



Via Po, 53 – 10124 Torino (Italy)  
Tel. (+39) 011 6704043 - Fax (+39) 011 6703895  
URL: <http://www.de.unito.it>

## WORKING PAPER SERIES

### **UN DOPPIO SVANTAGGIO? DIFFERENZIALI SALARIALI SULLA BASE DEL GENERE E DELL'ETNIA**

Daniela Piazzalunga

Dipartimento di Economia "S. Cagnetti de Martiis"

Working paper No. 06/2011



Università di Torino

**UN DOPPIO SVANTAGGIO? DIFFERENZIALI SALARIALI SULLA BASE DEL  
GENERE E DELL’ETNIA\***

di Daniela Piazzalunga<sup>†</sup>

Luglio 2011

**Abstract**

Negli anni più recenti la dimensione femminile delle migrazioni per lavoro ha assunto un peso importante a livello internazionale e in Italia. Questo articolo esamina l’inserimento lavorativo delle donne immigrate in Italia attraverso lo studio dei differenziali salariali di genere (rispetto agli uomini immigrati) ed etnici (rispetto alle donne italiane). Si individuano e si confrontano le determinanti del salario per uomini e donne immigrati e per donne italiane e immigrate. Successivamente si stima, attraverso la scomposizione di Oaxaca, la parte di differenziale che può essere considerata discriminazione: il differenziale salariale di genere è relativamente ridotto (7.42%), ma è totalmente non spiegato; al contrario, il differenziale salariale etnico tra le donne è più ampio (27.11%), ma è spiegato per circa il 30%. Si valuta, infine, l’esistenza di discriminazione multipla (dovuta al fatto di essere donna e straniera contemporaneamente), che si cerca di misurare, seguendo la scomposizione suggerita da Shamsuddin nel 1998, attraverso la stima del doppio svantaggio, stimato nel 56-62% se si controlla per le occupazioni.

**Parole chiave:** immigrazione, genere, discriminazione salariale, scomposizione di Oaxaca, doppio svantaggio

**JEL** J16 J31 J61 J71

---

\* Il presente Working Paper è una sintesi della tesi di laurea magistrale dell’autrice, alla quale si rimanda per ulteriori dettagli.

La ricerca è stata effettuata con dati ISTAT della Rilevazione continua sulle Forze di Lavoro (2° trimestre 2008), ma la responsabilità delle elaborazioni e delle opinioni espresse sono dell’autrice, e non sono in alcun modo attribuibili all’ISTAT.

Si ringraziano la prof.ssa Maria Laura Di Tommaso, per il sostegno, la collaborazione e le utili indicazioni; la prof.ssa Alessandra Venturini, per l’acquisizione dei dati e i consigli, fondamentali nella prosecuzione del lavoro. Si ringraziano inoltre il prof. Aldo Geuna, la prof.ssa Marilena Locatelli, la prof.ssa Tiziana Caponio, il prof. Roberto Di Monaco, la dott.ssa Roberta Santi (lab.FRAME del COREP).

<sup>†</sup> Corso di laurea in Sviluppo, ambiente e cooperazione. Facoltà di Scienze Politiche, Università degli Studi di Torino. Dipartimento di Economia “Cognetti de Martiis”.

e-mail: [daniela.piazzalunga@studenti.unito.it](mailto:daniela.piazzalunga@studenti.unito.it)

## 1. Introduzione

Per diversi decenni le donne sono state protagoniste invisibili del processo migratorio, ma a partire dagli anni Novanta la “femminilizzazione delle migrazioni” viene considerata una delle tendenze del fenomeno contemporaneo, come evidenziato da Castles e Miller (2003). Tale concetto evidenzia il ruolo ricoperto dalle donne, che oggi costituiscono il 49% dei 214 milioni di migranti internazionali (UN DESA, 2009) e superano la metà dei migranti verso le regioni maggiormente sviluppate. In realtà, già da lungo tempo le donne costituivano una percentuale consistente di tutti i migranti internazionali (quasi il 47% nel 1960, secondo i dati riportati da Zlotnik, 2003) e la loro invisibilità negli studi *mainstream* non rispecchiava la realtà del fenomeno. La cosiddetta “femminilizzazione delle migrazioni” è dovuta in primis alla maggior consapevolezza della parte rappresentata dalle donne, grazie all’interesse delle studiose di stampo femminista (Morokvasic, 1984). In secondo luogo, tale definizione rispecchia soprattutto l’aumento delle migrazioni femminili indipendenti per motivi di lavoro, accanto a quelle determinate dalle scelte del partner e dal ricongiungimento familiare (Piper, 2005). Oggigiorno, quando la partecipazione femminile al processo migratorio è ormai un dato riconosciuto, viene sottolineata l’influenza reciproca tra migrazione e genere, inteso come identità socialmente costruita e come rapporto di potere (Boyd e Grieco, 2003).

Obiettivo di questa ricerca è l’analisi degli effetti del genere nell’inserimento lavorativo delle immigrate, attraverso lo studio dei salari delle donne immigrate in Italia. Si tratta di un campo poco trattato soprattutto in Italia, e specialmente nelle discipline economiche, in parte a causa della scarsità dei dati disponibili. Si analizzano le determinanti del salario per gli stranieri, uomini e donne, e per le donne italiane e straniere, per individuare le cause delle differenze salariali e stimare la possibile discriminazione etnica e di genere nei confronti delle donne straniere, attraverso la scomposizione di Oaxaca. Si valuta, infine, l’esistenza di una discriminazione multipla, misurata attraverso la stima del doppio svantaggio, seguendo la scomposizione di Shamsuddin (1998).

Nella prossima sezione si traccia una panoramica della migrazione femminile, in particolare in Italia; nella sezione 3 si presentano le teorie sulla discriminazione e assimilazione salariale e si propone una rassegna della letteratura sui differenziali salariali a livello internazionale e italiano. La sezione 4 è dedicata alla metodologia applicata, e quella successiva alla descrizione del dataset e delle variabili utilizzate. La sezione 6 presenta le statistiche descrittive. Nella settima sezione si descrivono i principali risultati delle analisi effettuate,

riportando le stime della discriminazione etnica e di genere e la stima del doppio svantaggio, mentre l'ultima è una sezione conclusiva.

## **2. La migrazione femminile: determinanti e caratteristiche del fenomeno in Italia**

La decisione di partire è influenzata da fattori economici, sociologici, demografici a livello micro, meso e macro, simili tra uomini e donne nelle loro caratteristiche generali, ma con importanza ed effetti diversi a seconda del genere. In particolare, l'aumento della partecipazione femminile al mercato del lavoro nei paesi sviluppati si interseca con una ripartizione imperfetta dei compiti nella sfera domestica, soprattutto nei paesi dell'Europa mediterranea, generando una domanda crescente di lavoro domestico e di cura, fattore di attrazione importante per le donne che intendono migrare (Bettio *et al.*, 2006). Si crea così una "nuova divisione internazionale del lavoro riproduttivo" (Truong, 2000, p. 67), che a livello macro stimola le migrazioni femminili. Tra i fattori di spinta più rilevanti, sembra che l'elevata scolarizzazione favorisca la migrazione delle donne più di quella degli uomini (Dumont *et al.*, 2007), con conseguente dequalificazione e *brain waste* (Franck e Spehar, 2010) e che le catene migratorie al femminile siano più importanti per la migrazione delle donne (Richter e Taylor, 2008).<sup>1</sup>

A livello italiano, la composizione per genere dei flussi migratori (prevalentemente maschili o femminili) è determinata proprio dall'intersecarsi di questi diversi fattori e dalle costrizioni sociali in atto nei paesi di origine. Nel 2010 il 51.3% degli stranieri residenti in Italia erano donne (ISTAT, 2010), una percentuale in leggerissimo aumento rispetto agli anni precedenti. Negli anni Settanta e Ottanta, durante i quali l'Italia si stava trasformando da regione di emigrazione a regione d'immigrazione (Venturini, 2001), le prime donne arrivarono in Italia, da Capo Verde, dall'Eritrea, dalle Filippine, seguite poco dopo da donne provenienti dall'America latina (Bettio *et al.*, 2006). In questa fase, a giocare un ruolo decisivo furono soprattutto le missioni cattoliche, che costituirono un tramite con le famiglie della borghesia italiana, verso cui le donne erano inviate come domestiche. La crescente domanda di lavoro domestico anche presso famiglie a reddito più basso favorì la migrazione femminile e la creazione di catene migratorie consolidate, che garantivano alle nuove arrivate un inserimento più facile nel mercato del lavoro (Decimo, 2005). Dopo la caduta dei regimi comunisti, a partire dagli anni Novanta aumentarono in modo significativo le migrazioni femminili

---

<sup>1</sup> Per una descrizione più dettagliata delle determinanti a migrare e delle differenze per genere si può vedere Pfeiffer *et al.* (2008).

dall'Europa centro-orientale (il 52.7% alla fine del 2005, secondo IRES, 2009). Si tratta di donne con un elevato livello di istruzione (per l'uguaglianza formale del socialismo reale), che furono però le prime a trovarsi disoccupate in seguito alla ristrutturazione economica, la cui migrazione fu favorita dall'esistenza di alcuni network antecedenti e dall'abolizione della necessità dei visti per i paesi candidati all'ingresso nell'Unione europea (Morokvasic, 2003).

### **3. Inserimento lavorativo delle donne immigrate: cornici teoriche di riferimento e alcune evidenze empiriche**

Gli immigrati sperimentano una concentrazione in lavori poco qualificati e scarsamente remunerati (Fullin e Reyneri, 2011) e un salario minore rispetto ai nativi (Husted *et al.*, 2000). Sono gli stessi fenomeni vissuti dalle donne (Flabbi, 2001), potrebbero sommarsi nell'esperienza delle donne straniere (Tastsoglou e Preston, 2005). La cornice per interpretare questi fenomeni sono le teorie economiche dell'assimilazione, della discriminazione e della segregazione.

La letteratura sull'assimilazione, il cui capostipite è considerato Chiswick (1978), mette in evidenza come, al momento di ingresso, gli immigrati abbiano dei salari inferiori dei nativi, che aumentano però in modo più rapido, consentendo il raggiungimento e talvolta il superamento di quelli dei nazionali. Il gap iniziale, si ritiene, è dovuto alla mancanza di competenze specifiche al paese di destinazione, che vengono ottenute durante la permanenza, rendendo possibile l'assimilazione economica. Borjas (1989) introduce in questa teoria un controllo degli effetti di coorte, che considera i differenti livelli di produttività di gruppi diversi di immigrazione (dovuti, per esempio, a una qualificazione più bassa). Una volta corrette le stime con gli effetti di coorte, si nota come lo svantaggio iniziale nei confronti dei nazionali sia diverso per ondata migratoria, e che spesso può non essere recuperato nel corso della vita lavorativa. Dagli studi empirici effettuati negli Stati Uniti, in Europa e in Italia emerge che gli stranieri non si assimilano ai lavoratori nazionali (Borjas, 2009; Venturini e Villosio, 2008). Field-Hendrey e Balkan (1991, su dati statunitensi) stimano l'assimilazione delle donne immigrate, mostrando un andamento simile a quello maschile: un gap salariale iniziale con una successiva parziale assimilazione. Da uno studio più recente di Nielsen *et al.* (2004), su dati danesi, emerge che il differenziale salariale rimanente in seguito all'assimilazione è dovuto per gli uomini ad una mancanza di qualifiche, per le donne a discriminazione.

Una spiegazione alternativa dei differenziali salariali delle donne immigrate viene dalle teorie sulla discriminazione nel mercato del lavoro, cioè una disparità di trattamento che comporta guadagni e opportunità di occupazione diverse semplicemente sulla base di caratteristiche come razza, genere, origine nazionale, ecc. (Borjas, 2009). Becker (1957) individua le cause della discriminazione nei pregiudizi, che provocano disutilità al datore di lavoro (oppure ai colleghi o ai clienti) nell'assunzione di donne. In alternativa è possibile che sia in atto la discriminazione statistica (Phelps, 1972), dovuta alla carenza di informazioni sui lavoratori di cui il datore di lavoro dispone, che lo spingono a basarsi sulle statistiche e sulle poche informazioni disponibili per prevedere la produttività di un particolare lavoratore. Un'ulteriore spiegazione è data dal modello di monopsonio, in presenza del quale il datore di lavoro può applicare salari discriminatori se un determinato gruppo di lavoratori ha una curva di offerta di lavoro poco elastica (Shamsuddin, 1998).

I differenziali salariali, inoltre, sono in parte spiegati dal fatto che il gruppo svantaggiato è segregato in lavori meno qualificati scarsamente pagati (Cotter *et al.*, 2003). La segregazione occupazionale può essere imputata a diverse cause, riconducibili alla diversa dotazione di capitale umano e alle scelte del lavoratore, a discriminazione in atto (Anderson e Shapiro, 1996), a caratteristiche peculiari del mercato del lavoro (per una descrizione esaustiva si vedano Cotter *et al.*, 2003; Blau e Jusenius, 1976).

Recentemente, si è messo in evidenza che la discriminazione nel mercato del lavoro non si basa più esclusivamente su una dicotomia tra due gruppi, ma riguarda i numerosi attributi sociali che formano l'identità multipla di una persona (Ruwanpura, 2008), riferendosi all'effetto cumulativo della discriminazione basata su più fattori presenti contemporaneamente, come la razza e il genere nel caso delle donne immigrate (Brewer *et al.*, 2002).

La presenza di differenziali salariali tra immigrati e nazionali è ben documentata: Borjas (2009) sintetizza l'esistenza di differenziali salariali negli Stati Uniti e in Europa. In merito al caso italiano, i rapporti di Banca d'Italia (2009) riportano un differenziale retributivo superiore al 22%. In Venturini e Villosio (2000) il differenziale salariale etnico tra gli uomini è stimato in circa il 13%, prevalentemente spiegato dalle diverse caratteristiche dei lavoratori. Gli immigrati subiscono inoltre una discriminazione all'ingresso del mercato del lavoro (Zanfrini, 2001; Allasino *et al.*, 2004) e una forte segregazione in occupazioni scarsamente remunerate, sia a livello internazionale (Elliott e Lindley, 2008, su dati inglesi), sia a livello italiano (Fullin e Reyneri, 2011).

Anche le donne immigrate sperimentano un differenziale salariale nei confronti delle nazionali, come riportato nel citato studio di Field-Hendrey e Balkan (1991) e in Dustmann e Schmidt (2000). Adsera e Chiswick (2007), su dati europei, stimano un differenziale salariale etnico del 40% per gli uomini immigrati e del 36% per le donne immigrate. Le donne immigrate, impiegate soprattutto nel lavoro domestico e di cura, sembrano subire una segregazione occupazionale ancora più pesante degli uomini, (Cotter *et al.*, 2003; Fullin e Reyneri, 2011; Strozza *et al.*, 2003).

In Italia, secondo i dati Caritas/Migrantes (2009) le donne immigrate guadagnano annualmente il 39.7% in meno degli uomini immigrati, soprattutto a causa del massiccio inserimento nel lavoro domestico e di cura (39.3% delle lavoratrici extraeuropee in regola), il settore con il livello retributivo più basso e marcato da fallimentari tentativi di uscita (IRES, 2009; Strozza *et al.*, 2003). Un'interessante analisi del differenziale di genere tra stranieri è quella di Strozza *et al.* (2003), condotta sulla base di un'indagine condotta tra gli immigrati regolari e irregolari. Questo risulta abbastanza simile a quello degli italiani (18% per i marocchini, 34% tra gli ex-jugoslavi, 28% tra i polacchi), principalmente dovuto a differenze nelle caratteristiche osservabili, ad eccezione del caso marocchino, in cui il differenziale è completamente non spiegato.

#### **4. Metodologia: stima delle funzioni di guadagno, scomposizione di Oaxaca e doppio svantaggio**

Nell'analisi econometrica che si propone non si intende testare le teorie sulla discriminazione precedentemente esposte, ma piuttosto *misurare* quanta sia la discriminazione subita dalle donne straniere in Italia. Per fare ciò si confronterà il salario delle donne immigrate con quello degli uomini immigrati e con quello delle donne italiane e li si metterà in relazione alle caratteristiche individuali e di mercato. In entrambi i casi si cercherà di misurare attraverso la scomposizione di Oaxaca (1973) la parte spiegata dalle diverse caratteristiche e la parte non spiegata, che può essere considerata "discriminazione". Si tenga presente che la parte non spiegata, residuale alla parte del differenziale salariale dovuta alle diverse qualifiche, potrebbe essere imputata ad alcune importanti caratteristiche omesse (per esempio, le abilità personali, la qualità dell'istruzione, aspetti comportamentali, preferenze – si veda Oaxaca, 1973; Flabbi, 2001; Nielsen *et al.*, 2004; Venturini e Villosio, 2008). In questo caso si sovrastimerebbe la "discriminazione". È anche possibile che invece si sottostimi: potrebbe infatti essere la discriminazione stessa ad influenzare l'acquisizione delle caratteristiche (Flabbi, 2001).

Infine, attraverso la scomposizione proposta da Shamsuddin (1998), si misurerà il doppio svantaggio (di genere ed etnico) subito dalle donne straniere, cercando di valutare quale dei due aspetti pesi di più nella condizione lavorativa delle donne straniere in Italia.

Anzitutto vengono calcolati i differenziali salariali grezzi tra i quattro gruppi (uomini italiani, donne italiane, uomini stranieri, donne straniere), utilizzando la formula seguente:

$$\Delta \bar{W} = \frac{\bar{W}_h - \bar{W}_l}{\bar{W}_h} \quad (1)$$

dove  $\Delta \bar{W}$  indica il differenziale salariale,  $\bar{W}_h$  il salario medio del gruppo con un salario maggiore e  $\bar{W}_l$  il salario medio del gruppo con il salario più basso. In questo modo otterremo la differenza tra i due salari come percentuale del salario maggiore.

Si stima in seguito una funzione di guadagno sulla base delle teorie del capitale umano. Tale funzione, specificata nell'equazione 2, viene inizialmente stimata per uomini e donne stranieri contemporaneamente, includendo la variabile dummy *sessu*.

$$\ln(W_i) = \alpha + \beta_s \text{sessu}_i + \beta_x X_i + v_i \quad (2)$$

Questa funzione mette in relazione il salario, espresso in forma logaritmica  $\ln(W_i)$ , con una serie di caratteristiche individuali e di mercato osservabili, indicate dalla matrice  $X_i$ ;  $\alpha$  è l'intercetta. Ad ogni caratteristica viene associato un coefficiente  $\beta$  che indica il peso della singola variabile sul guadagno, a parità di altre condizioni.  $v$  indica infine l'errore casuale. Tale funzione ci permette una prima elaborazione dell'effetto di essere donna sul salario, a parità di altre condizioni, attraverso il coefficiente  $\beta_s$  della variabile dummy *sessu* (1 se donna, 0 se uomo).

Le caratteristiche, indicate dalla matrice  $X_i$ , sono gli anni di istruzione, l'esperienza, l'esperienza al quadrato, il salario orario del partner (variabili continue), e le seguenti variabili discrete, inserite come dummy: residenza, età, stato civile, settore, provenienza, condizione giuridica, titolo di studio terziario in Italia. Si stima sia una funzione di guadagno "corta", senza occupazioni, sia una "lunga" in cui alle variabili indicate vengono aggiunte le occupazioni. La costruzione delle variabili qui sinteticamente riportate viene descritta dettagliatamente nel paragrafo successivo.

Sulla base di tale funzione si può stimare l'aumento lineare del salario orario (variabile dipendente) al variare di altre caratteristiche.

Successivamente, si elaborano due funzioni di guadagno distinte per uomini (equazione 3) e donne (equazione 4) stranieri. In questo modo siamo in grado di individuare il diverso rendimento delle singole caratteristiche per uomini e donne.

$$\ln(W_{m_i}) = \alpha_{m_i} + \beta_{m_i} X_{m_i} + v_{m_i} \quad (3)$$

$$\ln(W_{f_i}) = \alpha_{f_i} + \beta_{f_i} X_{f_i} + v_{f_i} \quad (4)$$

dove  $m$  indica gli uomini e  $f$  indica le donne.

Il differenziale salariale medio può essere scritto come:

$$\Delta \bar{W} = \frac{\bar{W}_m - \bar{W}_f}{\bar{W}_m} = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = \alpha_m + \hat{\beta}_m \bar{X}_m - \alpha_f + \hat{\beta}_f \bar{X}_f \quad (5)$$

cioè la differenza tra il logaritmo del salario medio stimato per gli uomini e per le donne, che sono espressi in funzione delle caratteristiche medie  $\bar{X}$  pesate per i rispettivi coefficienti stimati  $\hat{\beta}$ . L'equazione 5, attraverso dei semplici passaggi algebrici (si veda Oaxaca, 1973) può essere riscritta come:

$$\Delta \bar{W} = \ln(\bar{W}_m) - \ln(\bar{W}_f) = \underbrace{(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_m}_{\text{Differenziale dovuto alle qualifiche}} + \underbrace{(\alpha_m - \alpha_f) + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{X}_f}_{\text{Differenziale dovuto ai rendimenti ("discriminazione")}} \quad (6)$$

Questa scomposizione divide il differenziale in due parti: la prima parte rappresenta la differenza tra le caratteristiche personali, pesata per il coefficiente del gruppo di riferimento (differenza spiegata). La seconda parte, invece, rappresenta la differenza tra i coefficienti moltiplicata per le caratteristiche medie del gruppo svantaggiato (oltre alla differenza tra le intercette), cioè il diverso rendimento delle caratteristiche per uomini e donne. Questa seconda parte viene abitualmente definita "discriminazione": si tratta, come abbiamo detto, della parte non spiegata dalle caratteristiche osservabili, dovuta sia a differenze non osservate, sia discriminazione in senso stretto del termine (Strozza *et al.*, 2003).

L'introduzione di variabili dummy per grandi categorie può avere un effetto negativo sulla parte spiegata, comportando una sovrastima della discriminazione, e può mascherare le differenze interne ai gruppi. Si tratta dell'*effetto composizione* (Bonjour e Pacelli, 1998)<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Si rimanda all'articolo di Bonjour e Pacelli (1998) per la descrizione dell'effetto di composizione.

Si è utilizzato come gruppo di riferimento il gruppo degli uomini: si è cioè ipotizzato che, in assenza di discriminazione, le donne straniere guadagnerebbero quanto gli uomini stranieri. Oaxaca (1973) propone di utilizzare come gruppo di riferimento sia quello con il salario maggiore sia quello con il salario minore, e considerare che la discriminazione si collochi nel *range* tra le due stime impiegate. Successivamente sono stati proposti gruppi di riferimento diversi, per esempio la stima di caratteristiche e coefficienti data dalla funzione di guadagno dei due gruppi insieme, (Oaxaca e Ransom, 1994). Abbiamo deciso, tuttavia, di utilizzare come gruppo di riferimento il gruppo con il salario maggiore, soprattutto perché ci sembra probabile pensare che se non ci fosse discriminazione sarebbe il salario degli italiani ad essere applicato. Inoltre tale opzione è ancora la più diffusa (per esempio in Venturini e Villosio, 2000; Flabbi, 2001; Strozza *et al.*, 2003), consentendo, ove possibile, maggiori confronti.

Lo stesso procedimento qui presentato per il confronto tra uomini e donne stranieri viene applicato nel confronto tra le donne italiane e quelle straniere (calcolo del differenziale salariale grezzo, funzione di guadagno con dummy per stranieri, scomposizione di Oaxaca), con lievi differenze. Innanzitutto nella stima della funzione di guadagno unica si darà rilievo alla variabile *stranieri* (1 se stranieri, 0 se italiani) e non al sesso. In secondo luogo sono state tolte le caratteristiche peculiari dei cittadini stranieri (provenienza, condizione giuridica, titolo di studio ottenuto in Italia), perché non sarebbe stato possibile confrontarle. Si è aggiunto il numero di figli di 0-5 anni, 6-10 anni e 11-14 anni (non incluso nel confronto uomini/donne stranieri poiché statisticamente non significativo e non rilevante). Volendo valutare anche l'effetto della conoscenza della lingua italiana, si sono utilizzate come approssimazione l'utilizzo della lingua italiana o straniera sul lavoro, in famiglia e con gli amici. Il peso di queste variabili può essere stimato nelle funzioni di guadagno aggregate e per le donne straniere, ma non nella scomposizione di Oaxaca (come si vede nell'equazione 6, sarebbe stato necessario avere il coefficiente per le donne italiane). L'equazione 6 sintetizza la scomposizione di Oaxaca nel confronto tra le donne:

$$\Delta \bar{W} = \ln(\bar{W}_i) - \ln(\bar{W}_s) = (\bar{X}_i - \bar{X}_s) \hat{\beta}_i + (\alpha_i - \alpha_s) + (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_s) \bar{X}_s \quad (7)$$

dove *i* e *s* sono rispettivamente italiani e stranieri.

Per la stima del doppio effetto negativo sui salari delle donne immigrate si fa riferimento alla metodologia suggerita da Shamsuddin (1998), che amplia la scomposizione di Oaxaca.

Si scompone la differenza dei logaritmi medi dei salari tra uomini nativi e donne immigrate, come segue:

$$\Delta \bar{W} = \ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_f^s = \underbrace{(\ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_m^s)}_{\text{Differenziale etnico}} + \underbrace{(\ln \bar{W}_m^s - \ln \bar{W}_f^s)}_{\text{Differenziale di genere}} \quad (8)$$

dove  $i$  indica gli italiani,  $s$  gli stranieri,  $m$  gli uomini,  $f$  le donne.

Il differenziale salariale tra uomini italiani e donne straniere è quindi suddiviso in una parte dovuta al differenziale etnico (tra uomini italiani e stranieri) e una dovuta a quello di genere (tra uomini stranieri e donne straniere).

Sulla base della scomposizione di Oaxaca (1973) l'equazione 8 può essere suddivisa in una parte spiegata dovuta alle caratteristiche (etniche e di genere) e in una parte non spiegata (etnica e di genere):

$$\begin{aligned} \Delta \bar{W} &= \ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_f^s = (\ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_m^s) + (\ln \bar{W}_m^s - \ln \bar{W}_f^s) = \\ &= \underbrace{[(\alpha_m^i - \alpha_m^s) + (\hat{\beta}_m^i - \hat{\beta}_m^s) \bar{X}_m^s + (\bar{X}_m^i - \bar{X}_m^s) \hat{\beta}_m^i]}_{\text{Differenziale etnico non spiegato}} + \underbrace{[(\alpha_m^s - \alpha_f^s) + (\hat{\beta}_m^s - \hat{\beta}_f^s) \bar{X}_f^s + (\bar{X}_m^s - \bar{X}_f^s) \hat{\beta}_m^s]}_{\text{Differenziale di genere non spiegato}} \\ &\quad + \underbrace{(\bar{X}_m^i - \bar{X}_m^s) \hat{\beta}_m^i}_{\text{Differenziale etnico spiegato}} + \underbrace{(\bar{X}_m^s - \bar{X}_f^s) \hat{\beta}_m^s}_{\text{Differenziale di genere spiegato}} \end{aligned} \quad (9)$$

La scomposizione proposta da Shamsuddin (1998) permette dunque di scomporre il differenziale in quattro parti:

- (a) differenziale etnico spiegato, dovuto alle caratteristiche diverse tra uomini italiani e stranieri  $(\bar{X}_m^i - \bar{X}_m^s) \hat{\beta}_m^i$ ;
- (b) differenziale etnico non spiegato, dovuto ai diversi coefficienti tra uomini  $(\alpha_m^i - \alpha_m^s) + (\hat{\beta}_m^i - \hat{\beta}_m^s) \bar{X}_m^s$ ;
- (c) differenziale di genere spiegato, dovuto alle caratteristiche diverse tra uomini e donne stranieri  $(\bar{X}_m^s - \bar{X}_f^s) \hat{\beta}_m^s$ ;
- (d) differenziale di genere non spiegato, dovuto ai diversi coefficienti tra stranieri  $(\alpha_m^s - \alpha_f^s) + (\hat{\beta}_m^s - \hat{\beta}_f^s) \bar{X}_f^s$ .

L'effetto doppio è dato dalle due componenti di "discriminazione", etnica e di genere, e cioè dalla somma di (b) e (d).

In alternativa, la scomposizione può essere fatta suddividendo il gap tra uomini italiani e donne straniere in differenziale di genere tra uomini e donne italiane e differenziale etnico tra donne italiane e donne straniere, come si vede nelle equazioni 10 e 11.

$$\Delta \bar{W} = \ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_f^s = \underbrace{(\ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_f^i)}_{\text{Differenziale di genere}} + \underbrace{(\ln \bar{W}_f^i - \ln \bar{W}_f^s)}_{\text{Differenziale etnico}} \quad (10)$$

E quindi:

$$\begin{aligned} \Delta \bar{W} &= \ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_f^s = (\ln \bar{W}_m^i - \ln \bar{W}_f^i) + (\ln \bar{W}_f^i - \ln \bar{W}_f^s) = \\ &= \underbrace{[(\alpha_m^i - \alpha_f^i) + (\hat{\beta}_m^i - \hat{\beta}_f^i) \bar{X}_f^i]}_{\text{Differenziale di genere non spiegato (b)}} + \underbrace{(\bar{X}_m^i - \bar{X}_f^i) \hat{\beta}_m^i}_{\text{Differenziale di genere spiegato (a)}} + \underbrace{[(\alpha_f^i - \alpha_f^s) + (\hat{\beta}_f^i - \hat{\beta}_f^s) \bar{X}_f^s]}_{\text{Differenziale etnico non spiegato (d)}} + \underbrace{(\bar{X}_f^i - \bar{X}_f^s) \hat{\beta}_f^i}_{\text{Differenziale etnico spiegato (c)}} \end{aligned} \quad (11)$$

Il doppio effetto negativo è dato anche in questo caso dalla somma delle parti non spiegate (b) e (d). Il doppio svantaggio stimato si trova nel *range* tra i due valori misurati.

Oltre a permetterci di calcolare il doppio effetto negativo, la scomposizione di Shamsuddin (1998) ci permette anche di stimare se il differenziale sia dovuto maggiormente a una discriminazione di genere o etnica.

Per questa scomposizione utilizzeremo la stessa funzione di guadagno per i quattro gruppi, escludendo quindi le caratteristiche peculiari degli stranieri (provenienza, condizione giuridica e titolo di studio in Italia) e includendo invece il numero dei figli, come nel confronto tra donne italiane e donne straniere. La parte spiegata/non spiegata potrebbe quindi variare rispetto alla scomposizione di Oaxaca tra stranieri per l'inserimento o esclusione di alcune caratteristiche. Viene esclusa anche la lingua parlata, per la quale come abbiamo visto non è possibile calcolare il coefficiente tra gli italiani.

## 5. I dati utilizzati e le variabili

La scarsità di dati disponibili sul lavoro regolare delle donne immigrate è stata in passato una delle cause delle poche ricerche sul loro inserimento lavorativo (Zorlu, 2003). In Italia sono oggi disponibili rilevazioni con un campione sufficientemente numeroso – anche se

comunque ridotto – grazie all’aumento del numero di immigrati uomini e donne negli anni più recenti (gli stranieri costituiscono oggi il 7% della popolazione italiana, dati ISTAT, 2010).

L’analisi empirica è basata sulla Rilevazione continua sulle Forze di Lavoro dell’ISTAT del secondo trimestre 2008 (di seguito RCFL-2008/2), composta da 169,775 individui (circa 70,000 famiglie).

Tra i dataset disponibili, la Rilevazione sulle Forze di Lavoro ci è parso il più completo per analizzare le immigrate nel mercato del lavoro italiano (si veda anche Fullin e Reyneri, 2011). I dataset alternativi sono indagini settoriali o parziali (per esempio quelli svolti dagli istituti di ricerca IRES<sup>3</sup> e Fondazione ISMU<sup>4</sup>), o incompleti per i nostri obiettivi (il dataset INPS non contiene dati sul lavoro domestico, settore fondamentale tra le occupazioni femminili). A partire dal 2007, inoltre, nella RCFL è stata inclusa una domanda sulla retribuzione netta guadagnata nel mese precedente, consentendoci di elaborare funzioni di guadagno. Infine si è optato per la rilevazione del secondo trimestre del 2008 perché contiene una sezione ad hoc sull’integrazione dei migranti nel mercato del lavoro. Si tenga dunque presente che i dati analizzati sono antecedenti alla crisi economica di questi anni, scoppiata in tutta la sua portata nell’autunno 2008.

Tra i principali svantaggi della RCFL dell’ISTAT spicca il fatto che la rilevazione viene svolta per le famiglie *residenti* in Italia (registrate all’anagrafe), che comporta una sottostima degli stranieri: infatti, non vengono inclusi nel campione gli immigrati irregolari, gli immigrati stagionali e quelli che non sono ancora iscritti all’anagrafe, ovvero circa il 10% degli immigrati regolari (Fullin e Reyneri, 2011). La rilevazione, inoltre, come la maggior parte di quelle ufficiali, si concentra sul lavoro regolare. Si consideri, però, che circa il 50% del lavoro nel settore domestico è irregolare (IRES, 2009). Infine la rilevazione, basandosi sui componenti delle “famiglie residenti”, non campiona i lavoratori coresidenti con il datore di lavoro, perché non vengono considerati parte del nucleo familiare.<sup>5</sup> Ancora una volta ciò ha effetto sul campionamento delle donne immigrate, se si considera che tra il 40% e il 50% delle assistenti familiari coabita con il proprio assistito (IRES, 2009; Strozza *et al.*, 2003).

---

<sup>3</sup> IRES - Istituto di Ricerche Economico e Sociali – è un istituto di ricerca fondato dalla CGIL nel 1979, con sede a Roma, e con una rete regionale. ([www.ires.it](http://www.ires.it))

<sup>4</sup> La Fondazione ISMU, creata nel 1991 su iniziativa della Fondazione Cariplo, è un ente scientifico autonomo e indipendente che promuove studi, ricerche e iniziative sulla società multietnica e multiculturale, con particolare riguardo al fenomeno delle migrazioni internazionali. Ha sede a Milano.

<sup>5</sup> Per altri dettagli sulla metodologia di campionamento, questionari e classificazioni utilizzate dall’inchiesta è possibile consultare il sito: [http://www.istat.it/dati/microdati/elenco\\_file\\_standard](http://www.istat.it/dati/microdati/elenco_file_standard).

Delle 169,775 persone intervistate per la RCFL-2008/2, solo una parte rientra nel campione utilizzato nell'analisi econometrica. Innanzitutto si è selezionato il campione composto da italiani (160,884) e da stranieri (6,442), escludendo 2,449 individui che abbiamo definito "figli di emigrati". Il campione *italiano* è composto unicamente dalle persone nate in Italia con cittadinanza italiana; il campione *straniero* è composto dagli immigrati in senso stretto (4,733 nati all'estero con cittadinanza straniera), dagli immigrati che abbiano ottenuto la cittadinanza italiana (944), dai figli di immigrati (765). Il campione escluso (2,449) è composto dai *figli di emigrati* italiani, cioè da chi è nato all'estero ma ha la cittadinanza italiana dalla nascita (1,642) o l'ha ottenuta per discendenza (353), oppure non è definito in che modo abbia ottenuto la cittadinanza (454).

Si è deciso di escludere i figli di emigrati (come anche in Chiswick, 1978; Venturini e Villosio, 2008) perché sperimentano, probabilmente, una condizione lavorativa diversa sia dagli italiani, sia dagli stranieri. È probabile che non vivano lo stesso tipo di discriminazione che subiscono gli immigrati stranieri. Tuttavia essere cresciuti all'estero potrebbe significare di non aver acquisito quelle caratteristiche specifiche all'Italia, di avere minori qualifiche e una minor conoscenza della lingua italiana (Venturini e Villosio, 2000).

Le donne costituiscono il 55.99% del campione complessivo, percentuale che riduce nel campione di chi ha un'occupazione remunerata. Si noti anche che gli stranieri hanno un'istruzione abbastanza elevata, con picchi per chi proviene dai paesi a sviluppo avanzato e dall'Europa centro-orientale e il valore minimo per i marocchini. Tendenzialmente, maggiori percentuali di donne non hanno nessun tipo di istruzione o un'istruzione terziaria, seppur con differenze tra i gruppi di origine. Questi dati confermano come la scolarizzazione sia un fattore importante nella migrazione della donna, soprattutto nel caso in cui si tratti di migrazione indipendente. Spicca inoltre la concentrazione degli stranieri nelle fasce di età più produttive: il 57.31% degli stranieri in età lavorativa (cioè tra i 15 e i 64 anni) ha tra i 24 e i 44 anni, rispetto al 24.38% degli italiani.

Del campione complessivo sono stati esclusi altri individui: anzitutto si sono esclusi circa 10,000 individui che non possedevano il codice per identificare la famiglia, necessario per poter ricostruire alcune variabili di rilievo.

Ci si è poi concentrati sulla popolazione in età lavorativa (15-64 anni), campione sul quale sono stati calcolati i principali indicatori di partecipazione al mercato del lavoro, riportati nella tabella 5.1.

Si può facilmente notare che gli stranieri, sia uomini che donne, hanno un tasso di attività e di occupazione maggiore degli italiani, e gli uomini maggiore delle donne. L'altro dato indicativo è il maggior tasso di disoccupazione delle donne italiane rispetto agli uomini, e soprattutto delle donne straniere rispetto agli altri tre gruppi. Questo aspetto conferma la maggior vulnerabilità delle donne immigrate, in particolare l'alto rischio di disoccupazione, nonostante un'istruzione elevata (Tastsoglou e Preston, 2005).

Tab. 5.1: Principali indicatori del mercato del lavoro, per sesso e provenienza

INDICATORI	Italiani		Stranieri	
	Uomini	Donne	Uomini	Donne
Tasso di attività	71.59	49.52	85.88	56.80
Tasso di occupazione	67.76	45.57	81.14	49.32
Tasso di disoccupazione	5.35	7.98	5.52	13.17

*Fonte:* elaborazioni personali su dati RCFL-2008/2.

*Tasso di attività:* forza lavoro (occupati e in cerca) di 15-64 anni sul totale della popolazione di 15-65 anni.

*Tasso di occupazione:* occupati sul totale della popolazione di 15-65 anni.

*Tasso di disoccupazione:* persone in cerca di occupazione sul totale della forza lavoro.

Poiché l'analisi econometrica effettuata è sulle funzioni di guadagno e sui differenziali salariali, della popolazione in età lavorativa (15-64 anni) si sono tenute solamente le persone per cui è stato possibile ricostruire il salario orario, cioè quelle per cui era disponibile la retribuzione mensile netta e le ore mensilmente lavorate.

Si è ritenuto, inoltre, di escludere chi aveva un reddito pari a 3000€ e a 250€: nella RCFL-2008/2, infatti, le retribuzioni maggiori di 3000€ sono poste come uguali a 3000€ e quelle minori di 250€ vengono codificate uguali a 250€. Ciò potrebbe aver determinato uno schiacciamento nelle fasce centrali di retribuzione, in assenza del quale forse la forbice tra i salari sarebbe stata maggiore. Si tenga presente che la distribuzione degli individui in questi due fasce non è bilanciata tra i vari gruppi: gli uomini italiani erano più rappresentati nel gruppo con un salario uguale o maggiore di 3000€, mentre le donne italiane e soprattutto quelle straniere nel gruppo con un salario pari o minore a 250€. Lo schiacciamento nelle fasce centrali potrebbe aver ridotto la forbice tra uomini e donne italiane, le quali hanno maggiori difficoltà proprio nell'accesso alle retribuzioni più elevate per effetto della segregazione verticale. È invece probabile che le distorsioni sul salario degli immigrati siano molto ridotte, proprio per la difficoltà di entrambi i sessi di accedere alle retribuzioni più elevate. Gli individui con salari pari a 250€ e 3000€ sono quindi stati esclusi dal sotto-campione su cui si sono effettuate le analisi econometriche.

Infine, dal campione utilizzato sono stati esclusi gli individui che presentavano valori missing nelle variabili da noi considerate.

Per riassumere, il sotto-campione selezionato è composto da persone in età lavorativa, (tra i 15 e i 64 anni, italiane e straniere (e non figli di emigrati) che possiedono un salario compreso tra 250€ e 3000€ (esclusi). La selezione è schematizzata nella tabella 5.2 di seguito.

Tab. 5.2: Selezione progressiva del campione per il sotto-campione utilizzato nell'analisi econometrica

Selezione effettuata	Individui esclusi		Campione
		<b>169,775</b>	Campione iniziale
Esclusi i figli di emigrati italiani	-2,449	167,326	Campione 2 (it. e stranieri)
Esclusi gli individui con codice id. familiare missing	-10,796	156,530	Campione 3
Esclusi individui in età non lavorativa (<14 e >64 anni)	-58,400	98,130	Campione 4 (in età lavorativa)
Esclusi individui senza salario orario	-56,923	41,207	Campione 5
Esclusi individui con salario mensile pari a 250€ o a 3000€	-1,066	40,141	Campione 6
Esclusi valori missing	-5,562	<b>34,579</b>	Sotto-campione finale (persone con salario orario)

Fonte: elaborazioni personali su dati RCFL-2008/2.

Rispetto ai 169,775 individui iniziali, il sotto-campione è composto da 34,579 individui, di cui 32,683 italiani (94,52%) e 1,896 stranieri (5.48%). Il campione italiano è composto da 17,778 uomini (54.40%) e 14,905 donne (45.60%), quello straniero da 1,008 uomini (53.16%) e 888 donne (46.84%).

## 5.1 Le variabili

La prima variabile di interesse è la *retribuzione oraria* percepita dal lavoratore. Questa è stata calcolata dividendo la retribuzione percepita nel mese precedente (esclusi i premi non percepiti regolarmente), riportata nella RCFL dal 2007, per le ore lavorate mensilmente (ore solitamente lavorate a settimana moltiplicate per 4.3). La retribuzione oraria netta, espressa in forma logaritmica, costituisce la nostra variabile dipendente.

Le variabili esplicative utilizzate sono le seguenti.

*Stranieri*: si tratta di una variabile dummy costruita sulla base di quanto detto precedentemente. La variabile assume valore 0 se si tratta di italiani, valore 1 se si tratta di stranieri.

*Anni di istruzione:* ricostruiti assegnando ad ogni grado di istruzione, riportato nella RCFL-2008/2, il numero di anni necessario in Italia per ottenerlo<sup>6</sup>.

*Esperienza lavorativa:* si tratta dell'esperienza potenziale (calcolata sottraendo 2008, anno dell'intervista, all'anno di inizio del primo lavoro), e non effettiva. Si include inoltre l'esperienza al quadrato, per identificare il variare dell'effetto dell'esperienza.

*Numero di figli:* il dataset RCFL-2008/2 non contiene informazioni sul numero di figli, ma grazie all'identificativo familiare, alla relazione di parentela e all'età è stato possibile ricostruire il numero di figli per donne e uomini, suddividendoli per fasce di età (0-5 anni, 6-10 anni, 11-14 anni). Si ritiene che il numero di figli riduca l'esperienza effettiva delle donne nel mercato del lavoro. Dovrebbe perciò avere un effetto negativo sul loro salario, ma non su quello degli uomini, per i quali invece identifica lo sforzo nel lavoro (Adsera e Chiswick, 2007).

*Salario orario del partner:* è stato ricostruito utilizzando il salario orario, il codice familiare e la relazione di parentela. Per evitare di dover eliminare tale variabile o di dover escludere molti individui perché assente, si è optato per assegnare ai dati *missing* il valore 0 (9,774 casi; in 12,270 casi è uguale a 0 perché gli individui sono single). Il salario del partner potrebbe avere un effetto positivo secondo il modello di “*assortative mating*” (Addabbo e Favaro, 2007, p. 214).

*Stato civile:* oltre alle informazioni desumibili dalla RCFL-2008/2, si è introdotta la convivenza, grazie alla relazione di parentela e al codice familiare. Sono poi state generate tre variabili *dummy*: sposato (1 sposato, 0 non sposato), convivente (1 convivente, 0 non convivente), altro (1 celibe/nubile, separato di fatto o legalmente, divorziato, vedovo; 0 in caso contrario).

Altre variabili sono invece state utilizzate come fornite dal questionario, con la differenza che da variabili discrete sono state rese variabili *dummy*: sesso (1 donna, 0 uomo); regione di residenza (Nord, Centro, Sud); classi di età (15-24 anni, 25-34 anni, 35-44 anni, 45-54 anni, 55-64 anni); settore (agricoltura, industria, costruzioni, commercio, altre attività), occupazione (legislatori, dirigenti e imprenditori; professioni intellettuali, scientifiche e di elevata specializzazione; professioni tecniche; impiegati; professioni qualificate nelle attività; artigiani, operai specializzati e agricoltori; conduttori di impianti e operai semiqualeficati; professioni non qualificate; forze armate). Quest'ultima variabile non viene inclusa da subito,

---

<sup>6</sup> Corrispondenze tra titolo di studio conseguito e anni di istruzione disponibili su richiesta.

ma solo in un secondo momento, per valutare se e come la segregazione occupazionale incida sui differenziali salariali.

*Utilizzo della lingua straniera:* sul lavoro, in famiglia e con gli amici (=1 se si utilizza la lingua straniera), incluse come *proxy* del livello di conoscenza della lingua italiana. Si ipotizza, infatti, che utilizzare la lingua straniera invece dell'italiano possa avere effetto sul lavoro, e quindi ridurre il salario (Foroutan, 2008, p. 690). Tuttavia, come si è visto nella sezione metodologica, non è possibile inserirla nella scomposizione di Oaxaca.

Esclusivamente nel confronto tra uomini e donne stranieri, abbiamo incluso le seguenti variabili.

*Provenienza:* è stata suddivisa in macro-regioni (basandosi indicativamente sulla suddivisione ISTAT, 2007): Paesi a sviluppo avanzato (paesi appartenenti all'UE15, altri paesi europei, Giappone, Israele, Canada, Stati Uniti, Oceania); Balcani occidentali (ex-Jugoslavia e Albania); Europa centro-orientale; Asia (escluse le Filippine); Filippine; Nord Africa (Algeria, Egitto, Libia, Marocco, Sudan, Tunisia); Africa sub-sahariana; America latina. Per individuare lo stato di provenienza ci si è basati sul paese estero di nascita e, solo in assenza di questo, sulla cittadinanza posseduta. In molti articoli le analisi econometriche vengono svolte distinte per il singolo gruppo di provenienza (Husted *et al.*, 2000; Zorlu, 2003), ma per la ridotta numerosità del campione è stato necessario inserire tale caratteristica come variabili *dummy* di controllo.

*Condizione giuridica:* cittadinanza italiana, cittadinanza europea (solo per i cittadini dell'Unione europea), carta di soggiorno (per soggiornanti di lungo periodo), permesso di soggiorno, visto, nessuno di questi.

*Titolo di studio terziario in Italia:* secondo la letteratura esistente, se il titolo di studio è stato ottenuto all'estero viene poco riconosciuto nel mercato del lavoro (Schoeni, 1998; Foroutan, 2008; Fullin e Reyneri, 2011). Si è quindi controllato se gli immigrati abbiano ottenuto un titolo di studio terziario (universitario o superiore) in Italia, informazione disponibile grazie al questionario ad hoc per gli stranieri.

Si sarebbe voluta includere anche l'*anzianità migratoria*, cioè gli anni spesi nel paese di destinazione, considerati un elemento importante per stimare l'acquisizione di competenze specifiche al paese di arrivo (Chiswick, 1978). Tuttavia l'elevata multicollinearità di tale variabile con gli anni di istruzione, l'età e l'esperienza, ci ha spinti ad escluderla dalle variabili di controllo.

## 6. Statistiche descrittive

Il campione da noi analizzato è composto da 17,778 uomini italiani, 14,905 donne italiane, 1,008 uomini stranieri e 888 donne straniere. La tabella 6.1 presenta le statistiche descrittive delle variabili continue per i singoli gruppi, oltre che per gli stranieri nel loro complesso e le donne nel loro complesso. La tabella 6.2 mostra le statistiche descrittive delle variabili discrete.

Dalla tabella 6.1 è possibile notare che gli uomini italiani percepiscono la maggior retribuzione mensile (quasi 1330€), seguiti dagli uomini stranieri (1118€), dalle donne italiane (1096€) e dalle donne straniere (quasi 828€). La retribuzione oraria è determinata anche dal numero di ore lavorate, maggiori per gli stranieri rispetto ai loro corrispettivi italiani.

Il minor numero di ore lavorato dalle donne italiane rispetto agli uomini italiani fa sì che esse abbiano un salario orario in assoluto maggiore (anche se la mediana è a favore degli uomini italiani). Ciò sembrerebbe in contraddizione con il maggior numero di ricerche, che riportano un differenziale salariale sfavorevole per le donne italiane anche a livello orario (Flabbi, 2001; Addabbo e Favaro, 2007; Centra e Venuleo, 2007). È possibile che tale dato sia dovuto allo schiacciamento verso i salari centrali effettuato dalla RCFL-2008/2, alla sottostima delle ore lavorate nell'insegnamento (sono riportate quelle contrattuali e non quelle effettive), al “vantaggio” delle occupazioni part-time – in cui le donne sono maggiormente impiegate – a causa della progressività delle imposte (Centra e Cutillo, 2009). Non ci addentriamo oltre in tali ipotesi, poiché il differenziale di genere a livello italiano non è obiettivo della presente ricerca.

L'elemento di rilievo è che gli uomini e le donne stranieri guadagnano sensibilmente meno degli italiani (6.56€ e 6.08€ rispettivamente), e che le donne straniere si collocano al fondo della graduatoria dei salari orari. Nella funzione di guadagno si utilizzerà il logaritmo del salario orario come variabile dipendente, che riduce in parte la forte dispersione dei salari, riportato anch'esso nella tabella 6.1.

È possibile che i salari minori degli stranieri rispetto agli italiani siano in parte dovuti al minor capitale umano: essi hanno infatti oltre un anno di istruzione in meno in media rispetto ai corrispettivi italiani. Si noti anche che in entrambi i casi sono le donne ad avere un'istruzione

più elevata<sup>7</sup> (12 anni le italiane, 10.9 le straniere). Questo dato non misura, del resto, la qualità dell'istruzione, né consente di dare pesi diversi al tipo di titolo di studio ottenuto.

Tab. 6.1: Statistiche descrittive per variabili continue del sotto-campione analizzato (uomini e donne, italiani e stranieri), in età lavorativa (15-64 anni) che possiedono un salario compreso tra 250€ e 3000€ (esclusi)

	Oss.	Media	Dev.st.	Min	Max	Mediana
<b>UOMINI ITALIANI</b>	<b>17,778</b>					
Anni di istruzione		11.08	3.61	0	21	13
Esperienza		21.11	11.68	0	55	22
Esp2 <sup>a</sup>		582.16	508.25	0	3025	484
Retribuzione mensile		1329.98	440.79	260	2990	1260
Ore lavorate (mensili)		168.54	29.75	4.30	430	172
Salario orario		8.13	4.12	0.78	262.79	7.56
Log (salario)		2.03	0.36	-0.24	5.57	2.02
Salario orario del partner		2.77	4.51	0	62.02	0
Figli 0-5 anni		0.20	0.48	0	4	0
Figli 6-10 anni		0.17	0.43	0	3	0
Figli 11-14 anni		0.14	0.39	0	3	0

	Oss.	Media	Dev.st.	Min	Max	Mediana
<b>DONNE ITALIANE</b>	<b>14,905</b>					
Anni di istruzione		12.30	3.63	0	21	13
Esperienza		19.54	11.22	0	52	20
Esp2		507.78	463.80	0	2704	400
Retribuzione mensile		1096.34	411.39	260	2990	1100
Ore lavorate (mensili)		140.21	39.74	4.30	408.50	154.80
Salario orario		8.34	4.67	1.44	234.88	7.34
Log (salario)		2.03	0.41	0.36	5.46	1.99
Salario orario del partner		3.75	5.04	0	44.48	0
Figli 0-5 anni		0.18	0.46	0	4	0
Figli 6-10 anni		0.17	0.43	0	3	0
Figli 11-14 anni		0.14	0.38	0	3	0

	Oss.	Media	Dev.st.	Min	Max	Mediana
<b>UOMINI STRANIERI</b>	<b>1,008</b>					
Anni di istruzione		9.87	3.96	0	21	8
Esperienza		15.56	9.69	0	44	14
Esp2		335.85	359.94	0	1936	196
Retribuzione mensile		1118.19	341.20	300	2550	1100
Ore lavorate (mensili)		172.89	31.45	30.10	361.20	172
Salario orario		6.56	2.02	1.74	25.19	6.40
Log (salario)		1.84	0.30	0.56	3.23	1.86
Salario orario del partner		1.77	3.29	0	29.07	0
Figli 0-5 anni		0.32	0.61	0	3	0
Figli 6-10 anni		0.20	0.46	0	2	0
Figli 11-14 anni		0.14	0.38	0	2	0

(continua)

<sup>7</sup> Dato confermato, per esempio, in Adsera e Chiswick (2007).

	Oss.	Media	Dev.st.	Min	Max	Mediana
<b>DONNE STRANIERE</b>	<b>888</b>					
Anni di istruzione		10.91	4.32	0	21	13
Esperienza		14.96	10.49	0	50	13
Esp2		333.71	403.33	0	2500	169
Retribuzione mensile		827.71	311.38	260	2560	800
Ore lavorate (mensili)		144.93	51.08	17.20	451.50	154.8
Salario orario		6.08	2.49	0.93	24.19	6
Log (salario)		1.74	0.36	-0.07	3.19	1.76
Salario orario del partner		3.06	3.95	0	20.47	0
Figli 0-5 anni		0.18	0.45	0	2	0
Figli 6-10 anni		0.16	0.42	0	2	0
Figli 11-14 anni		0.11	0.34	0	2	0

	Oss.	Media	Dev.st.	Min	Max	Mediana
<b>TOT DONNE</b>	<b>15,793</b>					
Anni di istruzione		12.22	3.69	0	21	13
Esperienza		19.28	11.23	0	52	19
Esp2		497.99	462.34	0	2704	361
Retribuzione mensile		1081.24	411.10	260	2990	1090
Ore lavorate (mensili)		140.47	40.48	4.3	451.5	154.8
Salario orario		8.21	4.60	0.93	234.88	7.21
Log (salario)		2.01	0.41	-0.07	5.46	1.98
Salario orario del partner		3.71	4.99	0	44.48	0
Figli 0-5 anni		0.18	0.46	0	4	0
Figli 6-10 anni		0.17	0.43	0	3	0
Figli 11-14 anni		0.14	0.38	0	3	0

	Oss.	Media	Dev.st.	Min	Max	Mediana
<b>TOT STRANIERI</b>	<b>1,896</b>					
Anni di istruzione		10.36	4.16	0	21	10
Esperienza		15.28	10.07	0	50	13
Esp2		334.85	380.78	0	2500	169
Retribuzione mensile		982.14	358.15	260	2560	1000
Ore lavorate (mensili)		159.80	44.06	17.2	451.5	172
Salario orario		6.34	2.26	0.93	25.19	6.05
Log (salario)		1.79	0.33	-0.07	3.23	1.80
Salario orario del partner		2.37	3.67	0	29.07	0
Figli 0-5 anni		0.25	0.54	0	3	0
Figli 6-10 anni		0.18	0.44	0	2	0
Figli 11-14 anni		0.13	0.36	0	2	0

Fonte: elaborazioni personali su RCFL-2008/2.

Note: <sup>a</sup> Esp2=esperienza al quadrato

Le statistiche descrittive sugli stranieri sono per l'intero campione. Nel confronto tra uomini e donne stranieri vengono utilizzati 11 individui in meno, poiché presentano dati *missing* sulla condizione giuridica (come si vede nella tab. 6.2). Tuttavia trattandosi solo di 11 individui le statistiche descrittive variano di pochi centesimi, quindi non è sembrato necessario riportare anche le statistiche descrittive per i 1,885 stranieri invece che 1,896.

Tra questi dati, invece, non compaiono altri valori *missing* perché si tratta del campione finale su cui verrà effettuata l'analisi econometrica, da cui sono stati esclusi anche gli individui che presentavano dei dati mancanti.

L'esperienza lavorativa è a vantaggio degli italiani, e degli uomini, incidendo sulla retribuzione. Inoltre, non si è fatta distinzione tra esperienza pre-migrazione e post-migrazione, mentre la seconda potrebbe essere remunerata in modo maggiore perché consente di acquisire abilità specifiche al paese di destinazione (Chiswick, 1978).

Si vedano ora le variabili discrete, sintetizzate dalla tabella 6.2, che individuano caratteristiche individuali e di mercato.

Tra le differenze di rilievo, gli immigrati sono più giovani rispetto agli italiani, anche se per le donne lo scarto è minore. Emerge che gli stranieri sono concentrati con percentuali molto alte al nord Italia, rispetto agli italiani (in linea con i dati sulla zona di residenza degli immigrati uomini in Italia riportati in Venturini e Villosio, 2000; 2008). Questi dati sono confermati a livello internazionale: gli immigrati – per i quali i costi non monetari della migrazione sono minori (dopo aver già migrato) rispetto ai nativi – si concentrano nelle aree più produttive, con più occupazione e con i salari maggiori (Chiswick, 1978). Si noti poi che la percentuale di coniugate tra le donne immigrate è la minore (solo il 48.8%); tra di loro il 42.79% sono “altro” (nubili e alte percentuali di donne divorziate o vedove). Come evidenziato in numerosi rapporti, la probabilità migratoria delle donne è maggiore dopo la fine di un rapporto (Morokvasic, 1984; Zlotnik, 2000; UNFPA, 2006; Banfi, 2009).

La fotografia delle occupazioni conferma la fortissima concentrazione degli immigrati in settori poco qualificati e scarsamente remunerati (Fullin e Reyneri, 2011). Si consideri che oltre il 35% di donne straniere lavora come personale non qualificato addetto ai servizi di pulizia, e molte altre nei servizi alberghieri e di ristorazione, come personale ausiliario nei servizi sanitari o nei servizi alla persona (in cui rientrano, tra l'altro, le assistenti familiari). Il mercato del lavoro italiano, infatti, domanda lavoro non qualificato e marginalizza gli stranieri in incarichi che non offrono prospettive di carriera (Venturini e Villosio, 2008), riducendo – soprattutto per le donne – le possibilità di guadagno.

La seconda parte della tabella 6.2 riguarda le caratteristiche specifiche degli stranieri, di cui le donne sono circa il 46%. Per quanto riguarda la condizione giuridica, una maggior percentuale di donne ha ottenuto la cittadinanza italiana (dovuto probabilmente ai matrimoni contratti – Fullin e Reyneri, 2011) o è cittadina europea, a causa delle maggiori percentuali di donne provenienti dall'Europa centro-orientale (quasi il 39%) e dai paesi più sviluppati (9%).

Se le donne straniere, abbiamo visto, hanno un'istruzione maggiore, un maggior numero di uomini ha ottenuto un titolo di studio terziario in Italia, anche se si tratta solo dell'1.5%.

Si noti che il confronto tra uomini e donne stranieri avverrà escludendo gli 11 individui (6 donne e 5 uomini) per i quali la condizione giuridica è *missing*. Tuttavia le statistiche descrittive sul campione analizzato degli stranieri (1,885 persone) variano di pochi centesimi, e non sono quindi state riportate<sup>8</sup>.

Tab. 6.2: Statistiche descrittive per variabili discrete del sotto-campione analizzato (uomini e donne, italiani e stranieri), in età lavorativa (15-64 anni) che possiedono un salario compreso tra 250€ e 3000€ (esclusi)

	ITALIANI		STRANIERI				
	UOMINI	DONNE	STRANIERI			DONNE TOT	
			UOMINI	DONNE	TOT		
	Percentuale campione	Percentuale campione	Percentuale campione	Percentuale campione	Percentuale campione	Percentuale campione	
<b>Donne</b>	0.00	100.00	0.00	100.00	46.84	100.00	
<b>Stranieri</b>	0.00	0.00	100.00	100.00	100.00	5.62	
<b>Regione di residenza</b>							
	Nord	47.86	54.79	71.73	67.00	69.51	55.48
	Centro	16.54	16.91	19.44	24.10	21.62	17.32
	Sud	35.60	28.29	8.83	8.90	8.86	27.20
<b>Classi di età</b>							
	15-24	8.66	6.25	10.81	6.19	8.65	6.25
	25-34	21.05	22.19	28.77	28.72	28.74	22.55
	35-44	30.12	31.35	38.00	34.12	36.18	31.51
	45-54	29.20	29.94	19.15	22.97	20.94	29.55
	55-64	10.97	10.27	3.27	8.00	5.49	10.14
<b>Stato civile</b>							
	Sposato	61.22	61.19	58.83	48.76	54.11	60.50
	Convivente	3.37	3.81	3.67	8.45	5.91	4.07
	Altro	35.41	34.99	37.50	42.79	39.98	35.43
<b>Settore</b>							
	Agricoltura	2.79	1.48	4.07	1.35	2.80	1.48
	Industria in senso stretto	29.42	15.48	35.71	15.54	26.27	15.48
	Costruzioni	10.90	1.29	21.23	0.11	11.34	1.22
	Commercio	11.47	12.36	7.64	6.64	7.17	12.04
	Altre attività	45.42	69.39	31.35	76.35	52.43	69.78
<b>Professione</b>							
	Dirigenti	1.98	0.99	0.00	0.00	0.00	0.94
	Professioni intellettuali	8.27	12.35	1.69	3.27	2.43	11.84
	Professioni tecniche	21.14	32.51	3.47	7.66	5.43	31.11
	Impiegati	10.72	19.42	4.56	4.73	4.64	18.59
	Professioni qualificate nelle att.	10.95	17.50	8.83	26.01	16.88	17.98
	Artigiani, operai specializzati	22.07	5.51	41.27	9.80	26.53	5.76
	Conduttori, operai semi-specializzati	14.56	4.23	19.94	7.32	14.03	4.40
	Prof. non qualificate	7.76	7.41	20.24	41.22	30.06	9.31
	Forze armate	2.56	0.08	0.00	0.00	0.00	0.08

(continua)

<sup>8</sup> Disponibili su richiesta.

	ITALIANI		STRANIERI			DONNE TOT
	UOMINI	DONNE	UOMINI	DONNE	STRANIERI TOT	
	Percentuale campione	Percentuale campione	Percentuale campione	Percentuale campione	Percentuale campione	
<b>Utilizzo lingua straniera</b>						
Lavoro			8.53	5.29	7.01	0.30
Famiglia			76.88	55.74	66.98	3.13
Amici			56.65	46.28	51.79	2.60
<b>Provenienza</b>						
Paesi a svil. avanzato	..	..	3.67	9.35	6.33	..
Balcani occidentali	..	..	20.44	11.60	16.30	..
Europa centro-orientale	..	..	20.04	38.96	28.90	..
Asia	..	..	16.96	6.31	11.97	..
Filippine	..	..	3.87	6.53	5.12	..
Nord Africa	..	..	18.25	4.95	12.03	..
Africa sub-sahariana	..	..	10.32	7.66	9.07	..
America latina	..	..	6.45	14.64	10.28	..
<b>Cond. giuridica</b>			5 <sup>a</sup>	6 <sup>a</sup>	11 <sup>a</sup>	
Cittadinanza italiana	..	..	8.57	17.23	12.63	..
Cittadini europei	..	..	18.34	26.53	22.18	..
Carta di soggiorno	..	..	38.58	23.58	31.56	..
Permesso di soggiorno	..	..	31.41	30.73	31.09	..
Visto	..	..	0.50	0.11	0.32	..
No, nessuno di questi	..	..	2.59	1.81	2.23	..
<b>Titolo di studio in Italia</b>						
Terziario	..	..	1.49	1.13	1.32	..
<b>Osservazioni</b>	17,778	14,905	1,008	888	1,896	15,793

Fonte: elaborazioni personali su RCFL-2008/2

Note: <sup>a</sup> valori *missing* (valori assoluti).

Le statistiche descrittive sugli stranieri sono per l'intero campione. Nel confronto tra uomini e donne stranieri vengono utilizzati 11 individui in meno, poiché presentano dati *missing* sulla condizione giuridica (come si vede nella tabella). Tuttavia trattandosi solo di 11 individui le statistiche descrittive variano di così poco (di pochi centesimi) che non è sembrato necessario riportare anche le statistiche descrittive per i 1,885 stranieri invece che 1,896.

## 7. Risultati dell'analisi econometrica

Si riporta anzitutto il differenziale salariale grezzo mensile, orario e logaritmico tra i quattro gruppi considerati. Si vedano le tabelle 7.1 (fatto 100 il salario degli uomini italiani) e 7.2 (differenziale salariale tra i vari gruppi di interesse).

Nella tabella 7.1 le retribuzioni dei vari gruppi sono relative a quella degli uomini italiani: le donne straniere, con la retribuzione minore, guadagnano il 62.24% del salario mensile degli uomini italiani, il 74.76% di quello orario. È importante ricordare che esiste una differenza

nell'offerta di lavoro. I differenziali osservati si riferiscono esclusivamente a chi ha una retribuzione: esiste quindi un problema di selezione degli individui (si veda Flabbi, 2001).

Tab. 7.1: Differenziale salariale mensile e orario

	Uomini italiani	Donne italiane	Uomini stranieri	Donne straniere
Retribuzione mensile	100	82.43	84.08	62.24
Retribuzione oraria	100	102.57	80.74	74.76

Fonte: elaborazioni personali su RCFL-2008/2.

Nella tabella 7.2 si riportano, invece, i differenziali salariali determinati come differenza percentuale tra il gruppo con il salario maggiore e quello con il salario minore, calcolati secondo l'equazione 1 nella sezione metodologica. Per i logaritmi, si riporta la differenza media. I dati sono speculari rispetto a quelli sopra riportati, ma, invece che essere relativi al salario dagli uomini italiani, sono calcolati tra i vari gruppi. Mensilmente, le donne straniere guadagnano il 25% in meno degli uomini stranieri, il 24% in meno delle donne italiane, e oltre il 37% in meno degli uomini italiani.

Tab. 7.2: Differenziali salariali mensili, orario e logaritmico tra i diversi gruppi di interesse

Differenziale	Differenziale di genere tra italiani	Differenziale etnico tra uomini	Differenziale di genere tra stranieri	Differenziale etnico tra donne	
	$\frac{\bar{W}_m^I - \bar{W}_f^I}{\bar{W}_m^I} \%$	$\frac{\bar{W}_m^I - \bar{W}_m^S}{\bar{W}_m^I} \%$	$\frac{\bar{W}_m^S - \bar{W}_f^S}{\bar{W}_m^S} \%$	$\frac{\bar{W}_f^I - \bar{W}_f^S}{\bar{W}_f^I} \%$	$\frac{\bar{W}_m^I - \bar{W}_f^S}{\bar{W}_m^I} \%$
Mensile	17.57	15.92	25.98	24.50	37.76
Orario	-2.57	19.26	<b>7.40</b>	<b>27.11</b>	<b>25.24</b>
Logaritmico	$\ln(\bar{W}_m^I) - \ln(\bar{W}_f^I)$	$\ln(\bar{W}_m^I) - \ln(\bar{W}_m^S)$	$\ln(\bar{W}_m^S) - \ln(\bar{W}_f^S)$	$\ln(\bar{W}_f^I) - \ln(\bar{W}_f^S)$	$\ln(\bar{W}_m^I) - \ln(\bar{W}_f^S)$
	0.00	0.19	0.10	0.29	0.29

Fonte: elaborazioni personali su RCFL-2008/2.

Il differenziale salariale orario si riduce rispetto a quello mensile nei confronti di genere (diventando addirittura negativo per le donne italiane per i motivi ipotizzati precedentemente) per il minor numero di ore lavorate dalle donne rispetto agli uomini (Centra e Venuleo, 2007). Al contrario, il differenziale salariale orario aumenta rispetto a quello mensile nei confronti etnici: gli stranieri, infatti, pur lavorando un maggior numero di ore guadagnano meno.

Questi dati sembrano in controtendenza con quanto rilevato a livello internazionale: secondo quanto riportato da Brewer *et al.* (2002), infatti, i differenziali salariali etnici sono maggiori

per gli uomini che per le donne e quelli di genere sono maggiori tra gli stranieri che tra i nazionali<sup>9</sup>. Nel nostro caso entrambi i risultati sono l'opposto: un differenziale salariale etnico maggiore tra le donne e di genere maggiore tra gli stranieri. Ciò potrebbe essere dovuto alla sovrastima del salario delle donne italiane e sottostima del salario degli uomini italiani, a causa dell'esclusione dei salari minori o uguali a 250€ e maggiori o uguali a 3000€. Questo elemento riduce, infatti, il differenziale di genere tra gli italiani ed etnico tra gli uomini, aumentando quello etnico tra le donne. In secondo luogo, è possibile che la maggiore segregazione di cui sono vittime le donne straniere in Italia giochi un ruolo importante (si veda Bayard *et al.*, 1998).

Nella nostra analisi ci concentriamo sul logaritmo del differenziale salariale orario di genere tra gli stranieri e su quello etnico tra le donne immigrate; per misurare il doppio svantaggio si utilizzerà il differenziale con gli uomini italiani. Il differenziale orario tra uomini stranieri e donne straniere è relativamente basso (7.4%), mentre quello tra donne italiane e straniere è molto più alto (27.11%). Ci preme ora capire quanta parte di questi gap sia spiegata.

### **7.1 Essere donna tra gli stranieri: differenziali salariali e discriminazione di genere**

Il gruppo degli stranieri è composto da 1,885 persone, di cui 1,003 uomini e 882 donne. Le variazioni rispetto al gruppo di 1,896 stranieri sono di pochi centesimi, quindi si può far riferimento alle statistiche descrittive riportate precedentemente. Il differenziale salariale mensile è del 26.08% e quello orario "solo" del 7.42% (con differenze minime rispetto al gruppo complessivo). La differenza tra i logaritmi del salario orario è 0.100.

Per quanto riguarda le caratteristiche che possono incidere positivamente sul salario, abbiamo notato che le donne straniere sono in media più istruite e hanno un'età maggiore; gli uomini hanno più esperienza, hanno con più probabilità ottenuto un titolo di studio terziario in Italia e sono più concentrati al Nord.

La prima elaborazione del differenziale grezzo è la stima del contributo di essere donna sul salario orario, a parità delle caratteristiche osservate, desumibile dalla tabella 7.3 sulle stime delle funzioni di guadagno. Se consideriamo la forma "breve" (senza occupazioni; colonna (a)), a parità delle altre condizioni tra gli stranieri essere donna riduce il salario del 10.68%. Le altre variabili hanno tutte il segno previsto e sono quasi tutte statisticamente significative al 5% (molte hanno un livello di significatività dell'1%).

---

<sup>9</sup> Dati confermati, per esempio, dalle analisi empiriche di Shamsuddin (1998), Adsera e Chiswick (2007).

Si noti che gli anni d'istruzione e l'esperienza lavorativa aumentano il salario atteso, rispettivamente, dello 0.7% e dello 0.6%: un effetto minimo. Molte ricerche mettono infatti in luce lo scarso ritorno dell'istruzione per gli stranieri (Dustmann e Schmidt, 2000; Husted *et al.*, 2000; Nielsen *et al.*, 2004). Di particolare interesse è, invece, aver ottenuto un titolo di studio terziario in Italia, che aumenta il salario atteso del 25.3%. Ciò conferma la maggior importanza dell'istruzione nel paese di destinazione di quella nel paese di origine (Schoeni, 1998; Foroutan, 2008; Fullin e Reyneri, 2011). Le spiegazioni sono molteplici: il fatto che i datori di lavoro non possono avere informazioni sulla qualità dell'istruzione ottenuta altrove, oltre alle difficoltà economiche e burocratiche ad ottenere il riconoscimento del titolo ottenuto all'estero. Aver ottenuto un'istruzione terziaria in Italia, inoltre, permette di acquisire delle competenze specifiche al paese (Chiswick, 1978).

Per quanto riguarda le caratteristiche peculiari degli stranieri, rispetto a chi proviene dai paesi a sviluppo avanzato (che può essere una *proxy* del salario degli italiani – Fullin e Reyneri, 2011), sono gli est-europei a percepire il salario più basso (-26%), mentre chi proviene dai Balcani (soprattutto Albania) subisce lo scarto minore (-15%). Inoltre, solo essere cittadino europeo (e non italiano) non riduce il salario in modo significativo.

Si consideri ora la funzione di guadagno con le occupazioni (colonna (d)). Essere donna, tra gli stranieri, riduce il salario del 9.48%, *ceteris paribus*, cioè leggermente meno rispetto alla stima precedente. L' $R^2$  aggiustato, che indica la parte del differenziale salariale spiegata dal modello, aumenta dal 25% al 30% (cifra che tuttavia dimostra come una larga parte dei salari degli stranieri rimanga non spiegata).

Il fatto che la dummy *sezzo* si riduca di importanza dimostra come una parte del differenziale salariale tra uomini e donne straniere sia dovuta alla segregazione maggiore delle donne in settori poco redditizi (oltre il 40% in professioni non qualificate), come dimostrato in molteplici studi (Blau e Jusenius, 1976; Cotter *et al.*, 2003). In questo caso si tratta, tuttavia, di pochi punti percentuali. Sarebbe necessario un approfondimento su questo aspetto per capire se tale segregazione possa essere dovuta a caratteristiche osservabili o meno. L'analisi di Anderson e Shapiro (1996), che mette a confronto donne americane bianche e nere, pone in risalto la presenza di discriminazione nell'accesso ai lavori meglio pagati. Nel confronto di genere incide anche il fatto che i lavori svolti dalle donne immigrate sono lavori tipicamente femminili, principalmente “lavoro riproduttivo”, svalutato a livello sociale e meno retribuito anche dei lavori scarsamente qualificati tipicamente maschili (Cheng, 2000; King e Zontini, 2000).

Possiamo ora confrontare le determinanti del salario tra i due generi. Si noti anzitutto che l' $R^2$  aggiustato è minore per le donne immigrate che per gli uomini immigrati: rispettivamente il 22.2% e 25.9% (con le occupazioni diventa il 27.9% e il 29.4%), anche se in entrambi i casi si tratta di percentuali abbastanza ridotte. Si può inoltre notare come molte più variabili siano statisticamente significative per gli uomini rispetto alle donne straniere.

Tab. 7.3: Determinanti del salario orario per gli stranieri, uomini e donne

	I specificazione			II specificazione		
	TOT (a)	UOMINI (b)	DONNE (c)	TOT (d)	UOMINI (e)	DONNE (f)
Costante	2.041 *** (0.050)	2.107 *** (0.068)	1.832 *** (0.078)	1.910 *** (0.053)	1.969 *** (0.071)	1.776 *** (0.085)
Sesso	-0.113 *** (0.017)	..	..	-0.100 *** (0.017)	..	..
Anni istruzione	0.007 *** (0.002)	0.005 ** (0.002)	0.009 *** (0.003)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.002 (0.003)
Titolo di studio in Italia	0.226 *** (0.062)	0.167 ** (0.072)	0.345 *** (0.106)	0.000 (0.063)	0.007 (0.076)	0.050 (0.109)
Esperienza lavorativa	0.006 ** (0.003)	0.006 (0.004)	0.002 (0.004)	0.006 ** (0.003)	0.005 (0.004)	0.004 (0.004)
Esp2	-0.0001 * (0.0001)	-0.0002 ** (0.0001)	0.0000 (0.0001)	-0.0001 ** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
Centro	-0.068 *** (0.017)	-0.071 *** (0.022)	-0.063 ** (0.026)	-0.070 *** (0.016)	-0.073 *** (0.021)	-0.069 *** (0.026)
Sud	-0.214 *** (0.025)	-0.275 *** (0.031)	-0.133 *** (0.040)	-0.224 *** (0.024)	-0.269 *** (0.031)	-0.163 *** (0.039)
Età 25-34 anni	0.107 *** (0.030)	0.096 *** (0.035)	0.125 ** (0.052)	0.111 *** (0.029)	0.103 *** (0.034)	0.133 * (0.051)
Età 35-44 anni	0.082 ** (0.033)	0.091 ** (0.041)	0.084 (0.056)	0.088 *** (0.032)	0.092 ** (0.040)	0.104 (0.055)
Età 45-54	0.070 ** (0.036)	0.088 * (0.046)	0.063 (0.058)	0.077 ** (0.035)	0.085 * (0.045)	0.082 (0.057)
Età 55-64	0.097 ** (0.046)	0.163 *** (0.063)	0.024 (0.071)	0.078 * (0.044)	0.119 * (0.062)	0.036 (0.069)
Convivente	-0.092 *** (0.030)	-0.092 ** (0.045)	-0.055 (0.042)	-0.083 *** (0.029)	-0.100 ** (0.044)	-0.046 (0.040)
Stato civile altro	-0.086 *** (0.018)	-0.121 *** (0.022)	-0.015 (0.032)	-0.085 *** (0.017)	-0.116 *** (0.021)	-0.025 (0.031)
Salario orario partner	0.004 * (0.002)	0.000 (0.003)	0.012 *** (0.004)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.003)	0.008 ** (0.004)
Agricoltura	-0.204 *** (0.043)	-0.226 *** (0.044)	-0.122 (0.098)	-0.179 *** (0.042)	-0.199 *** (0.044)	-0.111 (0.097)
Costruzioni	-0.020 (0.025)	-0.035 (0.024)	-0.041 (0.326)	0.000 (0.026)	-0.021 (0.025)	-0.058 (0.316)
Commercio	-0.015 (0.029)	-0.003 (0.033)	-0.004 (0.051)	-0.008 (0.029)	-0.006 (0.033)	-0.007 (0.054)
Altre attività	-0.008 (0.018)	-0.011 (0.021)	0.029 (0.032)	0.006 (0.020)	0.009 (0.023)	0.003 (0.039)

(continua)

	I specificazione			II specificazione		
	TOT	UOMINI	DONNE	TOT	UOMINI	DONNE
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Balcani	-0.162 *** (0.038)	-0.219 *** (0.056)	-0.123 ** (0.056)	-0.097 *** (0.037)	-0.153 *** (0.057)	-0.080 (0.054)
Europa centro-orientale	-0.313 *** (0.032)	-0.321 *** (0.052)	-0.305 *** (0.044)	-0.228 *** (0.032)	-0.229 *** (0.053)	-0.230 *** (0.044)
Asia	-0.227 *** (0.039)	-0.303 *** (0.057)	-0.186 *** (0.062)	-0.156 *** (0.038)	-0.227 *** (0.057)	-0.126 ** (0.061)
Filippine	-0.291 *** (0.044)	-0.417 *** (0.068)	-0.231 *** (0.067)	-0.189 *** (0.044)	-0.315 *** (0.068)	-0.123 ** (0.061)
Nord Africa	-0.241 *** (0.039)	-0.297 *** (0.056)	-0.231 *** (0.067)	-0.172 *** (0.038)	-0.225 *** (0.056)	-0.184 *** (0.065)
Africa sub-sahariana	-0.219 *** (0.040)	-0.313 *** (0.059)	-0.136 ** (0.060)	-0.146 *** (0.039)	-0.233 *** (0.059)	-0.085 (0.059)
America latina	-0.252 *** (0.038)	-0.340 *** (0.062)	-0.209 *** (0.051)	-0.172 *** (0.038)	-0.259 *** (0.062)	-0.141 *** (0.051)
Cittadini europei	-0.023 (0.029)	0.013 (0.046)	-0.066 * (0.040)	-0.001 (0.028)	-0.007 (0.045)	-0.023 (0.039)
Carta di soggiorno	-0.103 *** (0.025)	-0.040 (0.034)	-0.160 *** (0.039)	-0.064 *** (0.024)	-0.028 (0.033)	-0.099 *** (0.038)
Permesso di soggiorno	-0.146 *** (0.025)	-0.081 ** (0.035)	-0.201 *** (0.036)	-0.105 *** (0.024)	-0.069 ** (0.034)	-0.141 *** (0.037)
Visto	-0.231 * (0.121)	-0.229 * (0.121)	0.196 (0.327)	-0.192 (0.117)	-0.224 * (0.119)	0.198 (0.317)
Nessuno	-0.154 *** (0.050)	-0.127 ** (0.059)	-0.141 (0.086)	-0.113 ** (0.048)	-0.124 ** (0.058)	-0.073 (0.084)
Professioni intellettuali	..	..	..	0.571 *** (0.050)	0.508 *** (0.074)	0.562 *** (0.073)
Professioni tecniche	..	..	..	0.188 *** (0.032)	0.157 *** (0.050)	0.196 *** (0.044)
Impiegati	..	..	..	0.096 *** (0.034)	0.111 *** (0.043)	0.072 (0.055)
Prof. qualificate nelle attività	..	..	..	0.033 (0.021)	0.053 (0.034)	0.017 (0.028)
Operai specializzati e agricoltori	..	..	..	0.050 ** (0.021)	0.081 *** (0.024)	-0.029 (0.042)
Operai semispecial. e conduttori	..	..	..	0.078 *** (0.025)	0.097 *** (0.028)	0.017 (0.052)
Numerosità	1,885	1,003	882	1,885	1,003	882
R <sup>2</sup> – aggiustato	0.247	0.259	0.222	0.298	0.294	0.279

Note: Variabile dipendente = logaritmo naturale del salario orario.

Standard error in parentesi sotto i coefficienti.

\*\*\* statisticamente significativo all'1%

\*\* statisticamente significativo al 5%

\* statisticamente significativo al 10%

Le caratteristiche di riferimento sono: abitare al nord Italia, avere un'età tra i 15 e i 24 anni, essere sposati, provenire dai paesi a sviluppo avanzato e lavorare nell'industria, avere la cittadinanza italiana, lavorare in professioni non qualificate (quest'ultima presente solo quando si controlla anche per le occupazioni).

Analizzando le singole determinanti del salario per uomini e donne, senza includere le occupazioni (colonne (b) e (c)), si può notare il rendimento dell'istruzione molto basso per entrambi i sessi, ma con un coefficiente leggermente più alto per le donne (0.9%) che per gli uomini (0.5%). Questo effetto si riflette anche nel titolo di studio conseguito in Italia, che aumenta il salario delle donne di oltre il 41%, per gli uomini del 18%. Ciò è in linea con i risultati di Adsera e Chiswick (2007) e di Shamsuddin (1998), secondo cui l'istruzione ha un ritorno maggiore per le donne immigrate che per gli uomini immigrati. L'esperienza lavorativa avrebbe un effetto positivo decrescente maggiore per gli uomini che per le donne (in linea con Husted *et al.*, 2000), ma non appare statisticamente significativa.

Interessante è anche l'effetto dell'età: gli uomini di ogni fascia di età più alta guadagnano più di quelli di 15-24 anni, anche se l'aumento non è progressivo. Tra le donne, invece, solo chi ha tra i 25 e i 34 anni ha un salario maggiore delle più giovani; per le altre fasce di età la differenza non è statisticamente significativa. Si potrebbe ipotizzare un andamento così particolare per le donne immigrate dovuto alla difficoltà di carriera nei lavori che esse ricoprono (Strozza *et al.*, 2003; Caponio, 2009). Anche lo stato civile incide sul salario in modo maggiore per gli uomini che per le donne. Essere conviventi riduce il salario di quasi il 9% (con un livello di significatività del 5%), essere single di oltre l'11% (significatività dell'1%). Tale dato è in linea con le teorie sulla migrazione della famiglia (Sandell, 1977; Mincer, 1978) e con altre ricerche empiriche che mettono in risalto il "*marriage premium*" (Chiswick, 1978; Adsera e Chiswick, 2007, p. 512). Per le donne i coefficienti sono negativi, ma non statisticamente diversi dall'essere sposate, mentre è statisticamente significativo e positivo il salario orario del partner.

Le caratteristiche peculiari degli stranieri incidono fortemente sul salario: la provenienza riduce il salario con livelli di significatività dell'1% e anche la condizione giuridica sembra essere rilevante. Come riscontrato in molteplici analisi, chi proviene da paesi a sviluppo avanzato ha generalmente un inserimento lavorativo e un salario simile, se non maggiore, dei locali (Schoeni, 1998; Husted *et al.*, 2000; Zorlu, 2003). Si può notare una scala gerarchica tra gli altri gruppi di provenienza: per gli uomini, i meno svantaggiati rispetto a chi proviene dai paesi a sviluppo avanzato sono coloro che provengono dai Balcani (principalmente Albania), e dal Nord Africa, tra i primi gruppi ad arrivare in Italia. Ciò potrebbe quindi incorporare l'anzianità migratoria dell'individuo e la presenza di un network migratorio consolidato. Non dimentichiamo inoltre che gli albanesi conoscevano la lingua italiana (e la cultura, spesso) già prima dell'arrivo nel nostro paese. In Venturini e Villosio (2008) gli africani risultano i più

svantaggiati, soprattutto sul lungo periodo. È quindi possibile che i risultati siano diversi, trattandosi nel nostro caso di dati *cross-section* che consentono una fotografia istantanea e non di lungo periodo. In linea con i nostri risultati (e con le nostre ipotesi) i dati di Fullin e Reyneri (2011) sulla partecipazione lavorativa. Tra gli uomini, i più svantaggiati sono i filippini e i latino-americani (in accordo con i risultati di Adsera e Chiswick, 2007), che potrebbe essere dovuto in parte al fatto che si tratta di network migratori femminili, che forniscono scarse informazioni utili per l'inserimento in mercati del lavoro maschili.

Tra le donne straniere, lo scarso svantaggio vissuto da chi proviene dai Balcani (ancora una volta soprattutto albanesi) è spiegabile in modo simile al caso maschile: maggiore anzianità migratoria individuale, network esteso, migliore conoscenza della lingua e del paese di arrivo. Stupisce che anche le donne provenienti dall'Africa sub-sahariana subiscano uno svantaggio salariale relativamente ridotto, ma si pensi che tra i primi gruppi arrivati in Italia c'erano anche donne capoverdiane, etiopi, eritree, con simili effetti di maggiore anzianità migratoria e network consolidati. Tale dato è inoltre in accordo con i risultati proposti in Adsera e Chiswick (2007). Le più svantaggiate sono le donne provenienti dall'Europa centro-orientale, risultato apparentemente paradossale vista la maggiore istruzione delle donne est-europee. È probabile però che, trattandosi di un flusso migratorio femminile per lavoro, il salario di riserva sia più basso. Le donne marocchine, al contrario, sono principalmente giunte in Italia per ricongiungimento familiare e il loro salario è considerato secondario rispetto a quello del marito; esse hanno, infatti, il minor tasso di partecipazione (Strozza *et al.*, 2003; Fullin e Reyneri, 2011). La posizione svantaggiata delle donne est-europee, a parità di istruzione, dovuta anche a catene migratorie più recenti e meno consolidate, è confermata in Ambrosini e Beccalli (2009), i quali danno conto della stratificazione etnica esistente all'interno del lavoro domestico. Strozza *et al.* (2003) affermano inoltre che i progetti migratori a breve termine delle donne provenienti dall'Europa centro-orientale le porta ad accettare condizioni di lavoro molto dure (lavorando anche notte e giorno), che permettono loro di guadagnare di più complessivamente, ma a un minor salario orario. Non ultimo, si noti che le donne albanesi lavorano più frequentemente in istituti alberghieri e di ristorazione o nel settore manifatturiero, le marocchine nel commercio, mentre le est-europee nel lavoro domestico e di cura (Strozza *et al.*, 2003) – il meno remunerato (IRES, 2009).

Se si guarda la seconda specificazione, che include le occupazioni, si può notare che molte delle altre variabili hanno un coefficiente minore (pur mantenendo lo stesso segno) e alcune perdono di significatività (per esempio l'istruzione e il titolo di studio ottenuto in Italia).

Controllare per il livello di occupazione può, infatti, ridurre l'effetto delle variabili di capitale umano (Zorlu, 2003). In merito alle occupazioni stesse, lavorare in professioni intellettuali e tecniche ha un effetto positivo maggiore per le donne che per gli uomini (significatività all'1%). Tuttavia, per un uomo essere impiegato anche in altre occupazioni ha un effetto positivo rispetto a quelle non qualificate, ad eccezione delle "professioni qualificate nelle attività", mentre ciò non avviene per le donne.

Sulla base di tali regressioni, procediamo ora con la scomposizione di Oaxaca (1973), sintetizzata nella tabella 7.4 di seguito.

Tab. 7.4: Scomposizione di Oaxaca dei differenziali salariali di genere tra stranieri

	I specificazione	II specificazione
Differenziale salariale orario (logaritmo)	0.101	0.101
- dovuto a differenze nelle qualifiche (spiegato)	-0.014	0.027
- dovuto a differenze nei rendimenti (non spiegato)	0.114	0.097
% spiegato	-13.61%	2.70%
% non spiegato	113.61%	97.30%

Fonte: elaborazioni personali su dati RCFL-2008/2.

Si può notare che nella prima specificazione (la funzione di guadagno senza professioni) oltre il 100% del differenziale salariale risulta non spiegato: pur essendo il differenziale salariale orario relativamente ridotto, il 113.61% di esso è imputabile a caratteristiche non osservate. Come abbiamo già anticipato nella sezione metodologica, può trattarsi di caratteristiche rilevanti non incluse nella scomposizione (per esempio la qualità dell'istruzione o preferenze diverse – Husted *et al.*, 2000) che influiscono sugli altri coefficienti, oppure di quella che viene denominata "discriminazione" (Oaxaca, 1973).

Il fatto che la parte spiegata sia negativa (-13.61%) significa che le donne, se fossero remunerate come gli uomini immigrati per le caratteristiche considerate, dovrebbero guadagnare più di loro – o per lo meno eguagliarli. Sembra inusuale che la parte spiegata sia addirittura negativa, ma non è così raro ottenere risultati simili (si vedano, per esempio, Husted *et al.*, 2000; Strozza *et al.*, 2003; e, su scomposizioni del differenziale salariale di genere dei nativi, Bonjour e Pacelli, 1998; Addabbo e Favaro, 2007; Centra e Cutillo, 2009).

È possibile, inoltre, che l'utilizzo di variabili dummy con una diversa concentrazione di uomini e donne (la provenienza, la condizione giuridica, le occupazioni), porti ad avere un segno negativo di alcune variabili nella parte spiegata a causa dell'effetto di composizione precedentemente citato (si nota, in particolare, per la condizione giuridica). Tale effetto potrebbe causare una sovrastima della parte non spiegata della scomposizione. Per tale motivo

sarebbe opportuno utilizzare delle scomposizioni differenti, per esempio stimando delle equazioni distinte per ciascun gruppo di provenienza, possibile solo in presenza di campioni più numerosi.

Tra i singoli coefficienti che giustificano la differenza salariale, sono di particolare rilievo: aver ottenuto un titolo di studio terziario in Italia (che avviene con maggiore frequenza tra gli uomini), l'esperienza lavorativa (maggiore per gli uomini), lo stato civile (più di rado gli uomini sono non sposati). Anche l'origine spiega in parte il differenziale salariale atteso, poiché meno uomini provengono da Europa centro-orientale, Filippine e America latina, che riducono fortemente il salario. Un peso rilevante nella parte non spiegata è dovuto alla differenza tra le costanti, cioè al salario del gruppo di controllo, nel quale gli uomini guadagnano più delle donne. Un altro elemento importante nella parte non spiegata è inoltre la condizione giuridica: le donne hanno, infatti, dei coefficienti negativi maggiori rispetto agli uomini.

Se si prende in considerazione la seconda specificazione, che include anche le differenti occupazioni, la parte non spiegata si riduce al 97.3%, rimanendo comunque su valori molto alti, mentre quella spiegata costituisce solo il 2.7%. Si può quindi dedurre che la segregazione occupazionale delle donne influisce, anche se di poco, sul differenziale salariale tra donne e uomini immigrati.

In Strozza *et al.* (2003), contrariamente ai nostri risultati, il differenziale salariale delle donne ex-jugoslave e polacche è principalmente spiegato da aspetti individuali e dalle caratteristiche dell'occupazione. Più della metà del differenziale salariale risulta spiegato da differenze nella struttura del settore di occupazione, oltre che dalla presenza di forme di compenso non monetarie (come l'alloggio, per chi convive con il datore di lavoro). Al contrario, per le donne marocchine più del 100% del differenziale salariale con gli uomini non è spiegato. I nostri risultati sono in linea con Shamsuddin (1998) e Husted *et al.* (2000), dalle cui analisi emerge che tutti i gruppi etnici subiscono un'importante discriminazione di genere nei salari, molto più ampia delle differenti qualifiche.

## **7.2 Essere straniera tra le donne: differenziali salariali e discriminazione etnica**

Confrontiamo ora il salario delle donne immigrate con quello delle donne italiane, per determinare se esiste uno svantaggio etnico, oltre che di genere. Per le statistiche descrittive si faccia sempre riferimento alle tabelle 6.1 e 6.2. Le funzioni di guadagno sono sintetizzate dalla tabella 7.5.

Le donne straniere guadagnano mensilmente il 24.50% in meno delle donne italiane: il differenziale mensile etnico è quindi minore di quello di genere. Il differenziale salariale orario aumenta, però, al 27.11% (il differenziale logaritmico è di 0.292). Le donne straniere, infatti, pur lavorando in media un numero maggiore di ore delle donne italiane, guadagnano meno, facendo aumentare la forbice a livello orario.

A parità delle altre caratteristiche osservate, essere straniera riduce il salario orario del 15%, un effetto maggiore rispetto al fatto di essere donna nel confronto tra gli stranieri. Le variabili sono quasi tutte statisticamente significative all'1%, grazie anche alla maggiore numerosità del campione (15,793 donne, di cui 14,905 italiane e 888 straniere).

Rispetto alla funzione di guadagno tra gli stranieri, le singole caratteristiche hanno un effetto diverso (si possono confrontare le colonne (a) della tabella 7.5 in esame e della tabella 7.3). Si noti in particolare che l'istruzione e l'esperienza hanno un effetto positivo maggiore che per gli stranieri, rispettivamente del 4.55% e dell'1.35% (significative all'1%), e che i settori hanno un effetto statisticamente significativo sul salario. Ciò è probabilmente dovuto al forte sbilanciamento verso le donne italiane del campione complessivo. Anche in questo caso, il salario del partner ha un effetto positivo, secondo il modello del processo di "*assortative mating*" (Addabbo e Favaro, 2007, p. 214).

Di particolare rilievo è il fatto che il numero dei figli di tutte e tre le fasce d'età aumenti il salario atteso in modo statisticamente significativo, risultato inatteso. È probabile che il numero dei figli abbia influito sulla partecipazione lavorativa delle donne, piuttosto che sul salario (Schoeni, 1998; Dustmann e Schmidt, 2000; Husted *et al.*, 2000; Foroutan, 2008) e che le donne che lavorano pur avendo dei figli abbiano un maggior attaccamento al lavoro. L'effetto positivo sul salario può quindi essere sintomatico dell'impegno nel lavoro, come si ipotizza di solito per i mariti (Adsera e Chiswick, 2007). Un effetto positivo del numero dei figli sul salario delle donne italiane si riscontra, per esempio, in Centra e Venuleo (2007) per il solo gruppo delle operaie, dovuto forse alla necessità di integrare il reddito familiare.

Le ultime variabili riportate nella tabella 7.5 individuano l'incidenza sul salario dell'utilizzo di una lingua straniera (si tenga conto che per le donne italiane si è ipotizzato che parlino la lingua italiana nel 100% dei casi, poiché tali domande non erano state rivolte agli italiani). Parlare una lingua straniera sul lavoro ha un effetto positivo sul salario, aumentandolo di oltre il 26%: probabilmente non è una buona approssimazione della competenza nella lingua italiana, viene anzi premiato l'utilizzo di una lingua straniera, che per altro accade di rado (lo

0.30% delle donne in totale, il 5.29% delle straniere). Anche parlare una lingua straniera in famiglia non sembra una buona approssimazione della conoscenza della lingua italiana (non statisticamente significativo). Parlare una lingua straniera con gli amici, invece, riduce il salario del 9.8%: potrebbe individuare il livello di competenza della lingua italiana, ma anche l'integrazione nella società italiana.

Se si controlla anche per le occupazioni (colonna (d)), essere straniera riduce il salario del 9.49%, lo stesso valore di essere donna nel confronto tra stranieri. Lo scarto, rispetto alle stime in assenza di occupazioni, è quindi maggiore nel confronto tra le donne: certamente la segregazione occupazionale in lavori di bassa qualifica e scarsamente remunerati influisce più sul differenziale salariale etnico che su quello di genere tra gli stranieri. Come già riportato in precedenza, una delle maggiori cause del differenziale salariale etnico sono le diverse possibilità di accesso ai lavori meglio pagati, che potrebbero, però, essere dovute a discriminazione (Anderson e Shapiro, 1996). L' $R^2$  aggiustato, che indica la quota spiegata dal modello, aumenta dal 35% a quasi il 42%, anche se si riduce il peso delle altre caratteristiche. Il gruppo di controllo lavora in questo caso in "professioni qualificate nelle attività": professioni manageriali, intellettuali, tecniche e impiegatizie hanno un effetto significativo all'1% sul salario; essere operai (specializzati o semispecializzati) e lavorare nelle forze armate non hanno un effetto statisticamente significativo sul salario, mentre lavorare in professioni non qualificate lo riduce del 5.57%. Si noti soprattutto che le professioni intellettuali hanno per le donne un effetto positivo maggiore delle occupazioni manageriali-dirigenziali, nelle quali è possibile che, quand'anche vi abbiano accesso, guadagnino meno degli uomini.

Esaminando le funzioni di guadagno distinte per donne italiane e straniere, emerge che il modello stimato spiega il 35.7% del salario delle donne italiane (41.7% nel caso in cui si includano le occupazioni) e solo il 15% di quello delle donne straniere (25% con le occupazioni), meglio spiegato quando si includevano anche variabili come la provenienza e la condizione giuridica.

Si può notare soprattutto il diverso peso dell'istruzione: se ogni anno in più di istruzione fa aumentare il salario delle donne italiane del 4.9%, per le donne straniere si tratta solo dello 0.8% (entrambe significative all'1%). Come già anticipato, in molte ricerche si trova conferma del fatto che l'istruzione abbia un rendimento molto più basso per gli stranieri rispetto ai nativi (Dustmann e Schmidt, 2000; Foroutan, 2008; Husted *et al.*, 2000; Nielsen *et al.*, 2004; Venturini e Villosio, 2008).

Tab. 7.5: Determinanti del salario orario per le donne, italiane e straniere

	I specificazione			II specificazione		
	TOT	ITALIANE	STRANIERE	TOT	ITALIANE	STRANIERE
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Costante	1.076 *** (0.017)	1.006 *** (0.017)	1.591 *** (0.068)	1.317 *** (0.018)	1.257 *** (0.019)	1.645 *** (0.072)
Stranieri	-0.163 *** (0.018)	..	..	-0.091 *** (0.017)	..	..
Anni istruzione	0.045 *** (0.001)	0.049 *** (0.001)	0.008 *** (0.003)	0.020 *** (0.001)	0.024 *** (0.001)	-0.001 (0.003)
Esperienza lavorativa	0.013 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)	0.002 (0.004)	0.012 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.006 (0.004)
Esp2	-0.0003 *** (0.0000)	-0.0003 *** (0.0000)	0.0001 (0.0001)	-0.0002 *** (0.0000)	-0.0002 *** (0.0000)	-0.0001 (0.0001)
Centro	-0.050 *** (0.007)	-0.054 *** (0.008)	-0.065 ** (0.027)	-0.035 *** (0.007)	-0.036 *** (0.007)	-0.073 *** (0.026)
Sud	-0.055 *** (0.007)	-0.054 *** (0.007)	-0.118 *** (0.041)	-0.055 *** (0.006)	-0.053 *** (0.006)	-0.167 *** (0.039)
Età 25-34 anni	0.092 *** (0.013)	0.087 *** (0.013)	0.114 ** (0.054)	0.082 *** (0.012)	0.078 *** (0.013)	0.121 ** (0.051)
Età 35-44 anni	0.168 *** (0.015)	0.173 *** (0.016)	0.086 (0.059)	0.138 *** (0.014)	0.143 *** (0.015)	0.100 * (0.055)
Età 45-54	0.254 *** (0.017)	0.263 *** (0.017)	0.057 (0.061)	0.203 *** (0.016)	0.214 *** (0.017)	0.075 (0.057)
Età 55-64	0.369 *** (0.020)	0.379 *** (0.020)	0.039 (0.073)	0.288 *** (0.019)	0.304 *** (0.020)	0.045 (0.069)
Convivente	-0.022 (0.014)	-0.006 (0.015)	-0.132 *** (0.043)	-0.012 (0.013)	-0.001 (0.014)	-0.087 ** (0.040)
Stato civile altro	-0.017 ** (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.054 (0.033)	-0.018 ** (0.007)	-0.010 (0.008)	-0.050 (0.031)
Salario orario partner	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.014 *** (0.004)	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.008 * (0.004)
Agricoltura	-0.169 *** (0.023)	-0.160 *** (0.023)	-0.144 (0.102)	-0.130 *** (0.023)	-0.130 *** (0.023)	-0.120 (0.098)
Costruzioni	0.058 ** (0.025)	0.060 ** (0.025)	-0.001 (0.337)	0.049 ** (0.024)	0.056 ** (0.024)	-0.046 (0.317)
Commercio	-0.008 (0.010)	-0.006 (0.010)	0.019 (0.052)	0.013 (0.011)	0.014 (0.011)	0.004 (0.054)
Altre attività	0.105 *** (0.008)	0.106 *** (0.008)	0.017 (0.032)	0.081 *** (0.009)	0.084 *** (0.009)	-0.006 (0.039)
Figli 0-5 anni	0.015 ** (0.007)	0.013 * (0.007)	0.015 (0.027)	0.014 ** (0.006)	0.013 ** (0.006)	0.019 (0.026)
Figli 6-10 anni	0.043 *** (0.007)	0.042 *** (0.007)	0.028 (0.029)	0.042 *** (0.006)	0.042 *** (0.007)	0.018 (0.027)
Figli 11-14 anni	0.038 *** (0.007)	0.037 *** (0.008)	0.040 (0.035)	0.034 *** (0.007)	0.033 *** (0.007)	0.059 *** (0.033)
Lingua straniera al lavoro	0.237 *** (0.050)	..	0.193 *** (0.051)	0.168 *** (0.048)	..	0.136 *** (0.048)
Lingua straniera in famiglia	-0.009 (0.026)	..	-0.057 ** (0.026)	-0.003 (0.024)	..	-0.029 (0.025)
Lingua straniera con gli amici	-0.103 *** (0.026)	..	-0.106 *** (0.027)	-0.076 *** (0.025)	..	-0.071 *** (0.025)

(continua)

	I specificazione			II specificazione		
	TOT	ITALIANE	STRANIERE	TOT	ITALIANE	STRANIERE
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Dirigenti, manager				0.335 *** (0.027)	0.309 *** (0.027)	..
Professioni intellettuali	..	..	..	0.447 *** (0.012)	0.416 *** (0.012)	0.645 *** (0.067)
Professioni tecniche	..	..	..	0.203 *** (0.009)	0.190 *** (0.009)	0.220 *** (0.045)
Impiegati	..	..	..	0.066 *** (0.009)	0.056 *** (0.009)	0.096 * (0.054)
Operai specializzati e agricoltori	..	..	..	-0.018 (0.013)	-0.015 (0.014)	-0.042 (0.044)
Operai semispecial. e conduttori	..	..	..	0.022 (0.015)	0.020 (0.016)	-0.010 (0.055)
Professioni non qualificate				-0.057 *** (0.011)	-0.050 *** (0.012)	-0.033 (0.028)
Forze armate				0.145 (0.091)	0.135 (0.091)	..
Numerosità	15,793	14,905	888	15,793	14,905	888
R2 – aggiustato	0.350	0.357	0.150	0.419	0.417	0.254

Note: Variabile dipendente = logaritmo naturale del salario orario.

Standard error in parentesi sotto i coefficienti.

\*\*\* statisticamente significativo all'1%

\*\* statisticamente significativo al 5%

\* statisticamente significativo al 10%

Le caratteristiche di riferimento sono: abitare al nord Italia, avere un'età tra i 15 e i 24 anni, essere sposate, lavorare nell'industria, lavorare in professioni qualificate nelle attività (quest'ultima presente solo quando si controlla anche per le occupazioni).

Similmente, l'esperienza lavorativa fa aumentare il salario delle donne italiane dell'1.5%, mentre per le donne straniere si tratta solo dello 0.2%, non statisticamente significativo. Si noti, inoltre, come la zona di residenza ha un effetto negativo decisamente maggiore per le donne straniere, soprattutto il sud Italia (-11.16%), effetto che aumenta controllando per le occupazioni (-15.37%).

Per le donne italiane il salario aumenta con percentuali sempre maggiori all'aumentare dell'età, mentre per le donne straniere solo la fascia di età 25-34 anni ha un salario significativamente maggiore rispetto alla fascia di età 15-24 anni; per le altre fasce di età l'aumento del salario non è statisticamente significativo, probabilmente a causa delle difficoltà di carriera delle donne straniere.

Tra le occupazioni, per le donne immigrate lavorare in professioni intellettuali (+90.6%), tecniche (+24.6%) e impiegatizie (+10%) ha un effetto positivo maggiore di quanto non lo abbia per le donne italiane (rispettivamente +51.6%, +20.9%, +5.8%). Le donne straniere, però, sono assenti dalle professioni dirigenziali. Inoltre, per loro lavorare in professioni qualificate (tra cui prevalgono il settore turistico-alberghiero e i servizi alla persona) non

produce un effetto statisticamente diverso rispetto a lavorare in professioni non qualificate (soprattutto servizi di pulizia), mentre tra le donne italiane le seconde guadagnano il 4.9% in meno delle prime.

Sulla base di questi dati possiamo ora procedere alla scomposizione di Oaxaca (1973), sintetizzata dalla tabella 7.6.

Tab. 7.6: Scomposizione di Oaxaca dei differenziali salariali etnici tra donne

	I specificazione	II specificazione
Differenziale salariale orario (logaritmo)	0.292	0.292
- dovuto a differenze nelle qualifiche (spiegato)	0.097	0.170
- dovuto a differenze nei rendimenti (non spiegato)	0.193	0.122
% spiegato	33.33%	58.24%
% non spiegato	66.67%	41.76%

Fonte: elaborazioni personali su dati RCFL-2008/2.

Come si può vedere dalla tabella 7.6, il differenziale salariale tra donne italiane e straniere, sulla base delle caratteristiche da noi utilizzate, risulta spiegato per il 33.33% e non spiegato per il 66.67%. Non sembra superfluo ricordare che la parte non spiegata potrebbe contenere differenze importanti nelle caratteristiche, non incluse nel modello, e il livello di conoscenza della lingua italiana, che abbiamo visto essere importante, ma che non può rientrare nella scomposizione di Oaxaca (1973). Si fa quindi attenzione all'utilizzo e soprattutto al significato del termine "discriminazione".

Quando si includono le occupazioni, la parte spiegata aumenta (oltre il 58%). Come già detto, la segregazione occupazionale incide fortemente sulla stima del salario atteso, fornendo una ulteriore spiegazione del differenziale salariale, ma in Italia è in atto anche una forte discriminazione all'accesso (Zanfrini, 2001), come confermato dalla ricerca di Allasino *et al.* (2004).

Queste cifre sono in accordo con altre ricerche: risultati simili si trovano, per esempio, in Husted *et al.* (2000) e in Zorlu (2003), anche se ci sono ampie differenze tra i vari gruppi etnici.

Tra le singole variabili che spiegano il differenziale salariale, quelle di maggior peso sono l'istruzione e l'esperienza lavorativa, poiché le donne italiane sono più istruite e hanno in media un maggior numero di anni spesi nel mercato del lavoro. L'istruzione e l'esperienza, però, costituiscono una parte importante anche nella quota non spiegata, poiché, come abbiamo visto, il loro rendimento per le donne italiane è maggiore che per le donne straniere.

La parte non spiegata viene ridotta dalla costante, che nel modello stimato è minore per le donne italiane che per le donne straniere, come si vede nella tabella 7.5.

Si è operato un confronto etnico anche tra gli uomini italiani e stranieri, che verrà utilizzato nella scomposizione di Shamsuddin (1998) e che sembra utile per confrontare lo svantaggio etnico vissuto da uomini e donne stranieri. Nel confronto tra gli uomini, essere straniero (inserito come variabile *dummy*) riduce il salario del 10.94%, che diminuisce all'8.43% se si controlla per le occupazioni: si tratta di valori leggermente inferiori rispetto al confronto tra donne. La scomposizione di Oaxaca (1973) è riportata nella tabella 7.7.

Tab. 7.7: Scomposizione di Oaxaca dei differenziali etnici tra uomini

	I specificazione	II specificazione
Differenziale salariale orario (logaritmo)	0.190	0.190
- dovuto a differenze nelle qualifiche (spiegato)	0.070	0.105
- dovuto a differenze nei rendimenti (non spiegato)	0.120	0.085
% spiegata	36.84%	55.24%
% non spiegata	63.16%	44.73%

Fonte: elaborazioni personali su dati RCFL-2008/2.

Si noti che le percentuali sono quasi identiche al confronto tra donne: la parte non spiegata costituisce il 63.16% se non si considerano le occupazioni, il 44.73% se si includono. Rispetto al confronto tra donne, la diminuzione del salario dovuta alle occupazioni è leggermente inferiore: come detto in precedenza, è probabile che le donne sperimentino una segregazione occupazionale maggiore e che questo spieghi almeno in parte il maggior differenziale etnico tra donne.

La suddetta analisi (seconda specificazione) è in linea con i risultati della scomposizione di Oaxaca del salario degli uomini italiani e stranieri effettuata da Venturini e Villosio (2000) su dati INPS, secondo cui il differenziale salariale logaritmico è di 0.131, del quale circa il 57% è spiegato e il 42% non spiegato.

È stato verificato che esiste un differenziale salariale orario delle donne immigrate sia rispetto agli uomini immigrati (di genere), sia rispetto alle donne italiane (etnico). Tra i due, il differenziale salariale di genere risulta molto più contenuto, ma anche prevalentemente non spiegato, anche quando si controlla per le occupazioni; il differenziale salariale etnico risulta invece più ampio, ma maggiormente spiegato dalle diverse caratteristiche, che diventano la parte principale quando si controlla per le occupazioni. In entrambi i casi (differenziale salariale etnico e di genere) si trova una quota piuttosto ampia di differenziale non spiegato, che può farci parlare di un doppio svantaggio per le donne immigrate, misurato di seguito.

### 7.3 Misurare la discriminazione multipla attraverso la stima del doppio svantaggio

Si può applicare la scomposizione suggerita da Shamsuddin (1998) per misurare il doppio effetto negativo (non spiegato) subito dalle donne straniere, sulla base del genere e dell'etnia.

Si tenga presente che, nel confronto tra uomini e donne italiani, il differenziale salariale orario è apparentemente a favore delle donne, che guadagnano il 2.57% in più degli uomini. Quando si stima una funzione di guadagno, però, questa differenza scompare: a parità di altre caratteristiche essere donna riduce il salario del 7.20%, e del 6.37% quando si controlla per le occupazioni. Anche se ricevono un salario apparentemente maggiore, le donne italiane sono quindi discriminate rispetto agli uomini (in linea con le principali ricerche: Bonjour e Pacelli, 1998; Addabbo e Favaro, 2007; Centra e Venuleo, 2007).

La tabella 7.8 riporta i risultati della scomposizione di Shamsuddin (1998), che suddivide il differenziale salariale tra uomini italiani e donne straniere in differenziale salariale etnico tra gli uomini e differenziale salariale di genere tra gli stranieri – riportati nelle colonne di sinistra della tabella 7.8. In alternativa lo stesso può essere suddiviso in differenziale salariale di genere tra gli italiani e differenziale salariale etnico tra le donne – riportati nelle colonne di destra della tabella 7.8. Ancora una volta si propongono due specificazioni, con e senza le occupazioni. Come anticipato, è stata considerata per tutti e quattro i gruppi la funzione di guadagno che non include le variabili peculiari per gli stranieri (provenienza, condizione giuridica, titolo di studio ottenuto in Italia) affinché siano comparabili tra di loro; si esclude inoltre la lingua parlata poiché, come abbiamo visto, non può essere stimata nel confronto con gli italiani.

Sulla base dei risultati sintetizzati nella tabella 7.8, possiamo affermare che esiste un doppio svantaggio per le donne immigrate in Italia, dovuto alla loro condizione di straniere e di donne, per le quali cioè si sommano gli svantaggi subiti da queste due categorie. Se non si controlla per le occupazioni l'effetto doppio è stimato tra il 76.65% e l'89.75%. Se si inseriscono le occupazioni, l'effetto doppio diminuisce e si colloca tra il 56.61% e il 62.13%. Quindi, oltre la metà del differenziale salariale tra donne immigrate e uomini italiani è dovuto all'effetto doppio, che può essere considerato una stima della discriminazione multipla (Brewer *et al.*, 2002; Ruwanpura, 2008).

Queste percentuali sono in linea le stime di Shamsuddin (1998) (su dati canadesi, senza includere le occupazioni), secondo cui il doppio svantaggio ci colloca tra il 71% e il 79%. In Husted *et al.* (2000), invece, il doppio effetto varia sensibilmente tra i gruppi etnici analizzati e a seconda del tipo di scomposizione utilizzata. Gli effetti appaiono ambigui, anche se, quando si guarda alla scomposizione in differenziale etnico tra le donne e differenziale di genere tra i nativi (danesi), i valori si collocano oltre il 60%, ad esclusione degli stranieri provenienti da paesi nordici e da India e Sri Lanka. In Zorlu (2003), che ha applicato la stessa

scomposizione su dati olandesi, esiste un doppio svantaggio per tutti i gruppi immigrati, maggiore per chi proviene dal Marocco e dall'Europa centro-orientale.

Tab. 7.8: Scomposizione del differenziale salariale tra uomini italiani e donne straniere, per stimare l'effetto doppio (scomposizione di Shamsuddin, 1998)

I specificazione		Differenziale salariale uomini italiani / donne straniere			
		0.290			
<i>Differenziale etnico tra uomini</i>	Uomini italiani/ uomini stranieri	1. Differenziale log	0.190	Differenziale log	0.292
		(a) Spiegato	0.070 (24.16%)	Donne italiane /donne straniere	Spiegato 0.097 (33.48%)
		(b) Non spiegato	0.120 (41.42%)	Non spiegato	0.193 (66.62%)
		2. Differenziale log	0.100	Differenziale log	-0.003
<i>Differenziale di genere tra stranieri</i>	Uomini stranieri/ donne straniere	(c) Spiegato	-0.002 (-0.85%)	Uomini italiani/ donne italiane	Spiegato -0.070 (-24.16%)
		(d) Non spiegato	0.102 (35.23%)	Non spiegato	0.067 (23.13%)
	Stima effetto doppio: (b) + (d)	0.222 <b>(76.65%)</b>		0.260 <b>(89.75%)</b>	
	II specificazione		Differenziale salariale uomini italiani / donne straniere		
		0.290			
<i>Differenziale etnico tra uomini</i>	Uomini italiani/ uomini stranieri	1. Differenziale log	0.190	Differenziale log	0.292
		(a) Spiegato	0.105 (36.24%)	Donne italiane /donne straniere	Spiegato 0.170 (58.68%)
		(b) Non spiegato	0.085 (29.34%)	Non spiegato	0.122 (42.11%)
		2. Differenziale log	0.100	Differenziale log	-0.003
<i>Differenziale di genere tra stranieri</i>	Uomini stranieri/ donne straniere	(c) Spiegato	0.021 (7.25%)	Uomini italiani/ donne italiane	Spiegato -0.061 (-21.06%)
		(d) Non spiegato	0.079 (27.27%)	Non spiegato	0.058 (20.02%)
	Stima effetto doppio: (b) + (d)	0.164 <b>(56.61%)</b>		0.180 <b>(62.13%)</b>	

Fonte: elaborazioni personali su dati RCFL-2008/2.

Note: i numeri in parentesi sono il contributo percentuale di ciascun componente alla differenza media tra i logaritmi del salario orario tra uomini italiani e donne straniere.

A differenza di quanto riscontrato in Shamsuddin (1998) e in Husted *et al.* (2000), e cioè che il differenziale salariale è soprattutto dovuto alla discriminazione di genere, nel nostro caso sembra prevalere la discriminazione etnica. Ciò è determinato in buona parte dal fatto che il differenziale etnico è molto più ampio del differenziale di genere, e quindi la parte non spiegata pesa maggiormente sulla scomposizione complessiva; anche la parte spiegata da differenze etniche è, però, maggiore. All'interno del differenziale di genere la parte non spiegata è decisamente maggiore della parte spiegata, mentre all'interno del differenziale

salariale etnico le due sono più bilanciate (la parte spiegata prevale quando si controlla per le occupazioni). Possiamo quindi affermare che la “discriminazione” etnica incide maggiormente nel gap salariale delle donne immigrate rispetto agli uomini italiani, ma è in quella di genere dove si verifica la maggiore discriminazione relativa. In Zorlu (2003) le proporzioni variano a seconda del gruppo etnico considerato: oltre il 90% del doppio svantaggio è attribuibile a discriminazione di genere per donne provenienti dai paesi dell’Unione europea e dalla Turchia e circa il 51% per le donne provenienti dall’Europa orientale. Negli altri casi, la discriminazione etnica è responsabile della maggior parte del doppio svantaggio (dal 60% per le donne marocchine fino ad oltre il 90% per le donne indonesiane e caraibiche).

## **8. Conclusioni**

La presente analisi si colloca all’interno degli studi del rapporto tra genere e migrazioni, cercando di analizzare l’inserimento lavorativo delle donne immigrate in Italia attraverso lo studio dei differenziali salariali, per esaminare le disuguaglianze etniche e di genere.

Nella cornice delle teorie sulla discriminazione, la ricerca cerca di misurare e spiegare il differenziale salariale delle donne immigrate nei confronti delle donne italiane (etnico) e degli uomini stranieri (di genere), di individuare la presenza di discriminazione salariale, e di valutare l’esistenza di una discriminazione multipla, attraverso la stima del doppio effetto negativo. Ciò costituisce un approccio originale all’interno del panorama italiano: in ambito economico sono stati pochi gli studi precedenti, a causa della mancanza di dati disponibili e di un fenomeno, quello dell’immigrazione femminile, relativamente recente e difficilmente campionabile per la natura del lavoro domestico e di cura. L’aumento del numero di donne immigrate e le novità introdotte in alcune banche dati permettono oggi stime più approfondite.

Si è verificato che per le donne straniere esiste un gap salariale orario (oltre che mensile) sia nei confronti delle donne italiane sia degli uomini stranieri, che sono stati confrontati ed esaminati per verificare, attraverso la scomposizione di Oaxaca, se una parte di essi fosse non spiegata, comunemente denominata “discriminazione”.

Il differenziale salariale orario tra uomini e donne immigrate è relativamente ridotto (7.42%), ma è totalmente imputabile a caratteristiche non osservate. Si può quindi ritenere che, in assenza di discriminazione, il salario delle donne immigrate dovrebbe per lo meno eguagliare quello degli uomini immigrati. Il differenziale salariale orario tra donne italiane e straniere è decisamente più marcato (27.11%), ma circa un terzo è spiegato dalle differenze tra le caratteristiche osservate. Si deve comunque tenere conto del fatto che, mentre il modello

sembra predire in modo abbastanza soddisfacente il salario delle donne italiane, appare assolutamente insufficiente per il salario delle straniere (ne spiega solo il 15%).

Si sono mantenute distinte le stime controllando o meno per le occupazioni svolte, perché la segregazione gioca un ruolo di peso nel determinare il salario, ma potrebbe essa stessa essere imputata a discriminazione e non a diversa dotazione di capitale umano. Quando vengono inserite anche le occupazioni tra le variabili di controllo, la parte non spiegata si riduce, di poco nel caso del differenziale di genere, in modo marcato in quella etnica (quasi il 60% del differenziale risulta spiegato). Si può perciò ipotizzare che la segregazione delle donne straniere in lavori a basse qualifiche e scarsamente remunerati sia più pronunciata nel confronto con le italiane che con gli uomini stranieri, i quali, pur subendo una segregazione minore, sono anch'essi concentrati in lavori poco qualificati (Fullin e Reyneri, 2011).

Si è infine cercato di misurare la discriminazione multipla come somma dell'effetto di genere ed etnico, attraverso la stima del doppio svantaggio (Shamsuddin, 1998). L'effetto doppio negativo che le donne straniere subiscono nei confronti degli uomini italiani per via della loro provenienza e sesso è stimato in un *range* che varia tra il 76%-89% (se non si controlla per le occupazioni) e il 56%-62% (controllando per le occupazioni). Di esso, la maggior parte è dovuta a discriminazione etnica, tenendo però presente che il differenziale salariale di genere è prevalentemente non spiegato.

La ricerca in oggetto necessita senz'altro di ulteriori approfondimenti e diverse specificazioni: tra tutti, si cita la necessità di avere campioni più consistenti che permettano di fare delle analisi distinte per gruppi di provenienza, per avere una visione più chiara della condizione delle donne immigrate, anche a seconda dell'origine. Se fosse possibile proporre stime distinte in base alla provenienza e alla condizione giuridica, sarebbe inoltre possibile annullare o perlomeno ridurre l'effetto composizione (che potrebbe aver causato una sovrastima della parte non spiegata del differenziale salariale). Anche una correzione della selezione, legata a chi riceve un salario, potrebbe migliorare i risultati.

Sarebbe auspicabile analizzare la segregazione professionale per capire se sia dovuta a caratteristiche differenti oppure a discriminazione del mercato del lavoro, e cercare di individuare delle politiche correttive per ridurre la dequalificazione e il *brain-waste* legato alla concentrazione di donne straniere, con una buona istruzione, in occupazioni non qualificate.

Nell'analisi del differenziale salariale di genere, che è risultato quasi completamente non spiegato, sarebbe importante cercare di capire se sono state omesse caratteristiche di confronto tra uomini e donne immigrate solitamente non incluse nelle funzioni di guadagno,

ma che potrebbero avere degli effetti sulle determinanti del salario per gli stranieri, e quindi anche sulla stima della parte spiegata e non spiegata.

La ricerca in merito all'immigrazione femminile ha ancora diversi aspetti poco studiati, in particolare a livello italiano, dove essa costituisce un fenomeno relativamente recente e dove la scarsità dei dati ha influito a lungo sul numero di analisi effettuate.

Esistono molti aspetti non inclusi in questa trattazione che necessitano in alcuni casi di essere approfonditi (per esempio le molestie e le violenze di cui sono spesso vittime le donne che lavorano come assistenti familiari coresidenti, per cui un interessante spunto è fornito da Ceschi e Mazzonis, 2003).

Un approfondimento interessante all'interno dello studio dei differenziali salariali è senz'altro costituito da una valutazione dell'assimilazione salariale delle donne immigrate, eventualmente nel solco dell'analisi proposta da Nielsen *et al.* (2004), che hanno cercato di combinare le teorie sull'assimilazione e sulla discriminazione. L'obiettivo è di capire se le donne immigrate raggiungono il livello salariale degli italiani dopo alcuni anni di residenza nel paese e soprattutto, in caso contrario, perché ciò non avviene: se a causa di qualifiche minori oppure a causa di discriminazione.

I risultati di simili spunti di ricerca e approfondimento potrebbero costituire la base per politiche nazionali, ma soprattutto locali, che incidano sulle cause dei differenziali salariali e dei fenomeni di segregazione e che si prefiggano la tutela delle donne immigrate.

## BIBLIOGRAFIA

- Addabbo T., Favaro D. (2007), “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? Il lavoro femminile tra discriminazioni e diritto alla parità di trattamento*, I Libri del Fondo Sociale Europeo, Isfol, Roma, pp. 199-237.
- Adsera A., Chiswick B. R. (2007), “Are There Gender and Country of Origin Differences in Immigrant Labor Market Outcomes Across European Destinations?”, *Journal of Population Economics*, vol. 20, n. 3, pp. 495-526.
- Allasino E., Reyneri E., Venturini A. and Zincone G. (2004) “Labour Market Discrimination Against Migrant Workers in Italy”, *International Migration Papers*, n. 67, ILO, Geneva.
- Ambrosini M., Beccalli B. (2009), “Uomini in lavori da donne: il lavoro domestico maschile”, in Catanzaro R., Colombo A. (a cura di), *Badanti & Co. Il lavoro domestico straniero in Italia*, Il Mulino, Bologna, pp. 109-136.
- Anderson D., Shapiro D. (1996), “Racial Differences in Access to High-Paying Jobs and the Wage Gap Between Black and White Women”, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 49, n. 2, pp. 273-286.
- Banca d'Italia (2009), “L’immigrazione”, in “Relazione annuale 2008”, Roma, pp. 123-133.
- Banfi L. (2009), “Genere e legami familiari transnazionali”, in Catanzaro R., Colombo A. (a cura di), *Badanti & Co. Il lavoro domestico straniero in Italia*, Il Mulino, Bologna, pp. 195-218.
- Bayard K., Hellerstein J., Neumark D., Troske K. (1999), “Why are Racial and Ethnic Wage Gaps Larger for Men than for Women? Exploring the Role of Segregation using the New Worker-Establishment Characteristic Database”, NBER Working Paper n. 6997, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Becker G. S. (1957), *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press, Chicago
- Bettio F., Simonazzi A., Villa P. (2006), “Change in Care Regimes and Female Migration: the ‘Care Drain’ in the Mediterranean”, *Journal of European Social Policy*, vol. 16, n. 3, pp. 271-285.
- Blau F. D., Jusenius C. L. (1976), “Economists’ Approaches to Sex Segregation in the Labour Market: An Appraisal”, *Signs*, vol. 1, n. 2, pp. 181-199.
- Bonjour D., Pacelli L. (1998), “Wage Formation and the Gender Wage Gap: Do Institutions Matter? Italy and Switzerland Compared”, UCL discussion paper n. 12, University College London.

- Borjas G. J. (1989), "Economic Theory and International Migration", *International Migration Review*, vol. 23, n. 3, pp. 457-485.
- Borjas G. J. (2009), *Economia del lavoro*, ed. it. a cura di Del Boca *et al.*, Brioschi, Milano.
- Boyd M., Grieco E. (2003), "Women and Migration: Incorporating Gender into International Migration Theory", *Migration Information Source*, Washington D.C.  
<http://www.migrationinformation.org/Feature/display.cfm?ID=106>.
- Brewer R. M., Conrad C. A., King M. C. (2002), "The Complexities and Potential of Theorizing Gender, Caste, Race and Class", *Feminist Economics*, vol.8, n.2, pp.3-17.
- Caponio T. (2009), "Documenti, lavoro, casa: l'integrazione delle donne immigrate" in Catanzaro R., Colombo A. (a cura di), *Badanti & Co. Il lavoro domestico straniero in Italia*, Il Mulino, Bologna, pp. 85-108.
- Caritas/Migrantes (2009), *Immigrazione. Dossier statistico 2009. XIX rapporto*, IDOS, Roma.
- Castles S., Miller M. J. (2003), *The Age of Migration: International Population Movements in the Modern World*, 3a ed., The Guilford Press, New York.
- Centra M., Cutillo A. (2009), "Differenziale salariale di genere e lavori tipicamente femminili", *Studi Isfol*, n. 2009/2.
- Centra M., Venuleo C. (2007), "Differenziali retributivi: un'analisi dello scenario italiano", in Rustichelli E. (a cura di), *Esiste un differenziale retributivo di genere in Italia? Il lavoro femminile tra discriminazioni e diritto alla parità di trattamento*, I Libri del Fondo Sociale Europeo, Isfol, Roma, pp. 117-128.
- Ceschi S., Mazzonis M. (2003), "Le forme dello sfruttamento servile e paraschiavistico nel mondo del lavoro – Il lavoro domestico e di cura" in Carchedi F., Mottura G., Pugliese A. (a cura di), *Il lavoro servile e le nuove schiavitù*, FrancoAngeli, Milano, pp.102-109.
- Cheng S. A. (2000), "Labor Migration and the International Sexual Division of Labor: A Feminist Perspective", in Kelson G. A., DeLaet D. (eds.), *Gender and Immigration*, New York University Press, New York, pp. 38-58.
- Chiswick B. R. (1978), "The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men", *Journal of Political Economy*, vol. 86, n. 5, pp. 897-921.
- Cotter D. A., Hermsen J. M., Vanneman R. (2003), "The Effects of Occupational Gender Segregation across Race", *The Sociological Quarterly*, vol. 44, n.1, pp.17-36.
- Decimo F. (2005), *Quando emigrano le donne. Percorsi e reti femminili della mobilità transnazionale*, Il Mulino, Bologna.
- Dumont J. C., Martin J. P., Spielvogel G. (2007), "Women on the Move: The Neglected Gender Dimension of the Brain Drain", *IZA Discussion Paper* n. 2920.

- Dustmann C., Schmidt C. M. (2000), "The Wage Performance of Immigrant Women: Full-Time Jobs, Part-Time Jobs, and the Role of Selection", IZA Discussion Paper n. 233.
- Elliott R. J. R., Lindley J. K. (2008), "Immigrant Wage Differentials, Ethnicity and Occupational Segregation", *Journal of the Royal Statistic Society A*, vol. 171, part.3, pp. 645-671.
- Field-Hendrey E., Balkan E. (1991), "Earnings and Assimilation of female immigrants", *Applied Economics*, vol. 23, n. 10, pp. 1665-1672.
- Flabbi L. (2001), "La discriminazione: evidenza empirica e teoria economica", in Brucchi Luchino, *Manuale di economia del lavoro*, Il Mulino, Bologna, pp.381- 405.
- Foroutan Y. (2008), "Migration Differentials in Women Market's Employment: An Empirical and Multicultural Analysis", *International Migration Review*, vol. 42, n.3, pp. 675-703.
- Franck A. K., Spehar A. (2010), *Women's Labour Migration in the Context of Globalisation*, WIDE (Women in Development Europe), Brussels.
- Fullin G., Reyneri E. (2011), "Low Unemployment and Bad Jobs for New Immigrants in Italy", *International Migration*, vol. 49, n. 1, pp. 118-147.
- Husted L., Nielsen H. S., Rosholm M., Smith N. (2000), "Hit Twice? Danish Evidence on the Double-negative Effect on the Wages of Immigrant Women", Working Paper n. 00-06, Centre for Labour Market and Social Research.
- IRES (2009), *Il lavoro domestico e di cura: scenario, condizioni di lavoro e discriminazioni*; <http://www.ires.it/node/1245>.
- ISTAT (2007), *La presenza straniera in Italia: caratteristiche socio-demografiche*, Informazioni n. 7, Roma.
- ISTAT (2010), *La popolazione straniera residente in Italia al 1° gennaio 2010*, Roma [http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non\\_calendario/20101012\\_00/](http://www.istat.it/salastampa/comunicati/non_calendario/20101012_00/).
- King R., Zontini E. (2000), "The role of gender in the South European immigration model", *Papers: revista de sociologia*, n. 60, pp. 35-52.
- Mincer J. (1978), "Family Migration Decisions", *Journal of Political Economy*, vol. 86, n. 2, pp. 749-773.
- Morokvasic M. (1984), "Birds of passage are also women...", *International Migration Review*, vol. 18, n. 4, pp. 886-907.
- Morokvasic M. (2003), "Transnational mobility and gender: a view from post-wall Europe", in Erel U., Morokvasic M., Shinozaki K. (eds.), *Crossing Borders and Shifting Boundaries. Volume I: Gender on the Move*, Leske and Budrich, Opladen, pp. 101-133.

- Nielsen H. S., Rosholm M., Smith N., Husted L. (2004), "Qualifications, Discriminations, or Assimilation? An Extended Framework for Analysing Immigrant Wage Gaps", *Empirical Economics*, vol. 29, n. 4, pp. 855-883.
- Oaxaca R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, vol. 14, n. 3, pp. 693-709.
- Oaxaca R., Ransom M. R. (1994), "On Discrimination and the Decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, vol. 61, n. 1, pp. 5-21.
- Pfeiffer L., Richter S., Fletcher P., Taylor J.E. (2008), "Gender in Economic Research on International Migration and Its Impacts: A Critical Review", in Morrison A. R., Schiff M., Sjöblom M. (eds.), *The International Migration of Women*, World Bank, Washington, D.C.; Palgrave, Basingstoke, pp. 11-49.
- Phelps E. S. (1972), "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, vol. 62, n. 4, pp. 659-661.
- Piper N. (2005), "Gender and migration", mimeo, Policy Analysis and Research Programme of the Global Commission on International Migration, <http://www.gcim.org/attachements/TP10.pdf>.
- Richter S., Taylor J. E. (2008), "Gender and the Determinants of International Migration from Rural Mexico over Time", in Morrison A. R., Schiff M., Sjöblom M. (eds.), *The International Migration of Women*, World Bank, Washington, D.C.; Palgrave, Basingstoke, pp. 51-99.
- Ruwanpura K. N. (2008), "Multiple Identities, Multiple-Discrimination: a Critical Review", *Feminist Economics*, vol. 14, n. 3, pp. 77-105.
- Sandell S. H. (1977), "Women and the Economics of Family Migration", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 59, n. 4, pp. 406-414.
- Schoeni R. F. (1998), "Labor Market Assimilation of Immigrant Women", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 51, n. 3, pp. 483-504.
- Shamsuddin A. F. M. (1998), "The double-negative effect on the earnings of foreign-born females in Canada", *Applied Economics*, vol. 30, n. 9, pp. 1187-1201.
- Strozza S., Gallo G., Grillo F. (2003), "Gender and the Labour Market Among Immigrants in Some Italian Areas: the Case of Moroccans, Former Yugoslavians and Poles", in Garcia B., Anker R., Pinnelli A. (eds.), "Women in the Labour Market in Changing Economies: Demographic Issues", Oxford University Press, Oxford, pp. 133-165.
- Tastoglou E., Preston V. (2005), "Gender, Immigration and Labour Market Integration: Where We Are and What We Still Need to Know", *Atlantis: a Women's Studies Journal*, vol. 30, n. 1, pp. 46-59.

- Truong T. D. (2000), "Gender, International Migration and Social Reproduction: implication for theory, policy, research and networking", in Willis K., Yeoh B. (eds.), *Gender and Migration*, Edward Elgar, Cambridge, pp. 65-90.
- UNFPA (2006), *State of the World Population 2006. A Passage to Hope: Women and International Migration*, <http://www.unfpa.org/public/home/publications/pid/379>.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2009), *Trends in International Migrant Stock: The 2008 Revision* (United Nations database, POP/DB/MIG/Stock/Rev.2008),  
[http://www.un.org/esa/population/migration/UN\\_MigStock\\_2008.pdf](http://www.un.org/esa/population/migration/UN_MigStock_2008.pdf);  
<http://esa.un.org/migration/> (consultati il 04/07/2011).
- Venturini A. (2001), *Le migrazioni e i paesi sudeuropei. Un'analisi economica*, UTET, Torino.
- Venturini A., Villosio C. (2000), "Are Immigrants Assimilating in the Italian Labour Market?", *Child Working Paper* n. 11/2000.
- Venturini A., Villosio C. (2008), "Labour-market assimilation of foreign workers in Italy", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 24, n. 2, pp. 518-542.
- Zanfrini L. (2001), "Migrazioni internazionali ed etnicizzazione del mercato del lavoro italiano", mimeo, *Giornate di studio sulla popolazione*, Università di Milano-Bicocca, Milano, [www.statistica.unimib.it/demografia1/relazioni\\_finali/Zanfrini.do](http://www.statistica.unimib.it/demografia1/relazioni_finali/Zanfrini.do).
- Zlotnik H. (2000), "Migration and the Family: the Female Perspective", in Willis K., Yeoh B. (eds.), *Gender and Migration*, Edward Elgar, Cambridge, pp. 27-45.
- Zlotnik H. (2003), "The Global Dimensions of Female Migration", *Migration Information Source*, Washington D.C  
<http://www.migrationinformation.org/Feature/display.cfm?ID=109>.
- Zorlu A. (2003), "Do Ethnicity and Sex Matter in Pay? Analyses of 8 Ethnic Groups in the Dutch Labour market", *Working Paper* n. 21, NIMA (Núcleo de Investigação em Microeconomia Aplicada), Univesidade do Minho.