

XXIX CONFERENZA ITALIANA DI SCIENZE REGIONALI

UN'ANALISI DELLE DIFFERENZE DI GENERE NEL MERCATO DEL LAVORO IN ITALIA

Filippa BONO¹, Rosa GIAIMO¹ e Giovanni L. LO MAGNO²

1 DICAP, Università degli Studi di Palermo, viale delle Scienze, edificio 2, 90128 Palermo

2 CIRMET, Università degli Studi di Palermo, viale delle Scienze, edificio 18, 90128 Palermo

SOMMARIO

L'interesse per la misura del gender pay gap (GPG) è dimostrata dall'attenzione che la Commissione Europea (2006) dedica alla sua analisi.

Il GPG in Italia non risulta tra i più elevati d'Europa, tuttavia il trend osservato negli ultimi 10 anni non manifesta una tendenza al ribasso.

Il presente lavoro ha due scopi: effettuare un'analisi della discriminazione di genere nelle retribuzioni dei lavoratori dipendenti in Italia ad un livello di dettaglio sia nazionale che regionale mediante la metodologia di Oaxaca e, in secondo luogo, per meglio valutare i differenziali retributivi, proporre un nuovo indicatore della capacità dei lavoratori di produrre reddito nell'arco dell'intera carriera lavorativa, denominato retribuzione attualizzata attesa.

L'analisi mette in evidenza che il coefficiente di discriminazione di Oaxaca risulta maggiore al Sud dove, però, il GPG è più basso. L'utilizzo della retribuzione attualizzata attesa ha evidenziato che i differenziali di genere risultano sottovalutati se calcolati sulle retribuzioni correnti, impiegate usualmente nell'analisi classica.

1 INTRODUZIONE

La riduzione del gender pay gap (GPG) rientra ormai da tempo nell'agenda della politica europea. Nel 2003 gli Stati Membri sono stati chiamati a fissare gli obiettivi di riduzione, giungendo alla compilazione della "Tabella di marcia per la parità tra donne e uomini 2006-2010". Contestualmente sono stati individuati i campi di intervento, rintracciati nelle politiche di contrasto alla discriminazione, nel potenziamento del capitale umano femminile e nell'imposizione di regole di trasparenza nei meccanismi di fissazione delle retribuzioni.

Il tema delle disuguaglianze è ben avvertito anche a livello sociale, insieme alla consapevolezza delle maggiori difficoltà che le donne devono fronteggiare nel mondo lavorativo. Dal rapporto di Eurobarometro della Commissione Europea del gennaio 2007 "Discrimination in the European Union", emerge che una grande maggioranza dei cittadini europei pensa siano necessarie più donne in posizioni direttive (77%) e come parlamentari (72%). Il 68% dei cittadini europei pensa che le responsabilità familiari ostacolino l'accesso delle donne a posizioni direttive e il 47% ritiene probabile che le donne beneficino di meno promozioni degli uomini, a parità di qualifiche.

Guardando ai confronti europei, il rapporto "*The Gender Pay Gap - Origins and Policy Response*" (2006), affidato dalla Commissione Europea ad un gruppo di esperti, ciascuno dei quali ha approfondito il tema delle differenze di genere per uno specifico paese dell'Unione, evidenzia una serie di regolarità osservate nella misura del GPG. Esso cresce all'aumentare dell'età, è più contenuto nel settore della pubblica amministrazione ed è significativamente basso per i singles.

Secondo il rapporto, che riporta le elaborazioni dell'indagine coordinata da Eurostat "Structure of Earnings Survey" (SES) del 2002, nei Paesi Eu-25 le donne continuano a guadagnare mediamente quasi il 25% in meno degli uomini. L'Italia si colloca tutto sommato bene nel contesto europeo, con un GPG di circa il 20%, che la fa figurare tra gli Stati con minore disuguaglianza retributiva tra i sessi. Le disuguaglianze più elevate vengono registrate per il Regno Unito, mentre i nuovi Paesi entrati nell'Unione sono in genere quelli con i differenziali più contenuti. È da rilevare che i dati SES, escludendo il settore della pubblica amministrazione, tendono a sopravvalutare i differenziali.

Il trend del GPG italiano appare stabile dal 1994 al 2004 (Commissione Europea, 2006) e alcuni studi confermano tale stabilità anche per gli anni precedenti (Meulders et al., 1992; Rubery, 1996), diversamente da altri Paesi europei che hanno sperimentato una certa riduzione del divario negli ultimi 10 anni.

Uno degli aspetti più discussi sulle disuguaglianze di genere è la segregazione verticale. Secondo la relazione della Commissione Europea "Women and men in decision-making 2007" (2008), nonostante i progressi registrati di recente, le donne in Europa sono ancora

escluse dai vertici della politica e dell'economia. In tutta l'Ue il 24% dei parlamentari sono donne (rispetto al 16% di dieci anni fa) e analoga è la proporzione di donne che occupano incarichi ministeriali.

Nel settore privato gli uomini occupano ancora 9 posti su 10 nei consigli di amministrazione delle grandi imprese e rappresentano i due terzi dei direttori di aziende. In Europa più del 44% di tutti i lavoratori sono donne, ma soltanto il 32% dei dirigenti d'azienda (direttori generali, direttori e amministratori di piccole imprese) sono donne.

Gli studi più recenti che si sono occupati di analizzare i differenziali di genere in Italia differiscono per metodo di analisi e dataset impiegati. Favaro et. al. (2005) utilizzano una funzione di densità bivariata condizionata alle caratteristiche individuali lavorando con il dataset dell'INPS, riferito al periodo 1995-1997; l'Istat (2005) e Addabbo et. al. (2006) analizzano il *wage gap* attraverso la regressione quantile, i primi mediante i dati SES del 2002, mentre i secondi con dati ECHP del 2001.

Generalmente gli studi sulle differenze di genere si fermano a misurare la componente della disuguaglianza salariale dovuta a discriminazione ad un livello di dettaglio nazionale. In questo lavoro si intende analizzare la disuguaglianza di genere nelle retribuzioni, fornendo un livello di dettaglio sia nazionale che regionale. I dati utilizzati per l'analisi sono quelli dell'indagine Eu-Silc 2004, dunque più recenti di quelli di studi pubblicati sul tema in Italia. Disuguaglianza non vuol dire in sé discriminazione, quando la differente remunerazione è spiegabile da una effettiva diversa produttività del lavoro. Oaxaca (1973) scompone il differenziale retributivo uomo-donna in una parte spiegata dalle diverse dotazioni individuali (maggiore o minore istruzione, esperienza, ecc.) e in un'altra potenzialmente attribuibile a discriminazione. Propone, inoltre, il coefficiente di discriminazione quale misura di sintesi del livello di discriminazione presente in un mercato del lavoro. Servendosi di questi strumenti di analisi, si vuole indagare in che modo le regioni italiane differiscono tra loro nella discriminazione, e valutare se essa trovi una corrispondenza nel GPG regionale osservato.

Gli individui messi a confronto nelle analisi sulla distribuzione dei redditi o delle retribuzioni sono diversi tra loro per possibilità di affermarsi nel mercato del lavoro e per il tempo a loro restante per fare carriera. Due lavoratori con la stessa retribuzione non possono essere considerati sostanzialmente uguali se uno è alla fine della carriera lavorativa e l'altro è appena entrato nel mercato del lavoro, oppure se a uno dei due si prospetta una carriera migliore perché impiegato in un settore con maggiori possibilità di guadagni futuri. Per questo motivo si è pensato di costruire un indicatore che tenesse conto di questi aspetti. Proponendo la *retribuzione attualizzata attesa* come indicatore di sintesi del valore di una posizione lavorativa, si vuole fornire un punto di partenza diverso per valutare i differenziali di genere. Essa è costruita valutando i redditi da lavoro futuri attesi di una carriera lavorativa attualizzandoli con un opportuno tasso di sconto. Sulla base dell'indicatore sono stati proposti

i GPG per classi di età e sono stati messi a confronto con quelli calcolati servendosi delle usuali retribuzioni correnti.

Nel paragrafo 2 verrà commentato il dataset utilizzato per le nostre elaborazioni, precisando quali sono le retribuzioni che effettivamente vengono rilevate nel campione. Il paragrafo 3 contiene alcune statistiche descrittive sul GPG, evidenziando alcuni aspetti emersi per l'Italia in relazione a variabili quali l'età, l'esperienza lavorativa, il *part-time* e l'impiego nella pubblica amministrazione. Il paragrafo 4 illustra la scomposizione di Oaxaca e il coefficiente di discriminazione. Il paragrafo 5 contiene una sintetica illustrazione delle variabili impiegate nel modello di regressione che è stato utilizzato per la spiegazione della retribuzione oraria. Il paragrafo 6 contiene i risultati della scomposizione di Oaxaca per l'Italia, le regioni e le ripartizioni territoriali. Nel successivo paragrafo 7 si discute della retribuzione attualizzata attesa e si mostrano alcuni risultati delle applicazioni di tale indicatore. Infine il paragrafo 8 contiene le nostre conclusioni di sintesi.

2 I DATI

Come sottolinea il rapporto della Commissione Europea (2006), la quantificazione del GPG risulta molto sensibile ai dati utilizzati, nel senso che la sua determinazione risente delle caratteristiche dell'indagine da cui il dataset proviene. Per questo motivo i valori di GPG elaborati in differenti ricerche possono essere diversi tra loro anche in misura apprezzabile.

Attualmente i dataset di maggiore qualità utilizzabili per analisi comparabili a livello europeo sulle differenze di genere sono i dati Eu-Silc (che sostituiscono i precedenti dati ECHP) e i dati SES (Structure of Earnings Survey). L'indagine SES è però limitata al settore privato e alle imprese con almeno 10 dipendenti. In Italia esistono altre fonti di dati quali l'Indagine sui Bilanci delle Famiglie condotta dalla Banca d'Italia e gli archivi dell'INPS.

Il dataset utilizzato per le nostre analisi è quello dell'"Indagine sui redditi e le condizioni di vita 2004". Si tratta di una indagine campionaria condotta dall'Istat nell'ambito del progetto europeo Eu-Silc (Statistics on Income and Living Conditions). Il dataset è quello nella sua seconda versione (IT-SILC XUDB 2004 - versione Novembre 2007), revisionato alla luce di alcune novità metodologiche che permettono, adesso, i confronti con i più recenti dati dell'indagine 2005. Si tratta della versione più recente resa disponibile dall'Istat, per cui avvertiamo che alcuni risultati numerici da noi elaborati non coincidono perfettamente con quelli che figurano in alcune pubblicazioni dell'Istituto e che sono stati basati sul precedente dataset non revisionato.

Le retribuzioni raccolte da Eu-Silc sono quelle mensili lorde correnti, percepite cioè al momento dell'intervista (anno 2004). Le retribuzioni sono rilevate soltanto se il lavoro principale svolto dall'intervistato al momento dell'intervista è un'attività di lavoro dipendente.

L'utilizzo di dati di questo tipo per l'analisi di un mercato del lavoro sconta quindi una prima approssimazione, data dal riferimento ad un set incompleto dei prezzi che su quel mercato si forma. Dai dati Eu-Silc 2004 risulta che il 3.5% degli italiani svolge abitualmente una seconda attività lavorativa. Una parte di questi, che non è possibile quantificare con i dati a disposizione, svolge una attività di lavoro dipendente, della quale non viene rilevata la corrispondente retribuzione mensile. L'inclusione delle retribuzioni per i lavori secondari potrebbe non sconvolgere i risultati della nostra analisi, ma sarebbe senza dubbio interessante poterne disporre.

I lavoratori dipendenti entrati nel campione sono 10002 uomini e 7627 donne.

Disponendo delle retribuzioni mensili e delle ore lavorate settimanalmente, con un opportuno rapporto tra le due quantità è stata derivata la retribuzione oraria, sulla quale è stata impostata la nostra analisi.

3 IL GENDER PAY GAP IN ITALIA

Per la costruzione del gender pay gap (GPG) ci siamo basati sulla retribuzione oraria lorda, calcolata attenendoci alle raccomandazioni Eurostat illustrate nel documento "Common Cross-sectional Eu indicators based on Eu-Silc" (2004).

Il GPG risulta dal seguente rapporto:

$$\text{GPG} = \frac{\bar{W}_m - \bar{W}_f}{\bar{W}_m} \cdot 100 \quad (1)$$

che rappresenta la differenza tra la retribuzione oraria media degli uomini (\bar{W}_m) e delle donne (\bar{W}_f), in percentuale alla retribuzione oraria media degli uomini. Quando non specificato altrimenti, parlando di GPG ci si riferirà a quello calcolato includendo i lavoratori tra i 16 e i 64 anni.

Nella *Tabella 1* vengono presentati i risultati relativi alla retribuzione oraria e al GPG per diverse fasce di età, distinguendo tra occupazioni full-time e *part-time*. Si osserva come il divario uomo-donna si acuisca per i lavoratori più anziani. Il GPG risulta pari a 9.5, ma sale a 9.9 includendo gli over 64. Il GPG osservato nell'ultima fascia di età è di ben 53.8, valore davvero elevato che segnala come le carriere lavorative di uomini e donne dopo i 64 anni seguano percorsi ben diversi.

Nella valutazione dei differenziali di genere, che risultano maggiori nelle classi di età superiori, c'è pure da tenere conto del contesto socio-economico e culturale nel quale sono vissute le diverse generazioni.

Tabella 1 Salario orario lordo di uomini e donne e GPG per classi di età e occupazioni full-time e *part-time* (GPG in valori percentuali).

	Full-time e <i>part-time</i>					Tot.
	16-24	25-49	50-64	≥65	16-64	
M	6.8	10.7	13.7	20.8	11.0	11.1
F	6.6	9.8	12.3	(a) 9.6	10.0	10.0
Tot.	6.7	10.3	13.1	17.6	10.6	10.6
Diff.	0.1	0.9	1.4	11.2	1.0	1.1
GPG	2.2	8.8	10.5	53.8	9.5	9.9

	Full-time					Tot.
	16-24	25-49	50-64	≥65	16-64	
M	6.7	10.6	13.3	20.7	10.8	10.9
F	6.3	9.2	11.3	(a) 8.9	9.3	9.3
Tot.	6.5	10.1	12.7	17.9	10.3	10.3
Diff.	0.4	1.4	2.0	11.8	1.5	1.5
GPG	5.7	12.8	15.1	56.9	13.8	14.1

	<i>Part-time</i> (b)					Tot.
	16-24	25-49	50-64	≥65	16-64	
M	7.7	13.1	17.9	(a) 21.2	13.8	14.0
F	8.0	11.2	14.7	(a) 10.6	11.7	11.7
Tot.	7.9	11.6	15.7	16.8	12.2	12.2
Diff.	-0.2	1.9	3.2	10.7	2.1	2.3
GPG	-2.9	14.6	18.1	50.2	15.5	16.5

(a) Numerosità campionaria <50.

(b) Ore settimanali di lavoro <30.

Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

A tal proposito occorre osservare la scarsa incidenza delle donne lavoratrici dipendenti con più di 64 anni, tanto è vero che la numerosità campionaria delle donne in questa fascia di età è risultata al di sotto delle 50 unità.

Considerando i soli lavoratori full-time, il GPG sale a 13.8 e risulta più elevato in tutte le fasce di età. Valori più elevati si registrano pure per il gruppo dei *part-time*, in cui il pay gap è di 15.5.

Questo primo sguardo ai dati mette già in luce come le donne più adulte siano svantaggiate rispetto ai loro coetanei. È facile immaginare che questo sia motivato da un deficit di esperienza accumulata negli anni.

Si è quindi calcolato il GPG anche per classi di anni di esperienza lavorativa. Naturalmente l'effetto negativo dell'esperienza sulle disuguaglianze salariali era già implicito nell'analisi per classi di età, in quanto l'anzianità degli individui è naturalmente correlata con gli anni di esperienza di lavoro. Il GPG è pari a 11.2 per i lavoratori con almeno 25 anni di lavoro alle spalle, mentre risulta molto contenuto per il gruppo di lavoratori con non più di 8 anni di esperienza (1.6). Anche in questo ambito osserviamo che il GPG tende ad essere più elevato all'interno del gruppo dei lavoratori *part-time*.

Come era facile attendersi, il GPG risulta assai più basso nella Pubblica Amministrazione nel suo complesso, dove il valore è soltanto di 5.6, contro il 17.1 nel privato. Valori elevati emergono però anche nel settore pubblico, quando ci si riferisce soltanto ai lavoratori full-time (11.5) o ai *part-time* (18.8). Questi ultimi dati sono abbastanza sorprendenti: il GPG misurato per i soli lavoratori *part-time* della P.A. è addirittura superiore a quello del privato. È risultato inoltre che più della metà degli uomini con occupazione *part-time* nella pubblica amministrazione è un professionista intellettuale, mentre la stessa incidenza è decisamente minore per le donne, segno che le donne si dispongono su posizioni lavorative inferiori. È noto che il GPG tende ad essere più basso nel gruppo delle persone che non hanno mai contratto matrimonio (Commissione Europea 2006). I dati italiani confermano questa regolarità. Si dimostra notevole lo scarto tra i due gruppi che fanno registrare per i *singles* un valore di 4.1 e per le persone che sono state sposate ben 12.7. Nelle classi di esperienza lavorativa 16-24 e ≥ 25 , per i lavoratori non sposati il GPG è addirittura leggermente a favore delle donne, con valori rispettivamente di -2.1 e -0.5. Nelle medesime classi di età, il GPG è rispettivamente di 10.9 e 12.4 per i lavoratori che sono stati sposati. Sulla base di queste forti evidenze si potrebbe concludere che il matrimonio gioca molto a sfavore della possibilità delle donne di accumulare esperienza lavorativa. Laddove questo ostacolo viene meno, diminuisce di conseguenza il divario di capitale umano (soprattutto in relazione all'esperienza accumulata, soggetta probabilmente a meno interruzioni) e quindi anche il differenziale retributivo medio.

4 SCOMPOSIZIONE DI OAXACA: L'IMPOSTAZIONE METODOLOGICA

4.1 Scomposizione del differenziale retributivo orario

L'esistenza di una disuguaglianza tra le retribuzioni medie dei due sessi non vuol dire, in sé, discriminazione. Per poter affermare l'esistenza di discriminazione è necessario dimostrare che uomini e donne siano remunerati in modo diverso a parità di capitale umano.

L'indice attraverso il quale è possibile fornirne una misura di sintesi è il *coefficiente di discriminazione* D , ossia:

$$D = \frac{\bar{W}_m/\bar{W}_f - (\bar{W}_m/\bar{W}_f)^0}{(\bar{W}_m/\bar{W}_f)^0} \quad (2)$$

dove \bar{W}_m/\bar{W}_f è il rapporto tra il salario medio del gruppo degli uomini e quello del gruppo delle donne e $(\bar{W}_m/\bar{W}_f)^0$ è il corrispondente ipotetico rapporto che si verrebbe a determinare in assenza di discriminazione. Tutte le medie delle retribuzioni presenti nella formula sono medie geometriche.

Il rapporto $(\bar{W}_m/\bar{W}_f)^0$ è la quantità che presenta i maggiori problemi di stima.

La tecnica di scomposizione di Oaxaca (1973) si fonda sulla stima della funzione del salario orario, separatamente per il gruppo degli uomini e delle donne. Se consideriamo il logaritmo della retribuzione oraria del soggetto *i-esimo* (W_i), si ha:

$$\ln(W_i) = Z_i' \beta + u_i \quad (3)$$

dove Z_i' è il vettore delle caratteristiche individuali e degli altri regressori impiegati del soggetto *i-esimo*, β è il vettore dei coefficienti di regressione, incluso il termine costante, e u_i rappresenta la componente erratica.

Secondo la metodologia di Oaxaca (1973), è possibile ottenere due scomposizioni alternative del differenziale retributivo, ossia:

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = \Delta \bar{Z}' \hat{\beta}_m - \bar{Z}'_f \Delta \hat{\beta} \quad (4)$$

$$\ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = \Delta \bar{Z}' \hat{\beta}_f - \bar{Z}'_m \Delta \hat{\beta} \quad (5)$$

dove:

$$\Delta \bar{Z}' = \bar{Z}'_m - \bar{Z}'_f \quad \text{e} \quad \Delta \hat{\beta} = \hat{\beta}_f - \hat{\beta}_m$$

La parte spiegata dalle differenze nelle caratteristiche ($\Delta \bar{Z}' \hat{\beta}_m$ nella prima versione della scomposizione e $\Delta \bar{Z}' \hat{\beta}_f$ nella seconda) è una valorizzazione monetaria delle maggiori o minori dotazioni (ad esempio di capitale umano) di un sesso rispetto all'altro. Nella (4) la ponderazione delle differenze $\Delta \bar{Z}'$ avviene con i beta maschili $\hat{\beta}_m$, mentre nella (5) con i beta femminili $\hat{\beta}_f$. La parte imputabile a discriminazione ($-\bar{Z}'_f \Delta \hat{\beta}$ e $-\bar{Z}'_m \Delta \hat{\beta}$ nelle due scomposizioni alternative) è influenzata dalle differenze nei beta di regressione, cioè dal modo in cui il mercato del lavoro apprezza in maniera diseguale caratteristiche identiche.

4.2 Dalla scomposizione di Oaxaca al calcolo del coefficiente di discriminazione

Attraverso pochi passaggi algebrici, che sfruttano le proprietà dei logaritmi, è possibile dimostrare che:

$$\ln(D + 1) = \ln(\bar{W}_m/\bar{W}_f) - \ln(\bar{W}_m/\bar{W}_f)^0 \quad (6)$$

Si osservi pure che:

$$\ln(\bar{W}_m/\bar{W}_f) = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) \quad (7)$$

quantità che corrisponde al differenziale che viene scomposto attraverso la tecnica di Oaxaca. L'idea di Oaxaca per la stima della quantità $\ln(\bar{W}_m/\bar{W}_f)^0$ è quella di considerarla come il logaritmo del rapporto delle medie geometriche dei salari dei due gruppi che si avrebbe in assenza di discriminazione e quindi "azzerando" la parte dovuta alla discriminazione nella (4) o nella (5). Di conseguenza $\ln(D + 1)$ è la parte spiegata dalla discriminazione. Partendo da $\ln(D + 1)$ è possibile ottenere, con semplici passaggi algebrici, il coefficiente di discriminazione D . Tale coefficiente, indice del livello di discriminazione esistente in un mercato del lavoro, è una quantità a-dimensionale utilizzabile per i confronti regionali. Poiché tramite la metodologia di Oaxaca sono ottenibili due diverse scomposizioni del differenziale retributivo, avremo due diverse misure dell'effetto discriminazione e quindi due diversi coefficienti di discriminazione.

5 LE VARIABILI UTILIZZATE

La variabile dipendente impiegata nel nostro modello di regressione (3) è il logaritmo della retribuzione oraria.

Le variabili indipendenti possono essere raggruppate in tre categorie:

- 1) Capitale umano: *Istruzione e Esperienza lavorativa*;
- 2) Attività lavorativa: *Part-time, Posizione nella professione, Categoria professionale e Settore di attività economica*;
- 3) Dimensione territoriale: *Ripartizioni territoriali e Densità urbana*.

L'*Istruzione* è stata da noi valutata in anni di istruzione, con riferimento al più alto titolo di studio conseguito. L'*Esperienza lavorativa* è misurata in Eu-Silc dal numero di anni di lavoro retribuito. Si sono considerati *Part-time* i lavoratori che, nell'attività lavorativa principale, lavorano meno di 30 ore a settimana. La *Posizione nella professione* distingue tra dirigenti, quadri, impiegati, operai, apprendisti e lavoratori a domicilio. Quest'ultima è stata utilizzata come categoria di riferimento per le analisi di regressione. La *Categoria professionale* utilizza le categorie della classificazione ISCO-88 (COM), ad un livello di dettaglio one-digit. La categoria di riferimento utilizzata nelle analisi di regressione è quella dei lavoratori in occupazioni elementari. Il *Settore di attività economica* impiega la classificazione NACE, ad un livello di dettaglio che permette di individuare macrosettori quali agricoltura e pesca, industria in senso stretto, costruzioni, commercio, ecc. La categoria di riferimento è agricoltura e pesca.

Gli aspetti territoriali sono stati misurati attraverso la *Ripartizione territoriale* e la *Densità urbana*. Per le ripartizioni territoriali si è distinto tra Nord-Centro e Sud, optando per quest'ultima come categoria di riferimento. La nozione di densità urbana utilizzata in Eu-Silc non fa riferimento esclusivo al rapporto tra numero di abitanti in un comune e la superficie. Si tiene in considerazione anche l'eventuale adiacenza di comuni a bassa densità con aree a

densità elevata, alle quali possono venire considerati appartenenti i comuni ad esse confinanti e probabilmente orbitanti. Le aree urbane sono, in sostanza, aggregazioni ragionate di comuni adiacenti. Le regole utilizzate per la definizione delle aree di densità urbana sono quelle raccomandate dalla Labour Force Survey.

6 RISULTATI

6.1 *Analisi della discriminazione a livello nazionale*

Il modello di regressione (3) scelto per la spiegazione delle retribuzioni orarie è stato stimato separatamente per il gruppo degli uomini e per quello delle donne. I risultati delle stime sono riportati in Tabella 2, insieme alle differenze tra i beta di regressione relativi ai due sessi ($\beta_f - \beta_m$). Queste differenze evidenziano la diffusa sottovalutazione delle caratteristiche femminili da parte del mercato del lavoro. La presenza di molti differenziali negativi, alcuni anche di dimensioni non indifferenti, segnala un generale maggiore apprezzamento del lavoro maschile rispetto a quello femminile, a parità di altre condizioni.

Le due variabili di capitale umano analizzate, cioè *istruzione* ed *esperienza*, non determinano al loro variare differenze remunerative marcate tra i due sessi, anzi tali diversità risultano contenute. Quindi un anno in più di istruzione o di esperienza spiega una remunerazione aggiuntiva che non differisce di molto tra uomini e donne.

Nonostante la sostanziale uguaglianza tra il beta di regressione maschile e quello femminile, c'è da sottolineare che le donne faticano ad accumulare esperienza e ciò, come si vedrà, incide sul differenziale di genere.

Guardando alla posizione professionale, e tralasciando i risultati relativi ai lavoratori a domicilio per i quali probabilmente si è manifestata l'influenza di una scarsa numerosità campionaria, si osserva come il differenziale dei beta sia elevato soprattutto in corrispondenza delle categorie estreme, costituite dal gruppo degli operai e da quello dei dirigenti.

I valori più elevati si manifestano soprattutto per quest'ultima categoria dove, tra l'altro, la variabilità delle retribuzioni è molto elevata (e lo è maggiormente per il gruppo degli uomini). Nei beta delle categorie professionali, i differenziali più elevati sono stati stimati per i lavoratori qualificati nei servizi e nel commercio e per le forze armate.

Da segnalare il valore fatto registrare per i professionisti intellettuali, dove le donne hanno un beta più elevato degli uomini. Si ricordi, per precisare a quale categoria ci si riferisce, che i professionisti intellettuali della nostra analisi escludono i lavoratori autonomi, essendo stati esaminati unicamente i lavoratori dipendenti.

Il settore dell'intermediazione monetaria e finanziaria è risultato molto discriminatorio. Lo si poteva già sospettare dall'esame delle retribuzioni medie, che erano risultate di 17.6 euro per

gli uomini e di 12.1 per le donne. Valori elevati sono risultati anche per le costruzioni, l'industria in senso stretto e gli altri servizi pubblici.

Nel settore della pubblica istruzione il beta di regressione delle donne è superiore rispetto a quello degli uomini, ma in questo ambito lavorativo la retribuzione oraria femminile è più bassa di quella maschile (14.0 contro 17.0 euro).

Per quanto riguarda i risultati delle stime delle variabili territoriali si evidenzia, in generale, che il fattore territorio non dà luogo a differenziali elevati. Aspetti interessanti emergono per le aree territoriali ad alta densità urbana, nelle quali le donne subiscono uno svantaggio, seppur modesto. Questo è un risultato interessante, che spinge ad andare oltre la concezione del territorio come un banale contenitore geografico delimitato da confini amministrativi. L'impressione è che, laddove il mercato del lavoro fornisce un più ampio spettro di possibilità retributive, siano gli uomini a trarne i maggiori vantaggi.

Il dataset Eu-Silc permette di distinguere tra zone ad alta, media e a bassa densità urbana. Tuttavia mancano evidenze a riguardo dell'effetto sulle retribuzioni dato dalla residenza in aree di media densità, tanto è vero che il coefficiente della relativa *dummy* è risultato molto basso e non significativo in altri modelli da noi stimati e qui non riportati. Tutto ciò ha fatto pensare che l'aggregazione delle due aree, ai fini dell'analisi di regressione, sarebbe stata più opportuna. Il modello presentato in questo lavoro accoglie tali considerazioni utilizzando una variabile *dummy* che assume valore uno in corrispondenza della densità urbana alta o media.

Il *Grafico 1* riassume i risultati della scomposizione di Oaxaca applicata ai nostri dati.

La scomposizione di Oaxaca è stata effettuata utilizzando sia i coefficienti di regressione maschile (4) che quelli femminili (5) come pesi delle differenze nelle caratteristiche. I risultati globali della scomposizione sono rappresentati dall'effetto spiegato dalle differenze nelle caratteristiche e da quello imputabile alla discriminazione, la cui somma algebrica dà il differenziale scomposto. Si osserva come l'utilizzo dei beta femminili determini un valore più elevato dell'effetto discriminazione.

Per quanto riguarda il coefficiente di discriminazione, questo risulta tra il 16.5% e il 16.7% impiegando i beta maschili, e tra il 18.3% e il 18.7% nel caso di utilizzo dei beta femminili.

L'effetto complessivo spiegato dalle differenze nelle caratteristiche gioca a favore delle donne, mentre l'effetto discriminazione è, come ci si poteva aspettare, a loro danno. L'effetto discriminazione supera in valore assoluto quello dovuto alle caratteristiche determinando un differenziale a favore degli uomini.

Per ciascun fattore esaminato (istruzione, esperienza, ecc.) è stato misurato il corrispondente contributo costituito dall'effetto spiegato dalle differenze nelle caratteristiche. Ad esempio, la parte spiegata dall'istruzione è stata calcolata attraverso il prodotto $\Delta^{(istruzione)} \beta_m^{(istruzione)}$ o il prodotto $\Delta^{(istruzione)} \beta_f^{(istruzione)}$, a seconda della scomposizione di Oaxaca utilizzata.

Tabella 2 Coefficienti di regressione di uomini (β_m) e donne (β_f) e loro differenze stimati per il modello (3).

	β_m	β_f	$\Delta\beta = \beta_f - \beta_m$
Costante	1.0242 ***	1.0715***	0.0473
Istruzione	0.0227 ***	0.0226***	-0.0001
Esperienza	0.0107 ***	0.0108***	0.0000
Part-time	0.2165 ***	0.1837***	-0.0328
Posizione nella professione			
<i>Dirigente</i>	0.8708 ***	0.7033***	-0.1675
<i>Quadro</i>	0.6460 ***	0.5292***	-0.1167
<i>Impiegato</i>	0.4631 ***	0.3498***	-0.1133
<i>Operaio</i>	0.3496 ***	0.1885***	-0.1611
<i>Lavoratore a domicilio</i>	0.4072 ***	0.0338	-0.3733
Categoria professionale			
<i>Forze armate</i>	0.2533 ***	0.1802	-0.0731
<i>Manager</i>	0.0735	0.0394	-0.0341
<i>Professionista intellettuale</i>	0.1996 ***	0.2209***	0.0213
<i>Professionista tecnico</i>	0.1432 ***	0.1373***	-0.0060
<i>Impiegato</i>	0.1125 ***	0.0940***	-0.0186
<i>Qualificato in servizi e commercio</i>	0.1292 ***	0.0419	-0.0873
<i>Qualificato in agricoltura e pesca</i>	0.0849	0.0835	-0.0014
<i>Operaio specializzato</i>	0.0730 ***	0.0572*	-0.0158
<i>Non qualificato</i>	0.1259 ***	0.0897***	-0.0362
Settore di attività economica			
<i>Industria in senso stretto</i>	0.2272 ***	0.1687***	-0.0585
<i>Costruzioni</i>	0.1622 ***	0.0872	-0.0750
<i>Commercio</i>	0.0952 *	0.1093*	0.0141
<i>Alberghiero e ristorazione</i>	0.0446	0.0894	0.0448
<i>Trasporti</i>	0.2574 ***	0.1917***	-0.0657
<i>Intermediazione mon. e fin.</i>	0.4293 ***	0.2836***	-0.1457
<i>Immobiliare, informatica, ricerca e altro</i>	0.1061 **	0.0668	-0.0392
<i>PA: difesa</i>	0.2353 ***	0.1980***	-0.0373
<i>PA: istruzione</i>	0.2643 ***	0.2778***	0.0135
<i>PA: sanità</i>	0.2656 ***	0.2261***	-0.0396
<i>Altri servizi pubblici</i>	0.1347 ***	0.0428	-0.0920
Ripartizione territoriale			
<i>Nord-Centro</i>	0.0912 ***	0.0973***	0.0061
Densità urbana			
<i>Densità urbana alta o media</i>	0.0275*	0.0163	-0.0111
R^2	0.4169	0.4422	
R^2 aggiustato	0.4152	0.4400	

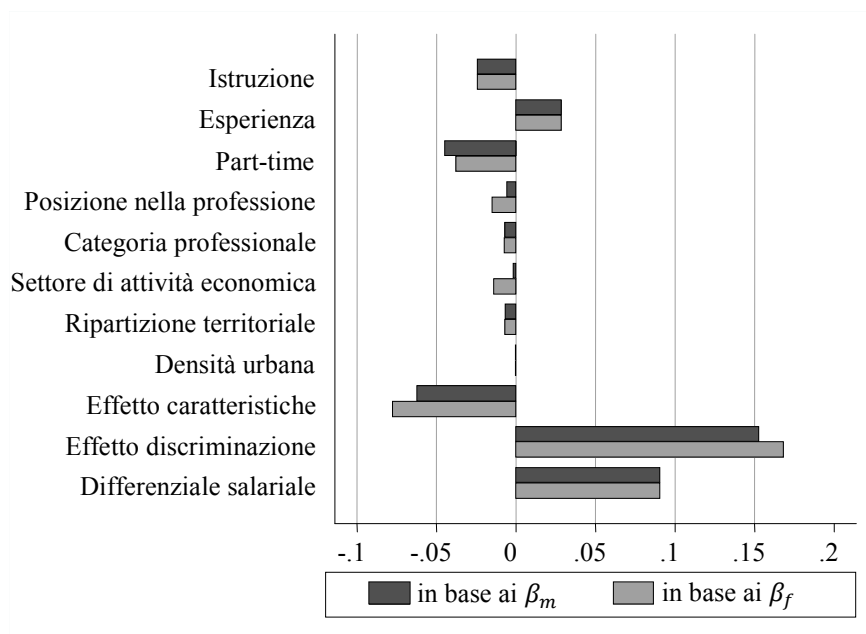
Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

Tali effetti sono rappresentati nel *Grafico 1*. Valori positivi indicano un contributo diretto ad aumentare il differenziale a favore degli uomini, mentre si registrano valori negativi quando l'effetto spiegato dalle differenze nelle caratteristiche gioca a favore delle donne. Sommando i contributi in corrispondenza di ciascun fattore si ottiene l'intero effetto caratteristiche. Si

osserva che quasi tutti i fattori esaminati hanno fatto registrare valori negativi. Tutti gli aspetti esaminati, tranne l'esperienza lavorativa, contribuiscono quindi a contenere il divario.

Grafico 1 Effetto spiegato dalle differenze nelle singole caratteristiche e nel loro complesso, e effetto discriminazione per l'intero mercato del lavoro italiano.



Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

Dal grafico si nota come l'istruzione e il *part-time* siano i maggiori fattori che contribuiscono al contenimento del differenziale retributivo di genere. In altre parole il maggior livello d'istruzione delle donne e soprattutto la loro maggiore concentrazione nelle attività *part-time* incidono considerevolmente nella loro capacità di essere maggiormente retribuite (su base oraria).

Il *part-time* è un aspetto che riteniamo molto interessante commentare. Differenze consistenti tra le retribuzioni *part-time* e quelle full-time valgono sia all'interno del gruppo degli uomini che in quello delle donne. L'apprezzamento del lavoro *part-time* maschile è comunque più elevato rispetto a quello femminile, determinando un differenziale negativo nei beta di regressione. Tuttavia la forte concentrazione delle donne nel lavoro *part-time* gioca a loro favore nei termini di salario orario medio: questo accade però per effetto delle differenze nelle caratteristiche, cioè per il fatto che le donne si concentrano molto nelle attività *part-time* mentre gli uomini in quelle full-time che sono, su base oraria, meno pagate.

Sempre a proposito del *part-time* si osservi che le statistiche calcolate sui dati Eu-Silc indicano che ben il 76.2% delle posizioni lavorative *part-time* è occupato da donne e che nel *part-time* lavorano il 26.8% delle donne. Gli uomini che lavorano nel *part-time* sono invece soltanto il 6%. Si evidenzia quindi una forte differenza tra i sessi nelle scelte, in qualche modo condizionate dai ruoli sociali, relative alle ore di lavoro. Le donne mostrano una forte

preferenza per il *part-time*, probabilmente perché consente loro di conciliare gli impegni lavorativi con quelli familiari e di cura della persona.

Il fattore esperienza ha anche un ruolo importante, ma stavolta in senso sfavorevole alle donne. Il fatto di maturare nel corso della carriera lavorativa un numero di anni lavorativi significativamente inferiore a quello degli uomini, probabilmente a causa delle numerose interruzioni o della maggior difficoltà a trovare un impiego, e l'importanza con cui il mercato premia l'esperienza, incidono insieme pesantemente sul salario medio femminile.

Ha sorpreso trovare effetti negativi per la posizione nella professione e la categoria professionale, anche se questi si rilevano in dimensione contenuta. È infatti opinione diffusa che le maggiori difficoltà di carriera delle donne finiscano per confinare le lavoratrici nelle posizioni più basse e meno retribuite. Dalla nostra analisi invece emerge una indicazione diversa, seppur numericamente non forte. Chiaramente non si vuole affermare l'inesistenza della segregazione orizzontale e verticale ma che, sulla base della metodologia di Oaxaca, queste non siano rilevanti in termini monetari.

Per quanto riguarda le variabili territoriali, l'effetto spiegato dalla dimensione territoriale (ma sarebbe meglio dire: dalla differente presenza delle donne occupate nelle ripartizioni territoriali) è più forte di quello determinato dalla densità urbana. Per dare una corretta interpretazione di tale risultato occorre riflettere sulla composizione percentuale per ripartizione territoriale di residenza degli occupati, distinguendoli per sesso (*Tabella 3*).

Tabella 3 Composizione percentuale degli occupati lavoratori dipendenti per sesso e ripartizione territoriale.

	Uomini	Donne
Nord-Ovest	28.4	31.7
Nord-Est	19.8	23.0
Centro	19.7	20.5
Mezzogiorno	21.9	17.3
Isole	10.3	7.5
	<i>100.0</i>	<i>100.0</i>

Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

Si osserva che la maggior parte delle donne lavoratrici sono concentrate nel Nord. Poiché i salari al Nord sono più elevati, questo comporta un effetto spiegato dalle differenze nelle caratteristiche favorevole alle donne. È quindi in questo senso che va interpretato il fattore territorio.

6.2 Analisi della discriminazione a livello regionale

L'analisi della discriminazione è stata ripetuta a livello regionale. Le stime sono state calcolate sulla base di un modello di regressione, di configurazione del tutto simile a quello utilizzato per l'intero mercato del lavoro italiano (3), tranne che per l'esclusione della *dummy* sulla ripartizione territoriale.

Naturalmente un'analisi a livello regionale presenta problemi di accuratezza delle stime ben più elevati, essendo la numerosità campionaria in ogni regione molto inferiore a quella nazionale. I risultati devono essere quindi letti con maggiore prudenza.

I coefficienti di discriminazione, calcolati come sempre sia sulla base dei beta maschili che sulla base di quelli femminili, sono riportati in *Tabella 4*. Insieme a questi sono stati riportati anche i valori dei GPG, in relazione ai quali sono state ordinate le venti regioni italiane. Si osserva immediatamente la tendenza delle regioni meridionali ad avere GPG contenuti.

Tabella 4 Coefficienti di discriminazione (*D*) e GPG per regione (valori percentuali).

	D (a)	D (b)	GPG		D (a)	D (b)	GPG
LIG	12.4	19.8	17.4	CAM	15.3	26.2	3.7
VEN	13.7	16.3	12.7	VAL	1.7	31.9	3.6
FRI	18.4	20.7	15.4	UMB	16.9	16.0	6.1
EMI	11.2	14.4	15.4	CAL	17.0	35.4	-2.9
PIE	12.3	10.6	11.7	PUG	21.6	31.0	5.1
ABR	10.6	31.9	10.7	TRE	15.9	15.4	2.1
LAZ	18.7	14.4	13.3	MOL	21.1	-0.8	0.3
LOM	14.3	19.2	15.0	SIC	17.3	27.0	-1.3
TOS	12.3	20.1	11.4	SAR	8.8	19.5	-4.1
MAR	21.9	16.3	7.7	BAS	-1.6	-8.5	-12.5

(a) Calcolati utilizzando i beta maschili per la ponderazione delle differenze nelle caratteristiche.

(b) Calcolati utilizzando i beta femminili per la ponderazione delle differenze nelle caratteristiche.

Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

Per Molise e Valle d'Aosta, regioni per le quali c'è da tenere in conto anche la loro piccola dimensione, i coefficienti di regressione, calcolati nelle due versioni consentite dalla scomposizione di Oaxaca, appaiono troppo distanti in valore. La Valle d'Aosta segnala addirittura un valore di 0.3186 calcolato con i beta femminili e soltanto un 0.0170 sulla base dei beta maschili. La Basilicata è l'unica regione italiana nella quale la discriminazione favorisce le donne, mentre nel Molise questo viene evidenziato soltanto dal secondo coefficiente di discriminazione.

A causa delle indicazioni a volte distanti fornite dai due coefficienti, risulta difficile ottenere indicazioni di sintesi sulle differenze nei livelli di discriminazione esistenti tra le regioni. Tale difficoltà è testimoniata anche dal basso, seppur positivo, coefficiente di correlazione lineare calcolato tra i due coefficienti di discriminazione, che è risultato pari a 0.1903.

Ci si è chiesti, inoltre, se coefficiente di discriminazione e GPG siano misure che tendono a muoversi nella stessa direzione. Per verificarlo abbiamo calcolato il coefficiente di correlazione lineare tra le due variabili, servendoci dei dati calcolati per le venti regioni italiane. Per il coefficiente di discriminazione calcolato con i beta maschili è risultato un coefficiente di correlazione lineare di 0.3005, mentre per quello basato sui beta femminili la correlazione lineare è risultata pari a 0.1963.

Le conclusioni che si possono trarre da queste analisi è che il GPG sembra piuttosto distante dall'essere in sé un indicatore di discriminazione o una sua buona *proxy* correlata, nonostante il segno comunque positivo di entrambi i coefficienti di correlazione.

L'analisi territoriale è completata dai risultati dell'analisi di Oaxaca sulle tre grandi ripartizioni italiane. La scomposizione dei differenziali retributivi per il Nord, il Centro e il Sud sono riportati in *Tabella 5*, insieme ai rispettivi GPG. Il Sud italiano presenta valori di GPG molto bassi e molto distanti da quelli del Nord e del Centro. Allo stesso tempo il coefficiente di discriminazione del Sud, in particolare quello calcolato sulla base dei beta maschili, è risultato il più elevato tra le tre ripartizioni. Per tutte le ripartizioni italiane si osserva come l'effetto spiegato dalle differenze nelle caratteristiche giochi sempre in senso favorevole alle donne. Si nota inoltre una bassa associazione positiva tra GPG e discriminazione, analogamente a quanto verificato per le venti regioni italiane.

Tabella 5 Scomposizione di Oaxaca per ripartizione territoriale (coefficienti di discriminazione e GPG in valori percentuali).

	Nord		Centro		Sud	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
Differenziale scomposto (c)	0.1193	0.1193	0.1154	0.1154	0.0483	0.0483
<i>Effetto caratteristiche</i>	-0.0327	-0.0135	-0.0404	-0.0448	-0.2013	-0.1065
<i>Effetto discriminazione</i>	0.1521	0.1328	0.1558	0.1601	0.2496	0.1549
Coeff. di discriminazione (D)	16.4	14.2	16.9	17.4	28.4	16.6
GPG	13.8		12.2		1.7	
GPG' (d)	11.2		10.9		4.7	
GPG'₀ (e)	-2.6	-1.2	-3.5	-3.9	-17.4	-9.6

(a) Calcolati utilizzando i beta maschili per la ponderazione delle differenze nelle caratteristiche.

(b) Calcolati utilizzando i beta femminili per la ponderazione delle differenze nelle caratteristiche.

(c) $\ln(\bar{w}_m) - \ln(\bar{w}_f)$.

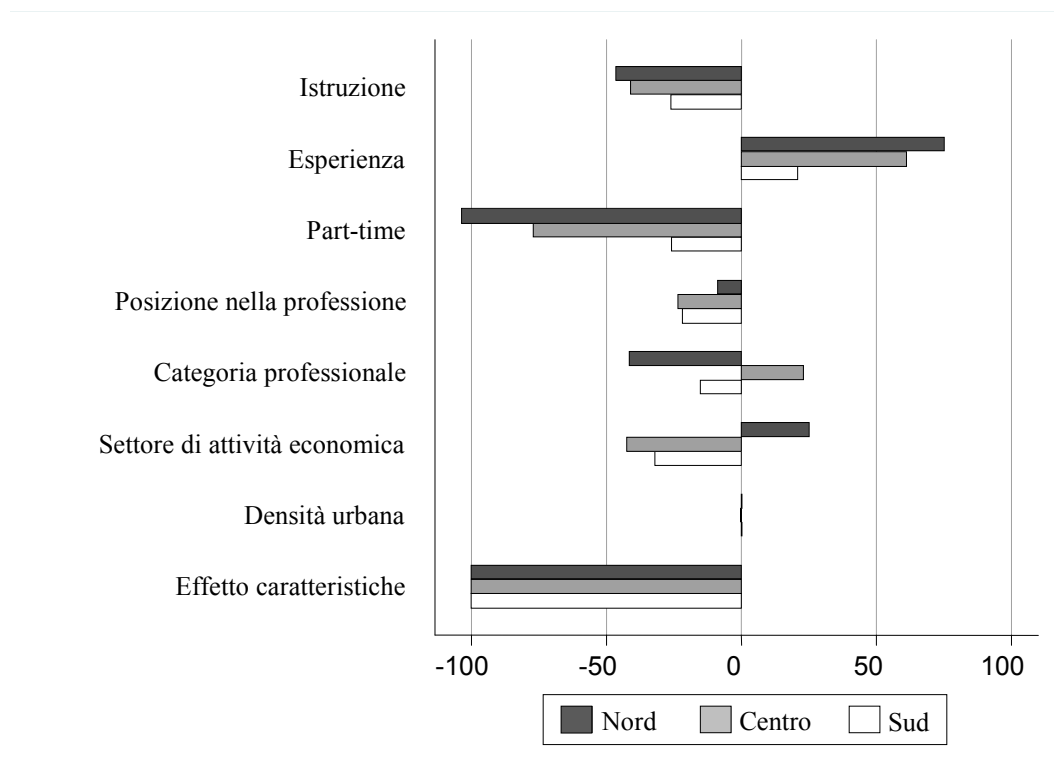
(d) GPG calcolato sulle medie geometriche delle retribuzioni orarie.

(e) GPG a discriminazione zero.

Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

Per le tre ripartizioni si è scelto di confrontare i singoli effetti spiegati dalle differenze nelle caratteristiche, facendo pari a 100 l'effetto complessivo. L'idea è quella di misurare il peso del contributo relativo dei diversi fattori esaminati. Per mostrare i risultati di questa analisi si è effettuata la relativa rappresentazione nel *Grafico 2* (si presentano qui soltanto le elaborazione effettuata sulla base dei beta maschili, essendo del tutto simili i risultati ottenuti con la versione alternativa della scomposizione di Oaxaca).

Grafico 2 Effetti spiegati dalle differenze nelle caratteristiche rapportati all'effetto caratteristiche complessivo, per ripartizioni territoriali (effetto caratteristiche = 100) (scomposizione sulla base dei beta maschili).



Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

La prima informazione interessante è che la distribuzione delle donne nei settori di attività economica incide negativamente soltanto al Nord. L'ipotesi secondo cui la distribuzione delle donne nei settori influirebbe negativamente sul differenziale retributivo (le donne tenderebbero ad occupare i settori meno remunerativi) è quindi plausibile per il Nord, ma non è verificato dalla metodologia di Oaxaca per il Centro e il Sud. Anche la posizione nella professione incide in senso sfavorevole, unicamente nel Nord, ma è testimoniato soltanto dalla scomposizione secondo i beta femminili (qui non riportata).

Le due variabili di capitale umano, istruzione ed esperienza, hanno un peso notevole soprattutto al Nord. E sempre al Nord è fortissimo l'effetto del *part-time*, perlopiù bilanciato in pari valore assoluto dall'esperienza. Praticamente assente è il peso rappresentato dal fattore densità urbana.

6.3 Gender pay gap a discriminazione zero

Abbiamo voluto determinare una misura di GPG, ipotetica, che si realizzerebbe in assenza di discriminazione e che abbiamo denominato gender pay gap a discriminazione zero (GPG'_0). Confrontando il GPG a discriminazione zero con quello empirico, si ha una idea più chiara della dimensione dell'effetto della discriminazione sulle disuguaglianze di genere.

Oaxaca (1973) pone:

$$G = \frac{\bar{W}_m - \bar{W}_f}{\bar{W}_f} \quad (8)$$

che differisce dalla (1) per il denominatore e per \bar{W}_m e \bar{W}_f che sono qui, rispettivamente, la media geometrica (e non aritmetica) dei salari orari medi degli uomini e delle donne. Si verifica che:

$$\ln(G + 1) = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) \quad (9)$$

In pratica la quantità $\ln(G + 1)$ rappresenta il differenziale salariale espresso come differenza tra i logaritmi delle medie geometriche, che Oaxaca scompone sulla base delle (4) e (5).

Partendo dalle (4) e (5), abbiamo pensato di porre uguale a zero la parte attribuibile a discriminazione ($-\bar{Z}'_f \Delta \hat{\beta} = 0$; $-\bar{Z}'_m \Delta \hat{\beta} = 0$), ottenendo la quantità $\ln(G + 1)_0$ che, ipoteticamente, si verificherebbe in assenza di discriminazione. Da questa è possibile derivare una misura di gender pay gap a discriminazione zero attraverso la formula:

$$GPG'_0 = \{\exp[\ln(G + 1)_0] - 1\} \frac{\bar{W}_f}{\bar{W}_m} \quad (10)$$

GPG che è espresso tramite medie geometriche, piuttosto che aritmetiche.

Denominato GPG' il gender pay gap empirico calcolato sulla base delle medie geometriche, il confronto tra quest'ultimo e il gender pay gap a discriminazione zero (10) può fornire informazioni ausiliarie per meglio giudicare sulla dimensione dell'effetto della discriminazione sul GPG. I risultati sono riportati in *Tabella 5*.

Con il GPG a discriminazione zero (GPG'_0) riusciamo ad avere un'idea molto efficace di quella che è la conseguenza della discriminazione sui differenziali di genere. Nel caso delle ripartizioni italiane la situazione non discriminatoria premierebbe sempre le donne, rovesciando in pratica il gender pay gap. Però, mentre nel caso del Nord e del Sud uomini e donne non si distanzierrebbero troppo nei termini di salario orario, nel Sud le donne otterrebbero un vantaggio molto consistente.

7 RETRIBUZIONE ATTUALIZZATA ATTESA

L'analisi delle retribuzioni correnti, così come è stata fin qui svolta, dovrebbe essere considerata soltanto come una delle possibili angolazioni dalle quali è possibile analizzare le differenze di genere. Anche quando l'oggetto di studio appare chiaro, come potrebbe essere quello delle differenze nelle retribuzioni, in realtà è sempre opportuno chiedersi cosa stiamo confrontando: la domanda "differenze in che cosa?" ci obbliga ad esplicitare le nostre intenzioni di ricerca e ci stimola a riflessioni ulteriori.

Soffermandoci ad esplicitare quello che volevamo misurare, questo potrebbe essere definito come "la differenza tra uomo e donna nel trarre profitto nel mercato del lavoro". Ci rendiamo conto, quindi, che la semplice retribuzione potrebbe essere declassata ad una *proxy* di ciò che in realtà importa veramente conoscere. Per riflettere sui limiti di un'analisi basata sulla retribuzione corrente si pensi al caso di un uomo e di una donna con una identica retribuzione oraria, della stessa età e con una stessa aspettativa di vita. Si potrebbe concludere che i due individui non siano diversi, ma se accogliamo la più profonda nozione di diversità che abbiamo proposto prima questa conclusione potrebbe apparire meno scontata. Differenti contesti lavorativi, differenti posizioni professionali, differenti caratteristiche individuali possono determinare destini disuguali per i due soggetti che, al momento, guadagnano allo stesso modo. Uno dei due potrebbe avere attese future di guadagno più elevate perché, ad esempio, inserito in un contesto che gli assicura maggiori possibilità di carriera.

Si sono tentati in letteratura altri approcci, diversi da quello che proponiamo, per ottenere la misura di quello che potremmo definire *lifetime welfare*, ossia un livello economico atteso che tiene conto delle aspettative future di reddito. Per una loro rassegna si veda Flinn (2002). In alcuni lavori (Guiso et al., 1998; Dominitz e Manski, 1997) tale misura viene ottenuta utilizzando informazioni soggettive, cioè raccolte direttamente presso i soggetti lavoratori, evitando così l'introduzione di complicati modelli teorici e l'utilizzo estensivo di dati riferiti al passato. Alcune metodologie si basano su dati longitudinali (Flinn, 2002), e introducono ipotesi sulla distribuzione delle retribuzioni e ipotesi comportamentali sulla mobilità dei lavoratori tra una posizione lavorativa ed un'altra. La semplicità del nostro metodo consiste nell'utilizzo di soli dati *cross-section* e nelle formule compatte di calcolo.

Indicando con x_{ie} gli anni di esperienza lavorativa del soggetto i -esimo, si può ottenere il valore della retribuzione attesa dell'individuo i -esimo $y_i(x_i, x_{ie})$ in funzione di x_{ie} :

$$y_i^{(M)}(x_i, x_{ie}) = E(Y^{(M)} | x_i, x_{ie}) = \beta_0^{(M)} + \beta_1^{(M)} x_{i1} + \beta_2^{(M)} x_{i2} + \dots + \beta_e^{(M)} x_{ie} \quad (11)$$

$$y_i^{(F)}(x_i, x_{ie}) = E(Y^{(F)} | x_i, x_{ie}) = \beta_0^{(F)} + \beta_1^{(F)} x_{i1} + \beta_2^{(F)} x_{i2} + \dots + \beta_e^{(F)} x_{ie} \quad (12)$$

dove x_i è il vettore dei valori assunti dai regressori per l'individuo i -esimo, ad esclusione di quello relativo agli anni di esperienza lavorativa. Al fine di rendere più chiare le formule che seguiranno, si è scelto di posizionare x_{ie} come ultimo regressore.

Per non appesantire le espressioni algebriche, nelle formule che seguiranno eviteremo di specificare l'apice identificativo del sesso, essendo il ragionamento in oggetto estendibile ad entrambi i gruppi.

Il reddito atteso dell'individuo i -esimo, dopo aver accumulato ulteriori t anni di esperienza lavorativa, può convenientemente essere espresso in questo modo:

$$E(Y|x_i, x_{ie} + t) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_e (x_{ie} + t) \quad (13)$$

Per poter valorizzare una intera carriera di lavoro dobbiamo innanzitutto ipotizzarne una durata. Indichiamo con p l'età in cui il lavoratore va in pensione e con a_i la sua età attuale. La differenza $\tau_i = p - a_i$ rappresenta il numero di anni lavorativi ancora a disposizione. In altre parole l'individuo potrà accumulare ancora τ_i anni di esperienza lavorativa. È bene notare che ipotizzare l'età della pensione uguale per tutti i lavoratori e per entrambi i sessi è un'ipotesi di comodo evidentemente irrealistica.

Per dare un valore all'insieme di tutte le retribuzioni annue attese nel corso degli anni che si prospettano al lavoratore, si è scelto di effettuarne una attualizzazione finanziaria¹.

Per le nostre elaborazioni abbiamo scelto un tasso di sconto annuo $r = 3\%$, ritenendolo allineato al rendimento di investimenti finanziari a rischio zero. Si è ipotizzato inoltre che, a partire dal termine della carriera lavorativa, cioè all'età p , l'individuo percepisca una rendita infinita costante di rata pari all'ultima retribuzione ottenuta.

La formula della retribuzione attualizzata attesa per l' i -esimo soggetto, che valorizza l'intera carriera di lavoro, è data dalla seguente espressione:

$$W_i^* = \sum_{t=1}^{p-a_i} [\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_e (x_{ie} + t)] (1+r)^{-t} + \frac{\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_e [x_{ie} + (p - a_i)]}{r} (1+r)^{-(p-a_i)} \quad (14)$$

Il primo addendo costituisce il valore attuale dei redditi fino all'età della pensione. Il secondo addendo è il valore attuale di una rendita perpetua con rata costante pari all'ultimo reddito da lavoro percepito.

¹ Il valore attuale V di un capitale futuro C , in regime di capitalizzazione composta, è dato dal prodotto di tale capitale per un opportuno fattore di sconto v^t ; quindi $V = C(1+r)^{-t} = Cv^t$, dove r è il tasso di sconto annuo e t il numero di anni mancanti alla percezione del capitale C .

Dopo numerosi passaggi algebrici, si perviene all'espressione compatta:

$$W_i^* = \frac{1}{r} \hat{y}_i + \frac{(r+1)(1-v^{\tau_i})}{r^2} \beta_e \quad (15)$$

dove \hat{y}_i è il valore teorico di regressione per il soggetto *i-esimo* e v^τ è il fattore di sconto per τ anni.

I beta di regressione applicati nella formula sono quelli stimati nelle regressioni calcolate separatamente per il gruppo degli uomini e delle donne, utilizzando la retribuzione annua come variabile dipendente. Il modello di regressione ha la stessa configurazione di quello già da noi utilizzato per la scomposizione di Oaxaca, ma si tratta in questo caso di un modello che utilizza la retribuzioni annue. Le retribuzioni annue sono state ottenute moltiplicando per 12 le retribuzioni mensili lorde dichiarate dagli intervistati nel questionario individuale Eu-Silc (le stesse utilizzate per la costruzione della retribuzione oraria lorda). Non sono state considerate in questa analisi le 55 osservazioni per cui risultava $\tau < 0$, cioè quei soggetti che risultavano lavorare dopo i 65 anni di età. La loro inclusione avrebbe generato alcuni problemi nella formula di calcolo di W_i^* .

Una volta calcolate le retribuzioni annue correnti e le retribuzioni attualizzate attese annue, si sono potuti calcolare i GPG per classi di età, riportati nella *Tabella 6*.

Tabella 6 GPG per classi di età calcolato sulle retribuzioni annue correnti e sulle retribuzioni annue attualizzate attese (GPG in valori percentuali).

	GPG (retribuzioni correnti annue)	GPG (retribuzioni attualizzate attese annue)
16-24	11.4	18.3
25-49	24.4	25.0
50-64	26.8	28.2
16-64	24.7	25.4

Fonte: nostre elaborazioni su dati Eu-Silc.

Come si può osservare il GPG risulta sempre più elevato quando si guarda alle retribuzioni attualizzate attese. Questo rivela che il gap tra uomo e donna potrebbe essere sottovalutato quando non si tiene conto dell'intera vita del lavoratore. I valori dei due GPG sono risultati vicini nelle fasce di età i 25-49 e 50-64. Distanti appaiono invece i GPG calcolati nella fascia 16-24.

La retribuzione attualizzata attesa non vuole, naturalmente, avere una funzione estrapolativa, nel senso di avere la pretesa di prevedere i redditi futuri degli individui. D'altra parte l'unico regressore che viene variato è quello relativo agli anni di esperienza e non si tiene conto

quindi di altre possibili variazioni come, ad esempio, un possibile passaggio da posizione di impiegato a quella di dirigente. La retribuzione attualizzata attesa deve essere vista piuttosto come un indicatore di capacità di produrre reddito e i suoi risultati dovrebbero essere sempre vagliati per classi di età. L'indice, infatti, essendo proiettato nel calcolo di redditi futuri, risente del numero di anni che si prospettano al lavoratore.

8 CONCLUSIONI

Nonostante il gender pay gap in Italia sia inferiore se paragonato con quello degli altri Paesi dell'Unione Europea, il divario tra i due sessi appare ancora ampio.

Il notevole livello d'istruzione raggiunto dalle donne italiane rispetto agli uomini fa però ben sperare nella possibilità che in futuro le differenze si riducano. In particolare, nel Meridione, le donne risultano particolarmente istruite, superano le donne del Nord in termini di anni d'istruzione e si avvicinano molto alle donne del Centro. Al Sud il gender gap d'istruzione è decisamente a favore delle donne, con un valore pari -17.3, e risulta essere il più elevato, in valore assoluto, tra tutte le ripartizioni italiane (Nord e Centro registrano, rispettivamente, -7.4 e -7.0).

Resta comunque critica la loro capacità di accumulare capitale umano, soprattutto in termini di esperienza. A risultati simili perviene Battistoni (2005). Occorre evidenziare che la bassa esperienza lavorativa è, allo stesso tempo, causa ed effetto di una difficoltà congenita delle donne ad inserirsi alla pari degli uomini nel mercato del lavoro. Gli uomini hanno, in media, 17.1 anni di esperienza lavorativa, contro i 14.5 anni delle donne, determinando un gap del 15.4%. Il gap di esperienza si acuisce al Sud dove tocca il 18.3%, accompagnato da livelli di esperienza inferiori alla media nazionale sia per gli uomini che per le donne.

Comportamenti del tutto peculiari caratterizzano le scelte lavorative delle donne, che desiderano riuscire a conciliare la vita lavorativa con quella familiare. Così il *part-time* risulta la scelta di circa una donna su quattro.

Nell'interpretazione del GPG occorre ricordare che esso è calcolato sulla base delle retribuzioni orarie; la concentrazione delle donne nel *part-time* incide favorevolmente sul GPG quando si guarda alle retribuzioni orarie, in quanto il *part-time* è meglio remunerato su base oraria, mentre ottiene un effetto opposto sul GPG calcolato sulle retribuzioni annue o mensili. Il GPG calcolato sulla base delle retribuzioni orarie non è quindi un buon indicatore della povertà relativa di un sesso rispetto l'altro.

Il caso italiano conferma molte regolarità emerse a livello europeo: i divari crescono con il crescere dell'età, risultano più contenuti nella pubblica amministrazione e sono bassi per i soggetti che non hanno mai contratto matrimonio.

L'analisi della discriminazione ha evidenziato l'esistenza di una diffusa presenza di discriminazione nell'intero mercato del lavoro e nelle regioni italiane, anche se la nozione di

discriminazione, o quanto meno quella che emerge dalla logica della scomposizione di Oaxaca, andrebbe meglio precisata. La discriminazione colta da questa metodologia non è necessariamente quella data da un atteggiamento disuguale dei datori di lavoro rispetto ai sessi. Oaxaca registrerebbe discriminazione anche in quel mercato in cui tutti i datori di lavoro fossero perfettamente equi, ma le donne si distribuivano "volontariamente" su posizioni reddituali inferiori a quelle congrue alle loro capacità e produttività. C'è sempre da sottolineare che la donna entra nel mercato del lavoro con comportamenti particolari, condizionati sia dalla considerazione sociale del lavoro femminile (Scisci et al. 2002), sia dalla necessità di conciliare il lavoro con gli impegni domestici. La conseguenza di queste scelte potrebbe essere quella di gonfiare il coefficiente di discriminazione facendo apparire l'esistenza un atteggiamento discriminatorio dei datori di lavoro che invece non sussiste.

Adottando un'accezione più larga, il coefficiente di discriminazione potrebbe essere più convenientemente inteso come una misura sintetica di avversione del mercato e del contesto socio-economico alle donne, nei termini di possibilità di offrire loro salari equivalenti a quelli degli uomini a parità di contributo lavorativo apportato.

Per tutte le ripartizioni italiane l'effetto complessivo spiegato dalle differenze nelle dotazioni medie è risultato incidere a favore delle donne. Questo è dovuto principalmente ai vantaggi che le donne ottengono per la loro maggiore istruzione e maggiore concentrazione nel *part-time* dove, si è già detto più volte, le retribuzioni sono mediamente più alte. Incide in senso opposto l'esperienza lavorativa, che le penalizza in misura rilevante.

I fattori settore di attività economica e posizione professionale giocano, a sorpresa, a favore delle donne come effetto spiegato dalle differenze nelle caratteristiche, almeno quando il dettaglio dell'analisi è nazionale. I risultati hanno sorpreso, almeno in parte, perché ci si aspettava che la diffusa opinione che ritiene esistente una tendenza delle donne ad occupare posizioni lavorative inferiori trovasse la sua conferma quantitativa anche nella scomposizione di Oaxaca. Osservando però soltanto il Nord, il settore di attività economica gioca nel verso di penalizzare le donne confermando, ma soltanto per questa ripartizione, l'opinione espressa prima. C'è da rilevare pure che emerge per il Centro un effetto caratteristiche a sfavore delle donne in relazione al fattore categorie professionali, facendo concludere che quello che ci si aspettava trova in realtà parziale conferma, ma non nel Sud.

La discriminazione (individuata sulla base delle differenze nei beta di regressione maschili e femminili) è presente in quasi tutti i settori economici al livello di dettaglio esaminato. Eccezione sembra fare la pubblica istruzione. I momenti più forti di discriminazione sembrano verificarsi nelle posizioni professionali estreme, cioè quelle degli operai e dei dirigenti.

Le regioni meridionali sperimentano un GPG mediamente inferiore a quello del Nord. Alcune regioni mostrano addirittura un GPG favorevole alle donne, come ad esempio in Basilicata. Per convesso la discriminazione è risultata più elevata al Sud. Occorre sottolineare che la

numerosità campionaria ridotta rispetto a quella relativa all'intero territorio rende le stime meno accurate.

L'analisi regionale è stata pure occasione per verificare l'esistenza di una supposta correlazione tra GPG e discriminazione. L'associazione positiva esiste, anche se non appare forte. D'altra parte i risultati a livello di ripartizioni territoriali dimostra in maniera emblematica come discriminazione non equivalga a GPG.

La necessità di misurare in maniera più compiuta la capacità del lavoratore di produrre reddito, per poter affrontare confronti meglio ragionati tra posizioni lavorative apparentemente uguali, ci ha portato a proporre una misura che vuol essere un indicatore di tale capacità e che è data dalla retribuzione attualizzata attesa. Essa è calcolata attualizzando una rendita finanziaria costituita dai redditi futuri attesi, ottenuti sulla base delle stime di regressione impiegate separatamente per il gruppo degli uomini e delle donne. L'utilizzo di due stime separate ha voluto enfatizzare le peculiari differenze tra i due sessi nel produrre reddito.

I risultati hanno evidenziato una tendenza, seppure non marcata, del GPG calcolato sulla base delle retribuzioni attualizzate attese ad evidenziare maggiori divari rispetto a quanto ottenibile sulla base del normale GPG (entrambi i gender pay gap sono riferiti a retribuzioni annue).

9 Bibliografia

Abbaddo T., Favaro D. (2006) *Education and wage differentials by gender in Italy*, (paper submitted at the AIEL 2006 Annual Conference).

Battistoni L. (2005) I numeri delle donne, Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, *Quaderni Spinn*, No. 17.

Commissione Europea (2006) *The Gender Pay Gap – Origins and Policy Responses. A Comparative Review of 30 European Countries*.

Commissione Europea, Eurobarometro (2007) *Discrimination in the European Union, 263/Wave 65.4 – TNS Opinion and Social*.

Commissione Europea (2008) *Women and men in decision-making 2007 – Analysis of the situations and trends*.

Dominitz J, Manski C. (1997) Using Expectations Data to Study Subjective Income Expectations, *Journal of the American Statistical Society*, 92, 855-867.

Eurostat (2004) *Common Cross-sectional EU indicators based on Eu-Silc; the gender pay gap*, Eurostat, Luxembourg.

Favaro D., Magrini, S. (2005) *Group versus individual discrimination among young workers: a distributional approach revisited*, Ecinew WP 2006-26.

Flinn C. J. (2002) Labour Market Structure and Inequality: A comparison of Italy and the U.S., *Review of Economic Studies*, No.69, 611-645.

- Guiso L., Jappelli T., Pistaferri L. (1998) *What Determines Earnings and Employment Risk?*, (Working Paper No. 8, Center for Studies in Economics and Finance, Department of Economic Science, University of Salerno).
- Hagan J. (1990) The Gender Stratification of Income Inequality among Lawyers, *Social Forces*, Vol. 68, No. 3, 835-855.
- Istat (2005) *Rapporto Annuale: la situazione del paese nel 2004*, Roma, Istat.
- Meulders D., Plasman R., Vanderstricht V. (1993) *The Position of Women on the Labour Market in the EEC*, Aldershot: Dartmouth.
- Oaxaca R. (1973) Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, Vol. 14, No. 3., 693-709.
- Rubert J. (ed.) (1987) *Women and Recession*, Routledge and Kegan Paul, London.
- Scisci A., Vinci M. (2002) *Differenze di genere, famiglia, lavoro*, Carocci editore, Roma.

ABSTRACT

The importance of measuring the gender pay gap (GPG) has been demonstrated by the attention which the European Commission has given to this area. The GPG in Italy is not among the highest in Europe, but the observed trend in the last ten years has not decreased.

The aim of this paper is: i) to analyse gender discrimination in employees' wages using Oaxaca methodology; and ii) in order to improve the evaluation of a worker's capacity to produce income throughout his/her working life, we have proposed a new indicator: discounted expected income.

Our analysis has highlighted that the Oaxaca discrimination coefficient is higher in the south of Italy, where the GPG is lower. Using discounted expected income, the GPG is underestimated if calculated on current wages, as generally used in classical gender gap analysis.