essere occupate o meno. Anzitutto, il collettivo è stato ristretto alle donne in età attiva (15-64 anni) tenendo in considerazione solamente le occupate e le casalinghe. Non sono cioè state considerate quante sono occupate in altro, ad esempio negli studi o in pensione, o che risultano disoccupate, poiché queste ultime sono comunque presenti sul mercato del lavoro, mentre a noi interessa mettere a confronto le casalinghe, che si occupano a tempo pieno della casa e della famiglia, con le occupate.

Le variabili esplicative utilizzate sono di tre generi:

- variabili che misurano investimento in capitale umano, quale il titolo di studio
- caratteristiche demografiche, come l'età, la cittadinanza, lo stato civile, la presenza di bambini in famiglia, la ripartizione e l'ampiezza demografica del comune di residenza
- variabili relative alla condizione della famiglia, come il numero di percettori di reddito, esclusa la donna in analisi, rapportato al numero dei componenti familiari

La seconda variabile dipendente, studiata sia per le donne che per gli uomini, è una variabile *dummy* che indica se l'individuo è occupato in una professione tipicamente femminile. La seconda equazione da stimare è quindi relativa ai soli occupati. Come detto, l'individuazione delle professioni tipicamente femminili è stata ottenuta tramite integrazione dei nostri dati campionari con le informazioni della Rilevazione continua sulle forze di lavoro dell'Istat, individuando come tipicamente femminili le occupazioni, ottenute incrociando la classificazione delle professioni con la classificazione delle attività economiche, in cui la presenza femminile è pari ad almeno il 150% della quota di donne tra tutti gli occupati.

Le variabili esplicative utilizzate sono di diversa natura: ci sono variabili indicatrici della dotazione di capitale umano, quali il titolo di studio, l'esperienza lavorativa maturata durante tutto il proprio arco di vita e un'informazione relativa al numero di volte che l'individuo ha cambiato lavoro: l'ipotesi è che cambiando lavoro si vada a migliorare la propria condizione in termini di caratteristiche dell'occupazione desiderate e si acquisiscano capacità nuove da rivendere sul mercato.

Sono state poi utilizzate informazioni demografiche, quali la cittadinanza, lo stato civile, la presenza di bambini in famiglia, la ripartizione e l'ampiezza demografica del comune di residenza. Ci sono inoltre indicazioni relative alle determinanti che l'individuo ha ritenuto importanti al momento del conseguimento del lavoro svolto, quale il livello di protezione sociale offerto

(maternità, malattia, pensione...), la possibilità di gestire in maniera autonoma e flessibile il proprio lavoro e il proprio orario di lavoro, la stabilità del rapporto di lavoro ed il livello di soddisfazione professionale offerto (ad eccezione del salario). L'idea sottesa è che queste caratteristiche siano più tipiche dei lavori femminili rispetto a quelli maschili, dove più spesso conta il salario, e dovrebbero quindi portare con maggiore frequenza ad avere professioni da donna. Infine, sono state utilizzate una variabile *dummy* che indica se la famiglia si avvale di un aiuto esterno (colf, badanti, baby sitter...) per la gestione della casa e della famiglia e il numero di ore normalmente dedicate alle incombenze familiari in una giornata ferialle. Nel primo caso dovrebbe essere minore la probabilità di avere una professione femminile mentre, all'aumentare delle ore a disposizione delle incombenze familiari, questa probabilità dovrebbe aumentare, anche se non è chiaro, relativamente a queste due variabili, se siano una causa o una conseguenza del tipo di lavoro svolto. L'equazione dei salari, infine, viene ancora stimata separatamente per uomini e donne, e vede come variabile dipendente il logaritmo naturale del salario orario netto.

Si noti subito come questa variabile, che è quella usualmente utilizzata in analisi del genere, comporti un problema: le occupazioni a tempo parziale possono vedersi assegnato un "vantaggio" dovuto alla progressività delle imposte anche quando il reddito percepito è minore poiché si lavora di meno, e le occupazioni a tempo parziale si trovano con maggiore frequenza tra le donne e tra le occupazioni femminili, come mostrato in Tavola 1.

**Tavola 1 - Frequenza percentuale del part-time tra gli uomini occupati, le donne occupate, le occupazioni tipicamente femminili e le altre occupazioni.**

	Uomini	Donne	Occupazioni femminili	Altre occupazioni
Percentuale	3,2%	25,2%	19,5%	12,1%

In conseguenza del diverso ricorso al part-time, oltre che a una maggiore presenza maschile sul posto di lavoro in termini di orario anche quando l'occupazione è a tempo pieno, il numero di ore lavorate settimanalmente è pari, nella base dati utilizzata, mediamente a più di 40 ore per gli uomini e a quasi 34 ore per le donne.

Dall'analisi sono stati esclusi i lavoratori autonomi poiché sia le ore lavorate che i redditi netti dipendono troppo da fattori "esogeni", quali la situazione economica del paese o il livello di evasione fiscale; inoltre, volendo studiare il differenziale salariale anche in relazione a pratiche discriminatorie da parte dei datori di lavoro, gli autonomi non possono essere inseriti. Sono stati

invece considerati nel collettivo anche i pubblici dipendenti. È vero che il settore pubblico è un settore altamente regolamentato sia nell'accesso che nelle progressioni, ma è altrettanto vero che per accedere occorre comunque avere selezionato il pubblico impiego tra le professioni possibili.

Inoltre, cosa ancora più importante, esistono anche nel pubblico impiego differenti accessi di genere ai livelli più elevati, specialmente quando questi sono decisi non per concorso ma per conferimento.

Non c'è un consenso unanime tra gli economisti su quali siano le variabili esplicative da considerare in un modello salariale, ma queste dipendono fondamentalmente dal tipo di analisi da svolgere (Cain, 1986). Tutti sono d'accordo sul fatto che debbano essere incluse informazioni sulla dotazione di capitale umano e informazioni demografiche "di controllo". Nel modello abbiamo considerato:

- il titolo di studio
- l'esperienza lavorativa maturata durante tutto il proprio arco di vita
- il numero di volte che l'individuo ha cambiato lavoro
- il numero di anni nell'attuale lavoro

Come variabili demografiche sono state invece considerate:

- l'età
- la cittadinanza
- la ripartizione e l'ampiezza demografica del comune di residenza

Queste informazioni possono poi essere integrate da informazioni relative all'occupazione svolta: nel modello abbiamo considerato tre *dummy* che indicano se si lavora a tempo parziale, a tempo determinato, e la *dummy* relativa al tipo di occupazione, femminile o meno, e una variabile sulla dimensione dell'impresa per la quale si lavora. Non sono state invece utilizzate le informazioni relative alla professione e al settore di attività economica: ciò anzitutto per un motivo "tecnico", dato che l'individuazione dei lavori tipicamente femminili è avvenuto tramite l'incrocio di queste due variabili. Inoltre esse potrebbero nascondere l'effetto della discriminazione che avviene al momento dell'assunzione. Infine, e soprattutto, professione e settore di attività sono in parte risultato di una scelta a priori, e sono "guidate" dalle caratteristiche individuali che hanno portato ad avere un determinato lavoro. Ad esempio, l'effetto sul reddito derivante dall'essere occupati nel settore Agricoltura viene quindi non tanto dall'essere occupato in quel determinato settore, ma dalle caratteristiche individuali considerate e dal precedente processo decisionale. Analogamente, non sono state considerate le informazioni sulla famiglia (presenza di figli, stato civile, percettori e componenti) e sulle motivazioni che hanno portato ad accettare il proprio posto di lavoro.

Queste sono infatti variabili che non influenzano in maniera diretta il salario percepito, quanto piuttosto la decisione di lavorare e il tipo di lavoro da svolgere che, a loro volta, influenzano il salario. In quest'ottica, sono quindi state utilizzate come variabili strumentali per la stima di  $\lambda$  e di  $T^4$ . Nella versione dell'equazione salariale che corregge per la selezione nell'occupazione per le donne e per l'endogeneità del tipo di lavoro svolto per entrambi i collettivi è stata aggiunta la variabile  $\lambda$ , relativa alla selezione, e la variabile  $T$ , lavoro tipicamente femminile, è sostituita dalla stima della Variabile Strumentale,  $T^*$ , pari alla probabilità stimata di essere occupato in quel determinato tipo di lavoro.

Una volta che abbiamo selezionato il campione secondo i nostri obiettivi eliminando le osservazioni con variabili di interesse mancanti, rimaniamo con un collettivo di 5.641 donne, delle quali il 59,5% lavora, e di 4.728 uomini lavoratori dipendenti. Le donne impegnate in lavori tipicamente femminili sono il 55,2% del collettivo delle lavoratrici, mentre questa percentuale è pari al 16,5% tra gli uomini. Il salario orario netto medio è pari a 9,35 euro per gli uomini e 8,60 euro per le donne.

Tavola 2. Definizione delle variabili

Variabile	Definizione
<b>Variabili dipendenti</b>	
OCCU	Variabile <i>dummy</i> : 1 se l'individuo lavora; 0 altrimenti.
T	Variabile <i>dummy</i> : 1 se l'individuo è occupato in una professione tipicamente femminile; 0 altrimenti.
logY	Variabile continua: logaritmo naturale del salario orario.
<b>Variabili esplicative</b>	
<b><u>Caratteristiche personali o familiari</u></b>	
<b>Età</b>	
ETA1	Variabile <i>dummy</i> : 1 se l'individuo ha meno di 33 anni; 0 altrimenti
ETA2	Variabile <i>dummy</i> : 1 se l'individuo ha tra 33 e 40 anni; 0 altrimenti
ETA3	Variabile <i>dummy</i> : 1 se l'individuo ha tra 41 e 49 anni; 0 altrimenti
ETA4	Variabile <i>dummy</i> : 1 se l'individuo ha più di 49 anni; 0 altrimenti
SPOSATO	Variabile <i>dummy</i> : 1 = sposato; 0 altrimenti.
DIVORZIATO	Variabile <i>dummy</i> : 1 = divorziato o separato; 0 altrimenti.
FIGLIO3	Variabile continua: Numero di bambini fino a tre anni.

<sup>4</sup> La stima di variabili che correggono sia per la selezione che per l'endogeneità tramite la procedura a due stadi prevede che tra le esplicative delle equazioni dei processi decisionali  $Z$  siano inserite variabili, dette variabili strumentali, che possano essere escluse dall'equazione dei salari.

FIGLI06	Variabile continua: Numero di bambini da quattro a sei anni.
FIGLI14	Variabile continua: Numero di bambini da sette a quattordici anni
CITTADINANZA	Variabile <i>dummy</i> : 1 = straniero; 0 altrimenti.
ORECASA	Variabile continua: Numero di ore dedicate alla cura della famiglia (cura dei figli, cura di altri parenti, lavoro domestico) in un giorno feriale.
SODDI	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Soddisfazione professionale determinante per accettare il lavoro; 0 altrimenti.
STABI	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Stabilità del rapporto di lavoro come determinante per accettare il lavoro; 0 altrimenti.
PROTEZI	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Livello di protezione sociale come determinante per accettare il lavoro; 0 altrimenti.
TEMPO	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Gestione dell'orario di lavoro come determinante per accettare il lavoro; 0 altrimenti.
RATIO	Variabile continua: Rapporto tra numero di percettori di reddito e numero di componenti in famiglia.
AIUTO	Variabile <i>dummy</i> . 1 = Aiuto per il lavoro domestico; 0 altrimenti.
<b><i>Ripartizione di residenza</i></b>	
RIP1	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Nord-Ovest; 0 altrimenti
RIP2	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Nord-Est; 0 altrimenti
RIP3	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Centro; 0 altrimenti
RIP4	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Mezzogiorno; 0 altrimenti
<b><i>Ampiezza demografica del comune</i></b>	
DOM1	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Fino a 10.000 abitanti; 0 altrimenti.
DOM2	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Da 10.001 a 30.000 abitanti; 0 altrimenti.
DOM3	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Da 30.001 a 100.000 abitanti; 0 altrimenti.
DOM4	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Oltre 100.000 abitanti; 0 altrimenti.
<b><i>Variabili di capitale umano</i></b>	
<b><i>Anni di esperienza lavorativa</i></b>	
ESPE1	Variabile <i>dummy</i> : 1 = meno di 10 anni; 0 altrimenti
ESPE2	Variabile <i>dummy</i> : 1 = tra 10 e 17 anni; 0 altrimenti
ESPE3	Variabile <i>dummy</i> : 1 = tra 18 e 26 anni; 0 altrimenti
ESPE4	Variabile <i>dummy</i> : 1 = 27 anni e più; 0 altrimenti
<b><i>Anni nell'attuale lavoro</i></b>	
TENURE1	Variabile <i>dummy</i> : 1 = meno di 4 anni; 0 altrimenti
TENURE2	Variabile <i>dummy</i> : 1 = tra 4 e 8 anni; 0 altrimenti
TENURE3	Variabile <i>dummy</i> : 1 = tra 9 e 18 anni; 0 altrimenti
TENURE4	Variabile <i>dummy</i> : 1 = 19 anni e più; 0 altrimenti



<u>Titolo di studio</u>	
TITSTU1	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Nessun titolo / licenza elementare; 0 altrimenti
TITSTU2	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Licenza media. 0 altrimenti.
TITSTU3	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Diploma scuola secondaria superiore; 0 altrimenti.
TITSTU4	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Nessun titolo / licenza elementare.
<u>Cambi di lavoro</u>	
CAMBIO1	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Mai cambiato lavoro; 0 altrimenti.
CAMBIO2	Variabile <i>dummy</i> : 1= cambiato lavoro una o due volte; 0 altrimenti.
CAMBIO3	Variabile <i>dummy</i> : 1= cambiato lavoro tre o più volte; 0 altrimenti.
<u>Caratteristiche del lavoro</u>	
DETE	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Contratto a termine; 0 altrimenti.
PART-TIME	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Lavoro a tempo parziale; 0 altrimenti.
T	Variabile <i>dummy</i> : 1 = Lavoro tipicamente femminile; 0 altrimenti.
<u>Ampiezza dell'impresa</u>	
DIM1	Variabile <i>dummy</i> : fino a 9 persone; 0 altrimenti.
DIM2	Variabile <i>dummy</i> : da 10 a 19 persone; 0 altrimenti.
DIM3	Variabile <i>dummy</i> : da 20 a 49 persone; 0 altrimenti.
DIM4	Variabile <i>dummy</i> : da 50 a 249 persone; 0 altrimenti.
DIM5	Variabile <i>dummy</i> : Da 250 persone in su; 0 altrimenti.
<u>Variabili di selezione</u>	
T*	Variabile continua: Probabilità predetta di essere occupato in un lavoro tipicamente femminile.
$\lambda$	Variabile continua: Termine di selezione nell'occupazione.

## 6. Risultati empirici

Analizziamo anzitutto i risultati relativi al modello a doppia selezione per le donne<sup>5</sup> (Tavola 3). La prima cosa che si osserva è che il coefficiente di correlazione tra i disturbi delle due equazioni è positivo e pari a 0.09. Il coefficiente positivo implica che le donne che lavorano tendono a occupare professioni tipicamente femminili più spesso di quanto avrebbero fatto le donne che non lavorano se avessero lavorato. L'errore standard, però, ci porta a non

<sup>5</sup> I modelli utilizzati sono stati stimati attraverso l'uso dei coefficienti di riporto all'universo normalizzati. Questi sono pari a:  $\pi_i = p_i \cdot n/N$ , dove  $p_i$  è il coefficiente di riporto,  $n$  è la numerosità campionaria e  $N$  è la numerosità della popolazione, pari alla somma dei coefficienti di riporto nel campione (l'indice  $i$  rappresenta un generico individuo). In questa maniera è possibile considerare le caratteristiche strutturali della popolazione di riferimento utilizzate nel disegno di campionamento e nella procedura di ponderazione senza inflazionare la numerosità dei modelli: si evitano quindi le distorsioni che si avrebbero utilizzando il campione non ponderato, derivanti dallo specifico piano di campionamento e dalla mancata risposta, senza le conseguenze che si avrebbero sui test statistici per la significatività dei coefficienti derivanti dall'utilizzo dei coefficienti di riporto non normalizzati.

considerare questo coefficiente come statisticamente differente da 0. L'effetto congiunto di caratteristiche non osservabili che stanno guidando entrambi i processi decisionali ha quindi un'intensità piuttosto debole.

Analizziamo brevemente le caratteristiche individuali che portano le donne a lavorare. Si nota innanzitutto, e non sorprendentemente, la maggiore probabilità di occupazione per le donne con elevati titoli di studio e una minore probabilità nelle aree con elevati tassi di disoccupazione femminile: quando ci sono condizioni non ottimali del mercato del lavoro, come nel Mezzogiorno, sono anzitutto i gruppi che incontrano maggiori difficoltà, come le donne, a rimanere fuori dal mercato.

Vale la pena evidenziare che la presenza di altri percettori (tramite il rapporto tra numero di percettori, esclusa l'unità di analisi, e numero di componenti in famiglia) presenta un coefficiente positivo: più sono i percettori in famiglia, più la donna ha comunque probabilità di lavorare.

Anche la presenza di bambini in famiglia determina una maggiore probabilità di lavorare, probabilmente a causa di una maggiore necessità di risorse economiche (ma può anche essere vero il contrario, ossia che le famiglie plurireddito possono permettersi i figli). Questo risultato è in contrasto con l'effetto scoraggiamento trovato da Addabbo e Favaro (2007), che vedono peraltro come tale effetto sia decrescente al crescere dell'età dei figli. Le donne straniere presentano una minore probabilità di lavorare, parte per difficoltà di integrazione e parte per diversi modelli culturali da parte degli stranieri. Infine, relativamente allo stato civile, le donne sposate presentano una minore probabilità di lavorare mentre le divorziate hanno una probabilità maggiore: il matrimonio influenza negativamente la probabilità di occupazione della donna.

Tavola 3 - Modello probit bivariato per la probabilità di lavorare e di avere un lavoro tipicamente femminile (donne)

Variabile	Dipendente: Occu		Dipendente: T	
	Stima	Errore standard	Stima	Errore standard
Intercetta	-1,1072*	0,1225	-0,7053*	0,1423
<b>Età (base=Eta1)</b>				
<i>Eta2</i>	0,2351*	0,0881		
<i>Eta3</i>	0,1881*	0,0909		
<i>Eta4</i>	-0,2590*	0,0949		
Cittadinanza	-0,5904*	0,2114	-0,2721	0,2357
Sposata	-1,4853*	0,0795	0,1844*	0,0617
Divorziata	0,9298*	0,1524	0,1248	0,1036
Figli03	0,1949*	0,0752	-0,3398*	0,0739
Figli06	0,2936*	0,0694	-0,1063	0,0702
Figli14	0,2289*	0,0437	0,0900*	0,0455

Ripartizione di residenza (base=Rip1)				
Rip2	-0,0707	0,0677	0,0981	0,0598
Rip3	-0,2167*	0,0689	0,0527	0,0651
Rip4	-0,4188*	0,0615	0,2275*	0,0681
Ampiezza demografica del comune (base=Dom1)				
Dom2	-0,1082**	0,0639	0,0144	0,0630
Dom3	0,0099	0,0660	-0,0426	0,0634
Dom4	-0,0210	0,0655	0,0554	0,0632
Ratio	0,0522*	0,0015		
Titolo di studio (base=Titstu1)				
Titstu2	1,0442*	0,0765	0,0390	0,1128
Titstu3	1,8619*	0,0813	0,3896*	0,1177
Titstu4	2,5044*	0,1119	0,6066*	0,1315
Anni di esperienza lavorativa (base=Espe1)				
Espe2			0,3836*	0,0652
Espe3			0,2633*	0,0689
Espe4			0,3744*	0,0758
Cambi di lavoro (base=Cambio1)				
Cambio2			-0,2903*	0,0543
Cambio3			-0,2533*	0,0577
Soddi			0,3071*	0,0488
Stabi			-0,1212*	0,0476
Protezi			0,0462	0,0641
Tempo			-0,0837	0,0553
Aiuto			-0,2568*	0,0690
Orecasa			0,0302*	0,0086
ρ	0,0954	0,0682		
Numero osservazioni	5.641		3.355	
Log verosimiglianza			-3.979	

\* significativo al 95%; \*\* significativo al 90%

Relativamente alle determinanti del tipo di lavoro svolto, si vede innanzitutto una diversa influenza delle variabili di capitale umano: mentre una maggiore esperienza lavorativa e un più elevato titolo di studio (di scuola secondaria superiore o universitario) comportano una maggiore probabilità di avere una professione tipicamente femminile, l'aver cambiato lavoro, acquisendo quindi presumibilmente maggiori esperienze e professionalità, comporta una minore probabilità di avere una professione a caratterizzazione femminile. Diverso è l'impatto a seconda dell'età dei bambini presenti

in famiglia: la presenza di bambini piccoli, al di sotto dei 3 anni, comporta una minore probabilità, ma il contrario accade con la presenza di bambini più cresciuti, dai sette ai quattordici anni.

Come atteso, invece, il matrimonio spinge le donne ad avere occupazioni femminili, che più spesso permettono di conciliare i tempi del lavoro con quelli della famiglia. Sorprendenti, e in parte inspiegabili, sono i risultati relativi alle motivazioni che gli intervistati hanno fornito come determinanti per accettare il lavoro: la stabilità del posto di lavoro non ha il segno positivo atteso ma, al contrario, presenta un impatto negativo. Il livello di protezione sociale (maternità, malattia...) e la possibilità di gestire l'orario di lavoro non risultano essere determinanti statisticamente significative.

Solamente l'informazione relativa alla soddisfazione professionale (escludendo la soddisfazione economica) presenta il segno positivo atteso: quante hanno valutato importante la soddisfazione sul lavoro al momento del conseguimento del lavoro hanno una maggiore probabilità di avere un'occupazione femminile. Infine, i coefficienti delle variabili relative all'esistenza di un aiuto esterno per la gestione della famiglia (colf, baby sitter, badante...) e il numero di ore dedicate alla gestione della casa e della famiglia presentano i segni attesi, negativo e positivo, anche se in questo caso non è chiaro se è una causa o una conseguenza del tipo di professione svolto dalla donna.

Passando all'analisi della probit univariata relativa agli uomini (Tavola 4), vengono confermati i risultati relativi alla dotazione di capitale umano: una maggiore esperienza lavorativa in termini di anni lavorativi e un più elevato titolo di studio comportano una maggiore probabilità di avere un'occupazione femminile, mentre l'aver cambiato lavoro comporta una diminuzione di questa probabilità. Per gli uomini, la presenza di bambini in famiglia ha sempre un impatto negativo sulla probabilità di avere un'occupazione femminile. Al Centro-Sud è più elevata la probabilità di occupazione femminile, probabilmente a causa di una più elevata incidenza di occupazioni del settore pubblico (che presenta una cospicua presenza di donne) rispetto al Nord. Questo risultato, limitatamente al solo Mezzogiorno, era già stato riscontrato nel collettivo delle donne. Per quanto riguarda le motivazioni che hanno portato ad accettare il posto di lavoro occupato, sia la stabilità del posto che la possibilità di gestire l'orario non risultano significative, mentre il livello di protezione sociale offerto presenta il segno positivo atteso. La soddisfazione professionale, ancora al netto del livello retributivo, presenta un impatto negativo, opposto rispetto a quanto trovato per le donne.

Questi risultati mostrano quindi come siano differenti le preferenze di uomini e donne verso le caratteristiche desiderabili del lavoro. Ancora, il numero di ore dedicate alla famiglia presenta il coefficiente positivo, ma, come già per le donne, non è chiaro se sia una causa o una conseguenza del tipo di lavoro, mentre la presenza di un aiuto

in famiglia nella gestione della casa non risulta essere una determinante significativa del tipo di lavoro svolto, a dimostrazione che in Italia la gestione della casa e della famiglia è competenza prettamente femminile.

Tavola 4 - Modello probit per la probabilità di avere un lavoro tipicamente femminile (uomini)

Variabile	Stima	Errore standard
Intercetta	-2,1459*	0,1448
Cittadinanza	0,7802*	0,2144
Sposato	0,1249**	0,0689
Divorziato	-0,1748	0,1521
Figli03	-0,3482*	0,0798
Figli06	-0,1426**	0,0734
Figli14	-0,1663*	0,0433
<b>Ripartizione di residenza (base=Rip1)</b>		
Rip2	0,0250	0,0733
Rip3	0,3810*	0,0693
Rip4	0,4709*	0,0627
<b>Ampiezza demografica del comune (base=Dom1)</b>		
Dom2	0,1674*	0,0633
Dom3	0,1599*	0,0648
Dom4	0,1070	0,0672
<b>Titolo di studio (base=Titstu1)</b>		
Titstu2	0,3482*	0,1138
Titstu3	0,5408*	0,1143
Titstu4	1,2141*	0,1274
<b>Anni di esperienza lavorativa (base=Espe1)</b>		
Espe2	0,2138*	0,0757
Espe3	0,1779*	0,0813
Espe4	0,3765*	0,0847
<b>Cambi di lavoro (base=Cambio1)</b>		
Cambio2	-0,2180*	0,0592
Cambio3	-0,1484*	0,0571
Soddi	-0,1235*	0,0498
Stabi	0,0147	0,0486
Protezi	0,2118*	0,0693
Tempo	0,0579	0,0613
Aiuto	-0,0842	0,0815
Orecasa	0,0746*	0,0101
Log verosimiglianza		-1.901
Numero di osservazioni		4.728

\* significativo al 95%; \*\* significativo al 90%

## 7. Le equazioni dei redditi

Osserviamo innanzitutto se la nostra ipotesi di selezione non casuale del campione delle donne nel lavoro e dell'endogeneità del tipo di occupazione, femminile o meno, sono confermate (Tavola 5 e Tavola 6). Il termine di selezione per le donne,  $\lambda$ , presenta l'atteso segno positivo, che conferma l'ipotesi che le donne che lavorano hanno salari maggiori di quanto avrebbero ottenuto le donne rimaste fuori dal mercato del lavoro se avessero lavorato: le donne con maggiore probabilità di lavorare hanno quindi caratteristiche salariali non osservate mediamente più alte.

Gli errori dell'equazione di selezione sono quindi correlati positivamente con gli errori dell'equazione dei salari, e questo processo selettivo deve essere esplicitamente considerato.

Relativamente al coefficiente del tipo di lavoro svolto, mentre nelle due Ols non corrette l'aver una professione tipicamente femminile, a parità di altre condizioni, comporta un guadagno salariale sia per gli uomini (+4,6%) che per le donne (+6%), e questo è più forte per le donne, una volta che si utilizza come Variabile Strumentale la probabilità stimata ( $T^*$ ), il coefficiente per gli uomini non risulta più statisticamente significativo, e comunque con segno negativo, mentre per le donne presenta un impatto fortemente positivo (circa +20,3%)<sup>6</sup>. I risultati indicano l'esistenza di un chiaro processo selettivo che opera in direzioni opposte per uomini e donne: gli uomini presentano una selezione "positiva", cioè quanti sono impiegati in lavori tipicamente femminili avrebbero comunque guadagnato più degli altri anche se avessero trovato un altro tipo di lavoro, e quindi l'effetto positivo di  $T=1$  viene annullato.

Viceversa, le donne presentano una selezione "negativa", cioè le donne in lavori tipicamente femminili presentano caratteristiche non osservabili che hanno un impatto negativo sui salari, e quindi l'effetto positivo di  $T=1$ , considerando queste caratteristiche non osservabili, viene amplificato.

Relativamente alle altre esplicative<sup>7</sup>, partendo dal blocco relativo alle variabili demografiche, si vede come i coefficienti relativi all'età assumano il valore atteso, con significativi guadagni al crescere dell'età. Inoltre, il guadagno è maggiore per le donne, con un +24,6% stimato nella classe più anziana rispetto alla base, contro il +13,9% degli uomini. Un risultato controintuitivo è relativo

<sup>6</sup> È utile evidenziare che mentre la variabile *dummy*  $T$  assume valori 0 e 1, la variabile  $T^*$  è una probabilità che assume valori compresi tra 0 e 1, ma il valore medio delle due è praticamente la stessa (circa 0.55 tra le donne e 0.16 tra gli uomini), con un forte impatto sulla decomposizione di Oaxaca-Blinder.

<sup>7</sup> Avendo riscontrato l'esistenza di entrambi i processi selettivi, si commentano le sole versioni che considerano questi processi, cioè le colonne di destra delle Tavole 5 e 6.

alla ripartizione di residenza del lavoratore per gli uomini: il segno è sempre negativo per le ripartizioni diverse dal Nord-Ovest, ma l'analisi della significatività dei coefficienti ci porta a dire che solamente il Nord-Est sembra soffrire di un gap salariale rispetto al Nord-Ovest; per le donne, risulta invece che tutte le residenti al di fuori del Nord-Ovest guadagnano meno. L'ampiezza demografica del comune di residenza non risulta invece avere effetti apprezzabili sul salario orario percepito in nessuno dei due collettivi.

Le variabili di capitale umano seguono invece i risultati attesi: l'aumentare del titolo di studio comporta maggiori introiti e l'effetto aggiuntivo dei diversi titoli comporta un vantaggio leggermente superiore per le donne. Anche le variabili relative al numero di anni di esperienza lavorativa presentano l'impatto atteso, ma mentre per gli uomini il vantaggio aumenta col crescere degli anni di esperienza, fino ad un più 18% per quanti hanno più di 26 anni di esperienza rispetto alla classe base (meno di 10 anni), per le donne il valore aggiuntivo è pari a un +7,1%.

Anche il numero di anni nella stessa occupazione presenta un effetto positivo sul rendimento salariale, sia per gli uomini che per le donne. Analizzando l'effetto del numero di cambi di lavoro effettuati durante il proprio corso di vita lavorativa, si osserva come questi abbiano un impatto negativo sia per le donne che per gli uomini (per secondi limitatamente ad un numero di cambi superiore a tre). Si riscontra altresì che per le donne l'effetto è molto superiore rispetto a quello riscontrato tra gli uomini. Una possibile spiegazione rientra nella tipicità del lavoro familiare in Italia, che ricade con frequenza molto maggiore sulle donne: è possibile che all'ingresso nel mercato del lavoro le donne tendano a dare una valutazione del salario tra le caratteristiche desiderabili simile a quella degli uomini. Una volta che le giovani donne formano una famiglia, con tutto il carico che deriva dalla gestione della casa e dei figli, possono cercare professioni diverse che, a fronte di un minore guadagno, permettono di gestire in maniera più efficiente il proprio tempo.

Passando all'analisi delle informazioni relative al lavoro dell'individuo, l'effetto di un lavoro a tempo determinato presenta impatto negativo sul livello del reddito, specialmente per gli uomini, mentre un'occupazione a tempo parziale ha l'effetto positivo atteso, dovuto alla progressività delle imposte: l'effetto è peraltro circa tre volte più forte per gli uomini. Infine, la dimensione dell'azienda è una forte determinante del livello salariale, con le aziende di piccole dimensioni che offrono minori salari ai propri dipendenti.

Tavola 5 - Equazione salariale delle donne: Ols non corretta ed Ols corretta per selezione nell'occupazione e selezione nel tipo di lavoro svolto (donne)

Variabile	Modello senza selezioni		Modello con selezioni	
	Stima	Errore Standard	Stima	Errore Standard
Intercetta	1,3358*	0,0333	1,2712*	0,0377
<b>Età (base=Eta1)</b>				
Eta2	0,1698*	0,0167	0,1708*	0,0168
Eta3	0,1705*	0,0195	0,1705*	0,0197
Eta4	0,2431*	0,0245	0,2457*	0,0248
Cittadinanza	0,1039**	0,0546	0,1056**	0,0550
<b>Ripartizione di residenza (base=Rip1)</b>				
Rip2	-0,0328*	0,0136	-0,0395*	0,0139
Rip3	-0,0367*	0,0146	-0,0428*	0,0147
Rip4	-0,0378*	0,0147	-0,0584*	0,0160
<b>Ampiezza demografica del comune (base=Dom1)</b>				
Dom2	-0,0080	0,0144	-0,0082	0,0144
Dom3	-0,0066	0,0143	-0,0049	0,0144
Dom4	-0,0182	0,0142	-0,0196	0,0143
<b>Titolo di studio (base=Titstu1)</b>				
Titstu2	0,1622*	0,0261	0,1690*	0,0270
Titstu3	0,4108*	0,0262	0,4059*	0,0296
Titstu4	0,6935*	0,0280	0,6805*	0,0332
<b>Anni di esperienza lavorativa (base=Espe1)</b>				
Espe2	0,0866*	0,0176	0,0583*	0,0195
Espe3	0,0927*	0,0210	0,0660*	0,0219
Espe4	0,1055*	0,0255	0,0710*	0,0269
<b>Anni nell'attuale lavoro (Base=Tenure1)</b>				
Tenure2	0,0687*	0,0153	0,0706*	0,0153
Tenure3	0,0705*	0,0179	0,0739*	0,0179
Tenure4	0,1559*	0,0223	0,1563*	0,0224
<b>Cambi di lavoro (base=Cambio1)</b>				
Cambio2	-0,0696*	0,0129	-0,0524*	0,0143
Cambio3	-0,0703*	0,0144	-0,0535*	0,0156
Dete	-0,0500*	0,0163	-0,0484*	0,0163
Part-time	0,0371*	0,0123	0,0325*	0,0124
<b>Ampiezza dell'azienda (Base=Dim1)</b>				
Dim2	0,0579*	0,0179	0,0572*	0,0180
Dim3	0,1600*	0,0176	0,1585*	0,0176



<i>Dim4</i>	0,1678*	0,0158	0,1707*	0,0158
<i>Dim5</i>	0,1130*	0,0160	0,1111*	0,0161
T	0,0597*	0,0108		
T*			0,2028*	0,0546
$\lambda$			0,0255**	0,0153
Numero osservazioni	3.355		3.355	
Statistica F	101,09*		96,82*	
R <sup>2</sup>	0,4003		0,3984	

\*significativo al 95%; \*\* significativo al 90%

Tavola 6 - Equazione salariale degli uomini: Ols non corretta ed Ols corretta per selezione nel tipo di lavoro svolto (uomini)

Variabile	Modello senza selezione		Modello con selezione	
	Stima	Errore Standard	Stima	Errore Standard
Intercetta	1,6241*	0,0325	1,6115*	0,033
<b>Età (base=Eta1)</b>				
<i>Eta2</i>	0,0380**	0,0201	0,0403*	0,0201
<i>Eta3</i>	0,0661*	0,0245	0,0733*	0,0244
<i>Eta4</i>	0,1256*	0,0303	0,1387*	0,0301
Cittadinanza	0,0455	0,0614	0,0722	0,0649
<b>Ripartizione di residenza (base=Rip1)</b>				
<i>Rip2</i>	-0,0405*	0,016	-0,0401*	0,016
<i>Rip3</i>	-0,0226	0,0168	-0,0112	0,019
<i>Rip4</i>	-0,0421*	0,015	-0,0286	0,0187
<b>Ampiezza demografica del comune (base=Dom1)</b>				
<i>Dom2</i>	0,0102	0,0151	0,0148	0,0155
<i>Dom3</i>	-0,023	0,0158	-0,0197	0,016
<i>Dom4</i>	-0,0108	0,0164	-0,0086	0,0165
<b>Titolo di studio (base=Titstu1)</b>				
<i>Titstu2</i>	0,1014*	0,0255	0,1139*	0,0267
<i>Titstu3</i>	0,2467*	0,0258	0,2640*	0,0285
<i>Titstu4</i>	0,6097*	0,0303	0,6485*	0,0423
<b>Anni di esperienza lavorativa (base=Espe1)</b>				
<i>Espe2</i>	0,1094*	0,0214	0,1126*	0,022
<i>Espe3</i>	0,1671*	0,0258	0,1672*	0,0262

<i>Espe4</i>	0,1775*	0,0312	0,1803*	0,0327
<b>Anni nell'attuale lavoro (Base=Tenure1)</b>				
<i>Tenure2</i>	0,0658*	0,017	0,0689*	0,017
<i>Tenure3</i>	0,0755*	0,0201	0,0800*	0,0201
<i>Tenure4</i>	0,1235*	0,0234	0,1294*	0,0234
<b>Cambi di lavoro (base=Cambio1)</b>				
<i>Cambio2</i>	-0,009	0,0149	-0,0157	0,0158
<i>Cambio3</i>	-0,0308*	0,0154	-0,0352*	0,0158
<i>Dete</i>	-0,0994*	0,0199	-0,0960*	0,0199
<i>Part-time</i>	0,1001*	0,0325	0,1081*	0,0324
<b>Ampiezza dell'azienda (Base=Dim1)</b>				
<i>Dim2</i>	0,0438*	0,0214	0,0427*	0,0214
<i>Dim3</i>	0,0769*	0,0196	0,0788*	0,0196
<i>Dim4</i>	0,1641*	0,0175	0,1691*	0,0174
<i>Dim5</i>	0,1668*	0,0176	0,1655*	0,0176
<b>T</b>	0,0457*	0,0161		
<b>T*</b>			-0,0829	0,0975
<b>Numero osservazioni</b>		4.728		4.728
<b>Statistica F</b>		62,22*		61,81*
<b>R<sup>2</sup></b>		0,3531		0,3516

\* significativo al 95%; \*\* significativo al 90%

## 8. Risultati relativi alla decomposizione

Il differenziale salariale orario stimato nel nostro lavoro è pari all'8,75% (Tavola 7). Questo si divide, secondo la decomposizione di Oaxaca-Blinder "classica", in un -6,65% dovuto alle caratteristiche (le donne risultano quindi avere caratteristiche medie con una maggiore produttività) e il 15,41% dovuto all'"effetto coefficienti", cioè al diverso rendimento delle caratteristiche pagato a uomini e donne.

I risultati sono simili a quelli di Pissarides et al. (2005), che stimano un gap retributivo medio pari all'8,5%, con una componente dovuta ai rendimenti pari al 16%. Leggermente diversi sono rispetto a Addabbo e Favaro (2007), che stimano un differenziale del 6% e una componente dovuta ai rendimenti del 18%. Entrambi i lavori utilizzano però una diversa base dati, l'Echp (European

community household panel), riferita ad anni diversi.

Una volta che si considera il fatto che le donne sono concentrate in particolari occupazioni, e che questa concentrazione è, almeno in parte, dovuta a scelte individuali, si osserva come la componente discriminatoria scenda considerevolmente fino a diventare pari al 10,83%.

Tale percentuale è comunque elevata ma minore di quella riscontrata non correggendo per la selezione nell'occupazione e nel tipo di lavoro svolto: le donne, almeno in parte, si autoselezionano volontariamente sia sul lavoro che in determinate occupazioni, e questo fa sì che la componente dovuta all'effetto coefficienti, depurata dal processo selettivo, diminuisca.

Depurando l'effetto coefficienti dagli esiti derivanti dal processo selettivo rimane come risultato la parte dovuta effettivamente a discriminazione. La diminuzione dell'effetto coefficienti è peraltro quasi interamente dovuta al processo selettivo sul tipo di occupazione svolta: la selezione sul lavoro, che per costruzione impatta solamente sull'effetto coefficienti (si confronti l'equazione (8)), ha infatti un impatto pari a -0,78. Il processo selettivo sull'attività svolta ha invece impatto anche sull'effetto dotazione, e quindi la differenza tra il -6,66 trovato nella versione non corretta e il -2,08 trovato in quella corretta è dovuta esclusivamente all'endogeneità del lavoro svolto.

**Tavola 7 - Differenziale salariale orario, effetto dotazione ed effetto coefficienti tramite Ols non corrette ed Ols corrette per i processi selettivi considerati (%)**

	Differenziale salariale orario	Effetto dotazione	Effetto coefficienti (discriminazione)
<b>Non corretta per endogeneità e selezione</b>	8,75	-6,66	15,41
<b>Corretta per endogeneità e selezione</b>	8,75	-2,08	10,83

È forse il caso di soffermarci sull'effetto dotazione, anche se non è il focus principale del lavoro: anche correggendo per il processo decisionale le donne presenti sul mercato del lavoro hanno mediamente una produttività maggiore rispetto agli uomini.

Se a questo si unisce il fatto che le donne vengono comunque retribuite meno degli uomini, i datori di lavoro dovrebbero preferire l'assunzione di personale femminile piuttosto che maschile, e questo dovrebbe riflettersi sui tassi di disoccupazione disaggregata per genere, risultando minore quello

femminile. In realtà accade esattamente il contrario: nel terzo trimestre del 2007 il tasso femminile è pari al 7,4% rispetto al 4,4% del tasso maschile<sup>8</sup>. Questo fatto conferma l'esistenza di un'ulteriore discriminazione che opera nei confronti delle donne, oltre a quello nella retribuzione, anche nell'assunzione, probabilmente dovuta ad una valutazione che i datori di lavoro fanno sull'esistenza di diversi rischi: un "rischio maternità", un rischio di maggiore ricorso del lavoro part-time e, più in generale, il rischio che le donne possano dedicarsi in maniera meno esclusiva al lavoro svolto rispetto agli uomini.

## 9. La discriminazione per determinati sottogruppi di donne

In più di un'occasione si è fatto riferimento alla diversa dotazione di capitale umano esistente tra le donne occupate e le donne che scelgono di non entrare sul mercato del lavoro e tra donne e uomini. A ben vedere le diverse dotazioni di capitale umano influenzano sia i due processi decisionali considerati che il livello di reddito percepito dai lavoratori. È quindi interessante esaminare i diversi gradi di discriminazione che subiscono le donne classificandole in base al capitale umano posseduto, utilizzando come *proxy* il livello di istruzione. Questo può rilevarsi particolarmente importante per vedere se la discriminazione riguarda maggiormente il sottogruppo delle donne con alti livelli di istruzione, quindi con alti livelli di capitale umano e di abilità possedute, che dovrebbero occupare le professioni di maggiore responsabilità e retribuzione, rispetto ai sottogruppi con bassi livelli di capitale umano.

Per fare questo utilizziamo una misura individuale di discriminazione (Del Rio et al., 2006), pari alla differenza tra il salario orario stimato se le caratteristiche individuali della donna fossero state retribuite secondo le produttività dei singoli fattori stimate dal modello maschile ( $r_{Fi}$ ) e il salario stimato se le caratteristiche individuali fossero state retribuite secondo le produttività stimate tramite il modello femminile ( $y_{Fi}$ ).

$$v_{Fi} = \left( \frac{r_{Fi} - y_{Fi}}{r_{Fi}} \right) \quad (9)$$

Disaggregando per titolo di studio (Tavola 8), la discriminazione opera sempre a sfavore delle donne, e diminuisce all'aumentare del titolo di studio, dal 21% delle donne con al massimo un titolo di scuola elementare occupate al 16,5% per le donne con titolo di scuola media inferiore per arrivare ad un minimo del 5,5% per le donne con titolo di studio di scuola secondaria superiore.

<sup>8</sup> Un più elevato tasso di disoccupazione femminile è comunque un dato costante nel tempo.

Nel collettivo delle donne con titolo di studio universitario risale invece fino al 12,1%<sup>9</sup>. Poiché gli individui con elevati livelli di capitale umano sono quelli con maggiore probabilità di ottenere professioni “elevate” in termini di mansioni e responsabilità, questo risultato indica l’esistenza di una forte componente discriminatoria nei confronti delle donne nel momento in cui occorre selezionare un quadro/dirigente.

Tra gli effetti della discriminazione, quindi, c’è anche il cosiddetto fenomeno del “soffitto di vetro”, ovvero la possibilità di “vedere” posizioni alte di carriera senza potervi concretamente accedere: generalmente le donne, oltre un determinato livello di carriera non possono andare.

Peraltro, si osserva una componente discriminatoria anche quando la donna riesce a raggiungere un livello quadro-dirigenziale nella retribuzione che a questo quadro/dirigente viene corrisposta (Tavola 9): è vero che i livelli più elevati, pari al 14,7%, si osservano nelle classi “operai specializzati e artigiani” e “agricoltori, operai non specializzati e professioni non qualificate”, ma anche nelle classi “dirigenti, professioni intellettuali e scientifiche ed insegnanti” e “professioni tecniche” si raggiungono comunque livelli di discriminazione intorno all’8%.

Oltre a quelle per titolo di studio e professione, vengono presentate anche altre disaggregazioni: particolarmente interessante è quella relativa al tipo di lavoro svolto; avendo infatti dimostrato l’esistenza di un processo di scelta verso i lavori tipicamente femminili, le donne di quel sottogruppo dovrebbero mediamente soffrire di minore discriminazione. In Tavola 10 si vede infatti come la discriminazione subita dalle donne occupate in lavori tipicamente femminile sia pari all’8% rispetto al 12% che si riscontra sulle occupate nelle altre professioni.

Non sorprendentemente, la discriminazione subita dalle donne impegnate nel pubblico impiego è considerevolmente inferiore da quella subita dalle lavoratrici del settore privato (7,5% contro 12,9%) a causa della già citata alta regolamentazione dell’accesso e delle progressioni nel pubblico impiego (Tavola 11).

---

<sup>9</sup> La discriminazione calcolata tramite queste misure individuali è pari in media al 10,49% e non più al 10,83% calcolato tramite l’utilizzo dei “lavoratori medi” e presentato nella Tavola 7.

Tavola 8 - Discriminazione salariale secondo il titolo di studio posseduto (%)

TITOLO DI STUDIO	Elementari	Medie	Superiori	Università
Grado di discriminazione	20,96	16,52	5,45	12,09

Tavola 9 - Discriminazione salariale secondo la professione (%)

Professione	Dirigenti, Professioni intellettuali e scientifiche e Insegnanti	Professioni tecniche	Impiegati, Commercianti o addetti ai servizi	Artigiani e Operai specializ-zati	Agricoltori, Operai e conduttori di macchine e Professioni non qualificate
Grado di discriminazione	7,48	8,57	10,44	14,69	14,68

Tavola 10 - Discriminazione salariale secondo il tipo di lavoro svolto (%)

Tipo di lavoro	Tipicamente femminile	Altri lavori
Grado di discriminazione	8,70	12,69

Tavola 11 - Discriminazione salariale secondo il settore pubblico o privato (%)

Settore	Pubblico	Privato
Grado di discriminazione	7,50	12,92

## 10. Conclusioni

Un risultato ricorrente in letteratura è il forte peso che la diversa remunerazione delle caratteristiche osservabili tra uomini e donne ha sul totale del differenziale salariale (“effetto coefficienti”). Questa componente può essere considerata come un’ approssimazione della discriminazione che le donne subiscono nella retribuzione.

La questione è di primaria importanza sia per le implicazioni che l’ esistenza di una componente discriminatoria dovrebbe avere sulle politiche economiche e governative, sia per gli effetti che queste discriminazioni comunque hanno sull’ intero mercato.

Il persistere di pratiche discriminatorie nei confronti delle donne ostacola infatti l’ aumento dell’ occupazione femminile previsto dagli obiettivi fissati dal Consiglio europeo di Lisbona. Inoltre, la discriminazione da parte dei datori di lavoro verso particolari sottogruppi della popolazione o in alcune aziende ha ricadute sia sul sottogruppo dei discriminati sia sull’ intera forza di lavoro occupata.

In questo lavoro si è provato a depurare l’ “effetto coefficienti” dagli effetti derivanti da processi che possono influenzare le stime delle equazioni dei salari: la decisione di lavorare o meno e il tipo di lavoro nel quale si è occupati.

La prima decisione, considerata influente per le sole donne, potrebbe comportare una distorsione da selezione (“*selection bias*”) nelle stime: quante lavorano possono essere un sottogruppo diverso dal resto della popolazione, sia in termini di caratteristiche osservabili che in termini di caratteristiche non osservabili, e questo è un fatto che deve essere esplicitamente considerato. La seconda decisione potrebbe invece portare a una distorsione da endogeneità (“*endogeneity bias*”): il differenziale salariale è infatti frutto, in parte, della “segregazione” delle donne in particolari occupazioni, ma occorre considerare che questa segregazione è, in qualche misura, frutto di specifiche decisioni individuali. È vero infatti che le mansioni vengono decise dal datore di lavoro, ma è altrettanto vero che chi cerca lavoro, nella gran parte dei casi, e specialmente quando si è dotati di un alto livello di capitale umano, restringe le possibilità a un determinato gruppo di occupazioni con caratteristiche simili tra loro.

Secondo la letteratura, la composizione di genere della forza lavoro nelle diverse occupazioni ha ricadute sui differenziali salariali. Due sono le possibili spiegazioni: la prima vuole che i datori di lavoro escludono le donne da particolari occupazioni, le occupazioni maschili, con conseguente affollamento delle donne nelle altre occupazioni. L’ offerta di forza lavoro femminile verso queste

occupazioni aumenta e, di conseguenza, diminuiscono i salari. Considera quindi un processo discriminatorio da parte dei datori di lavoro. La seconda vuole invece che le donne selezionino volontariamente particolari occupazioni: gli uomini, più spesso delle donne, pongono grande importanza al livello della retribuzione, mentre le donne tendono spesso a cercare lavori con una minore retribuzione ma altre caratteristiche desiderabili che compensino i minori introiti.

Un aspetto particolarmente importante riguarda la possibilità di gestire i tempi e gli orari di lavoro in funzione della possibilità di conciliare l'attività professionale con le incombenze familiari.

È infatti vero che in Italia ancora oggi sono principalmente le donne a occuparsi della gestione della casa e della cura dei figli. In questo lavoro si è quindi tentato di depurare l'"effetto coefficienti", derivante dalla diversa remunerazione delle stesse caratteristiche corrisposta a uomini e donne, proprio dagli effetti del processo selettivo sopra descritto, di modo da ottenere una stima attendibile della discriminazione salariale che le donne subiscono rispetto agli uomini sul mercato del lavoro.

Il differenziale salariale orario stimato nel nostro lavoro è pari all'8,75%. La parte dovuta all'effetto coefficienti è pari al 15,41%. Una volta che si considera il fatto che le donne sono concentrate in particolari occupazioni, e che questa concentrazione è, almeno in parte, dovuto a scelte individuali, si osserva come l'effetto dovuto alla diversa retribuzione scenda considerevolmente fino a diventare pari al 10,83%: le donne, almeno in parte, si selezionano volontariamente sia sul lavoro che in determinate occupazioni, e questo fa sì che la componente dovuta all'effetto coefficienti, depurata dal processo selettivo, diminuisca e rappresenti la parte effettivamente dovuta alla discriminazione in termini di retribuzione che le donne subiscono da parte dei datori di lavoro.

Attraverso misure di discriminazione individuali, inoltre, abbiamo disaggregato il collettivo delle donne secondo il titolo di studio, utilizzato come *proxy* del capitale umano; la discriminazione diminuisce all'aumentare del titolo di studio fino alle donne con diploma di scuola secondaria superiore. Nel collettivo delle donne con titolo di studio universitario risale invece fino al 12,1%. Poiché gli individui con elevati livelli di capitale umano sono quelli con maggiore probabilità di ottenere professioni "elevate" in termini di mansioni e responsabilità, questo risultato indica l'esistenza di una forte componente discriminatoria nei confronti delle donne anche nell'accesso alle posizioni elevate di carriera. Si verifica, quindi, anche il cosiddetto fenomeno del "soffitto di vetro", ovvero la possibilità di "vedere" posizioni alte di carriera senza potervi concretamente accedere: generalmente le donne, oltre un determinato livello di carriera non possono andare. Peraltro, anche quando la donna riesce a raggiungere un livello quadro-dirigenziale, si registra una componente discriminatoria nella retribuzione che a questo quadro/dirigente viene corrisposta.



Un aspetto che merita approfondimenti futuri riguarda il fatto che le donne presenti sul mercato del lavoro risultano avere una produttività mediamente maggiore rispetto agli uomini, ma vengono comunque retribuite meno degli uomini. Questo dovrebbe portare i datori di lavoro a preferire l'assunzione di personale femminile. In realtà il tasso di disoccupazione femminile è storicamente più elevato rispetto a quello maschile. Questo indica l'esistenza di un'ulteriore discriminazione che opera nei confronti delle donne anche al momento dell'assunzione, verosimilmente dovuta a una valutazione che i datori di lavoro fanno sul rischio che le donne possano dedicarsi in maniera meno esclusiva al lavoro svolto rispetto agli uomini, probabilmente a causa dagli impegni derivanti dalla gestione della casa e dalla cura dei figli.

## Bibliografia

- Addabbo T., Favaro D., *Differenziali salariali per sesso in Italia. Problemi di stima ed evidenze empiriche*, in Rustichelli E. (a cura di), *Esiste un differenziale retributivo di genere in Italia*, Roma, ISFOL, 2007 (I libri del Fondo sociale europeo)
- Beblo M., Beninger D., Heinze A., Laisney F., *Methodological issues related to the analysis of gender gaps in employment, earnings and career progression. Final Report*, European Commission, Employment and social affairs DG, 2003
- Bergman B., *Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race and sex*, "Eastern Economic Journal", n. 2, 1974(1), pp. 103-110
- Black, D.A., *Discrimination in an equilibrium search model*, "Journal of Labor Economics", n. 2, 1995(13), pp. 309-334
- Blinder A.S., *Wage discrimination: reduced forms and structural estimates*, "Journal of Human Resources", n. 8, 1973(4), pp. 436-455
- Cain G., *The economic analysis of labour market discrimination: a survey*, in Ashenfelter O. and Layard R. (eds.), *Handbook of labour economy*, vol. 1, Amsterdam: North Holland, pp. 693-785, 1986
- Del Rio, C., Gradin, C. and Canto, O., *The Measurement of Gender Wage Discrimination. The Distributional Approach Revisited*. Working Paper 25, ECINEQ, 2006
- Filer, R. K., *Occupational segregation, compensating differentials and comparable worth*, in Michael R, Hrtmann H. (eds.), *Pay equity: empirical enquiries*, Washington D.C., National Academy Press, 1989
- Gosse M. A., *The Gender Pay Gap in the New Zealand Public Service*, Working Paper 15, State Services Commission, New Zeland, 2002
- Heckman J., *Sample selection bias as a specification error*, "Econometrica", n. 1, 1979(47), pp. 153-161
- Kennedy P., *A guide to econometrics*, Cambridge, Massachussets, The MIT press, 1996
- Koenker R., Basset G., *Regression quantile*, "Econometria", n. 1, 1978(46), pp. 33-50
- Mincer J., *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Reasearch, New York, 1974
- Mundo A., Rustichelli E., *Differenziali retributivi di genere: evidenze dai dati di fonte amministrativa*, in Rustichelli E. (a cura di), *Esiste un differenziale retributivo di genere in Italia*, Roma, ISFOL, 2007 (I libri del Fondo sociale europeo)
- Oaxaca R., *Male-female wage differentials in urban labor markets*, "International Economic Review", n. 3, 1973(14), pp. 693-709

Pena-Boquet Y., Destefanis S. and Fernandez-Grela M., *The distribution of gender discrimination in Italy and Spain*, AIEL - XXII Convegno di economia e lavoro, 2007  
[http://www.aiel.it/bacheca/NAPOLI/A/penaboquete\\_destefanis.pdf](http://www.aiel.it/bacheca/NAPOLI/A/penaboquete_destefanis.pdf)

Pissarides C., Garibaldi P., Olivetti C., Petrongolo B., Wasmer E., *Wage gaps*, Ch. 5, Part I, in Boeri, T., Del Boca, D., e Pissarides C. (eds), *Women at work. An economic perspective*, Oxford University Press, 2005

Romano M. C. (a cura di), *I tempi della vita quotidiana*, Roma, Istat, 2007 (Argomenti n. 32)

Rustichelli E. (a cura di), *Esiste un differenziale retributivo di genere in Italia?*, Roma ISFOL, 2007 (I libri del Fondo sociale europeo)

Scarnera C. (a cura di), *Classificazione delle professioni*, Roma, ISTAT, 2001 (Metodi e Norme n.12)

Sorensen E., *Measuring the pay disparity between typically female occupations and other jobs: a bivariate selectivity approach*, "Industrial and Labor Relations Review", n. 4, 1989(42), pp. 624-639

---

### **Già pubblicati nella collana Studi ISFOL:**

Mandrone E., *La riclassificazione del lavoro tra occupazione standard e atipica: l'Indagine Isfol Plus 2006*, Studi Isfol 2008/1

Indiretto G., De Santis A., Addobbo T., Belmonte S., *Fiscaltà e offerta di lavoro: una prospettiva di genere*, Studi Isfol 2008/2

Baronio G., Marocco M., *Il Caso dei "Centri integrati per l'impiego": le prospettive di costruzione di un sistema integrato di politiche attive e passive in Italia*, Studi Isfol 2008/3

Fabrini L., Raciti P., Ranieri C., *Un modello di Osservatorio per il governo del sistema delle professioni sociali e lo sviluppo dei servizi alla persona*, Studi Isfol 2008/4

Landi R., *Le procedure di accertamento dello stato di disoccupazione e di attivazione dei disoccupati nei Centri per l'impiego*, Studi Isfol 2008/5

Mandrone E., *Quando la flessibilità diviene precarietà: una stima sezionale e longitudinale*, Studi Isfol 2008/6

Grimaldi A., Barruffi, A., Nucera U., Colombo L., *Le rappresentazioni sociali dell'orientamento: risultati di uno studio pilota*, Studi Isfol 2009/1