

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI SIENA

**QUADERNI DEL DIPARTIMENTO
DI ECONOMIA POLITICA**

**Francesca Bettio
Fernanda Mazzotta**

Aspettative salariali disattese. Il divario Nord-Sud

n. 589 – Aprile 2010



Sommario - Grazie al dibattito sul cosiddetto ‘paradosso del salario di riserva’ è noto che le aspettative salariali dei disoccupati meridionali superano mediamente quelle dei disoccupati al Centro-Nord. E’ meno noto che al momento dell’ingresso nel posto di lavoro, i primi accettano salari significativamente inferiori non solo alle proprie aspettative ma anche ai salari accettati al Centro-Nord. Secondo i dati rilevati dallo ‘European Community Household Panel’ l’81% degli occupati meridionali che hanno trovato lavoro hanno accettato una remunerazione inferiore a quella minima accettabile dichiarata in sede di precedente intervista e il valore mediano di questo aggiustamento verso il basso è pari al -40%. Al Centro Nord il valore corrispondente è -14%. In questo lavoro intendiamo contribuire al dibattito sul ruolo delle aspettative salariali nell’influencare la distribuzione territoriale della disoccupazione documentando le disparità circoscrizionali nei salari accettati e non solo in quelli attesi. Troviamo che il dato grezzo di una disparità molto più accentuata nei salari accettati che in quelli di riserva permane anche dopo aver tenuto conto della presenza di selezione statistica e della possibilità che il salario di riserva appena prima dell’uscita dalla disoccupazione sia diverso da quello dichiarato nella precedente intervista.

Abstract - Thanks to the debate on the so called ‘reservation wage paradox’, it is fairly well known that job seekers in Southern Italy report, on average, higher reservation wages than in Central and Northern Italy, despite much higher unemployment in the South. It is less known, however, that upon entering a job, Southern job seekers accept wages that are not only significantly lower than their wage expectations but also lower than the wages accepted by their counterparts in Central and Northern regions. According to the European Community Household Panel, 81 percent of those Southern workers that have found employment in the eight year period covered by the survey received wages 40 percent lower than their declared reservation threshold, while the corresponding figure for the Centre-North is only 14 percent (median values). In this article we revisit the debate on the role of wage expectations in influencing unemployment and its regional distribution by documenting North-South disparities in actual entry wages as well as reservation wages. We show that the raw finding of a North-South disparity that is much larger for actual entry wages than for reservation wages persists after controlling for statistical selection and for the fact that the reservation wage held just before leaving unemployment might be different from that declared during the survey interview.

Codici Jel: J6, J3

Parole chiave: salario di riserva, distribuzione dei salari, disoccupazione, differenze territoriali.

Francesca Bettio , Università di Siena, bettio@unisi.it
Fernanda Mazzotta, Università di Salerno, mazzotta@unisa.it

Introduzione

Il dibattito recente sulla crisi finanziaria e quello immediatamente precedente sulle gabbie salariali hanno contribuito a tener alto in sede di politica economica l'interesse sulle disparità salariali territoriali. Il problema di cui si occupa questo articolo - ovvero la discrepanza fra aspettative salariali e salari effettivamente accettati dai disoccupati nelle due grandi circoscrizioni Italiane - è un tassello di questo dibattito.

L'indagine ISTAT sulle forze di lavoro rileva dal 1992 la retribuzione minima mensile alla quale un inoccupato è disposto ad accettare lavoro e il dibattito in proposito è originato dal riscontro che gli inoccupati meridionali avanzano mediamente richieste più alte (Monducci, 1993). Il divario territoriale è meno accentuato ora che nei primi anni novanta (Sestito e Viviano, 2008, Tabella 11), ma persiste. La lettura immediata di quello che è stato definito 'paradosso del salario di riserva' è spesso suonata come un'accusa alla forza lavoro meridionale di essere artefice di un destino di forte disoccupazione perché troppo 'esigente'. Le svariate e spesso sofisticate ragioni prodotte dal dibattito accademico non sono valse a cancellare questo sospetto, ma soprattutto riscontri di segno diverso hanno avuto minor eco.

E' così rimasto inesplorato un dato reso da tempo disponibile dal *Panel Europeo (European Community Household Panel o ECHP)* che getta una luce diversa sul fenomeno. Secondo questa fonte, gli inoccupati meridionali accettano *salari di ingresso significativamente più bassi che al Centro Nord, sia in valore assoluto che relativamente al salario di riserva dichiarato nella precedente tornata di indagine*, laddove per salario di riserva si intende il compenso salariale minimo al quale un individuo si dichiara disposto a lavorare. Come noto, l'indagine ECHP inizia nel 1994 e si arresta nel 2001 per far posto alla SILC (*Statistics on Income and Living Conditions*), la quale però non rileva più i salari di riserva. Non c'è tuttavia ragione di ritenere che il comportamento dei disoccupati sia mutato radicalmente nel frattempo, e che, quindi, la citata discrepanza fra richieste salariali e salari accettati non rimanga attuale. Secondo elaborazioni basate sull'indagine della Banca d'Italia sulle imprese con più di venti addetti, il differenziale grezzo a scapito del Mezzogiorno si attestava al 15% per gli operai e al 21% per gli impiegati fra il 2002 e il 2007 (Casadio, 2009).

Obiettivo principale di questo lavoro è stimare lo scarto fra il salario di riserva e il salario accettato verificando, in particolare, quanto differisca fra le due circoscrizioni. Per assolvere a questo obiettivo non basta limitarsi ad estrarre i dati dell'indagine ma occorre affrontare due ordini di problemi, rispettivamente la circostanza che il salario di riserva è rilevato dall'indagine nel corso della disoccupazione e non al termine della medesima e che tutti i valori salariali di cui si dispone possono essere distorti da problemi di autoselezione.

Chiamiamo 'rinuncia' lo scarto negativo fra salario di riserva e salario effettivamente accettato al rientro dalla disoccupazione; in caso di segno positivo parliamo di 'maggiorazione'. Chiamiamo, inoltre, 'salario accettato' o 'salario di ingresso' il valore salariale rilevato nell'anno di indagine t per un

individuo che fosse risultato disoccupato nell'anno di indagine t-1. I dati grezzi indicano che, nel periodo in esame, l'81% degli occupati meridionali che hanno trovato lavoro hanno accettato una remunerazione inferiore a quella minima esplicitata nell'intervista precedente e che il valore mediano di questo aggiustamento verso il basso è pari al -40%. La cifra corrispondente per il Centro Nord è solo del -14% .

Dato però che possono essere trascorsi diversi mesi dalla rilevazione del salario di riserva al momento dell'ingresso nell'occupazione, queste cifre potrebbero segnalare un problema di misurazione più che rivelare comportamenti effettivi: nella misura in cui le richieste salariali diminuiscono con l'allungarsi del periodo di disoccupazione, un aggiustamento verso il basso può essere fisiologico, almeno in parte. Occorre dunque stimare il salario di riserva al momento dell'ingresso nell'occupazione e qui lo facciamo sfruttando la natura longitudinale del *panel* ECHP e, in particolare, la possibilità di osservare la durata della disoccupazione. *Il risultato più importante che otteniamo è che il ricalcolo del salario di riserva riduce l'ammontare della rinuncia nel Mezzogiorno, non la elimina, e soprattutto non rimuove la notevole differenza fra il Nord e il Sud del paese.*

Un secondo problema di misurazione è legato al fatto che, per ragioni di costruzione dell'indagine, il confronto fra salario di riserva e salario accettato può essere effettuato su un sottocampione potenzialmente non rappresentativo della popolazione lavorativa, ossia i soggetti disoccupati che hanno trovato lavoro e che compaiono in una prima indagine come disoccupati e in una seconda come occupati. Ciò può dar origine a problemi di autoselezione multipla, in particolare rispetto all'entrata e alla permanenza nella disoccupazione. I controlli che operiamo sulla presenza di autoselezione suggeriscono però che, anche quando se ne tiene conto, le disparità Nord-Sud nei salari accettati e nello scarto con quelli di riserva rimangono elevate.

L'analisi tocca necessariamente il tema delle determinanti dei differenziali regionali di salario (di riserva o accettato). Lo studio delle medesime non rappresenta però né l'interesse principale né il valore aggiunto di questo paper. Il nostro interesse in proposito è in gran parte strumentale nella misura in cui dobbiamo modellare le diverse distribuzioni salariali per ottenere valori riferiti allo stesso momento nel tempo o per correggere problemi di selezione. Salvo poche varianti, ci serviamo di modellizzazioni consolidate riservando l'analisi approfondita ai problemi di misurazione che abbiamo appena illustrato.

L'obiettivo primario di questo lavoro - stimare lo scarto fra il salario di riserva e il salario accettato - è dunque circoscritto. Ciononostante i risultati sollevano qualche interrogativo sia sul piano teorico che della policy. Abbiamo appena osservato che un salario di ingresso inferiore a quello di riserva dichiarato qualche tempo prima può essere un riscontro 'fisiologico' secondo l'approccio teorico più accreditato in proposito, la *job search theory*, la stessa da cui partiamo in questo contributo. Ci si aspetta, infatti, che il salario di riserva diminuisca col prolungarsi della disoccupazione vuoi perché vengono acquisite informazioni via via più realistiche sul compenso cui lo specifico individuo può ambire, vuoi perché il costo di rifiutare un'offerta aumenta col tempo. Se però il salario accettato fosse significativamente più

basso di quello richiesto immediatamente prima dell'accettazione, allora le implicazioni per la teoria sarebbero meno chiare e potenzialmente dirimenti. In altri termini, la teoria non contempla né spiega una considerevole rinuncia salariale fatta all'ultimo momento.

Sul piano della politica economica interessa invece la diversa misura di questa rinuncia al Nord e al Sud del paese. Salari di ingresso notevolmente inferiori alle attese nel Sud del paese, e comunque più bassi che al Nord possono essere visti come il risultato della segmentazione fra chi è saldamente dentro al mercato del lavoro e i nuovi entranti, soprattutto giovani e donne, che hanno calmierato il mercato attraverso quella che è stata chiamata 'flessibilizzazione al margine' (Blanchard, 2006). Il fenomeno riguarda l'intero paese, ma è plausibile che la debolezza della domanda di lavoro meridionale l'abbia accentuato. Nel dibattito che periodicamente riemerge sulle gabbie salariali si è forse posto l'accento più sul vantaggio salariale legato al minor costo della vita nel Meridione che sul recente acuirsi della segmentazione in questa parte del paese.

Il contributo si articola come segue. Nel primo e secondo paragrafo riprendiamo molto succintamente il dibattito sulle disparità territoriali dei salari di riserva, anche alla luce di alcuni riscontri recenti in ambito europeo sul rapporto fra salari di riserva e salari accettati. Nel terzo e quarto paragrafo descriviamo le caratteristiche del campione di riferimento e le metodologie di stima. Nel quinto paragrafo operiamo il confronto fra salario di riserva stimato e salario accettato, ripetendolo non solo per circoscrizione ma anche per vari segmenti della forza lavoro. Nel sesto e settimo paragrafo discutiamo i risultati e offriamo una sintesi conclusiva.

1. La letteratura

La combinazione di richieste salariali relativamente elevate e di disoccupazione forte e persistente quale quella che l'indagine sulle Forze di Lavoro registra per il Mezzogiorno fin dagli anni novanta, sfida una certa razionalità economica e ha spinto gli economisti italiani a cercare spiegazioni più o meno plausibili e tecnicamente sofisticate.

Molte delle spiegazioni proposte si affidano alla *job search theory* che sfrutta informazione imperfetta e costi di transazione per spiegare la disoccupazione. Quelle iniziali sono particolarmente accattivanti sul piano della plausibilità sociologica. Tra esse l'idea che le richieste formulate dai disoccupati meridionali tendono ad essere più alte perché hanno come riferimento prevalente il settore pubblico: posto di lavoro significa, tuttora, posto di lavoro 'stabile' e 'ufficiale' soprattutto nel Meridione dove lo Stato era e rimane il datore di lavoro più importante (Becchi Collidà, 1993; Mazzotta, 1998; Boeri e Pagani, 1998). Successivamente si è argomentato che gli alti costi di mobilità per spostarsi verso le aree a domanda forte del Nord segmentano il mercato del lavoro lungo confini circoscrizionali ostacolando anche la perequazione delle richieste salariali (Ghignoni, 1997); che il lavoro nero, l'evasione fiscale

(Brunetta e Tronti, 1992), il sostegno offerto ai giovani dalla cosiddetta ‘famiglia lunga’ incoraggiano i giovani meridionali a rimanere disoccupati più a lungo in attesa di un ‘buon’ posto di lavoro; o, più in generale, che chi cerca lavoro nel Mezzogiorno è mediamente più selettivo (*choosy*) di quanto succeda al Centro-Nord del paese (Giraldo e Trivellato, 2003). Il contributo recente di De Paola et al. (2005) riscopre il ruolo del settore pubblico ma all’interno di una interpretazione più articolata. Gli autori sostengono che, grazie alla dissonanza cognitiva, una minore qualità dell’informazione può favorire aspettative salariali più alte nel Mezzogiorno. Alla minore qualità dell’informazione concorrerebbero sia flussi informativi più scarsi (in ragione di un mercato più ristretto) sia una maggiore ambiguità dell’informazione dovuta alla coesistenza di settore pubblico e segmenti estesi di privato sotto-pagato.

Nel complesso queste spiegazioni avallano la tesi che, seppur per ragioni diverse, i disoccupati meridionali siano in gran parte causa del proprio male. Le ricerche che hanno qualificato o messo in dubbio il dato stesso della supposta esosità comparativa dei disoccupati del Mezzogiorno sono ancora una minoranza. Fra esse annoveriamo un nostro precedente lavoro in cui ci siamo servite dell’indagine ECHP per documentare che su base oraria, non mensile, le richieste dei disoccupati meridionali non sono troppo dissimili da quelle nel resto del paese e che l’analisi della distribuzione del salario di riserva per decili, invece che in media, modifica sensibilmente la comparazione Nord – Sud (Bettio e Mazzotta, 2002)¹. Mentre il nostro contributo poneva l’accento sulla disponibilità di una parte dei disoccupati meridionali a lavorare più ore per uno stesso ammontare mensile, secondo Sestito e Viviano (2008) il paradosso del salario di riserva va ridimensionato per ragioni statistiche: la differenza fra Centro-Nord e Sud sarebbe infatti frutto di differenze nella selezione campionaria che fanno sì che i soggetti più ‘*choosy*’ siano sovra-rappresentati fra i disoccupati espliciti al Sud e non al Centro-Nord. Torneremo ripetutamente sul problema della selezione nei paragrafi che seguono.

Mentre, dunque, livello e comportamento del salario di riserva hanno stimolato un dibattito articolato anche nel nostro paese, si è trascurato di analizzare le offerte effettivamente accettate e di metterle in relazione con le richieste precedentemente avanzate. Esistono in proposito alcuni lavori in ambito europeo, tra cui quelli di Addison et al. (2005) e di Prasad (2003). Nella loro analisi comparata del salario di riserva in Europa Addison et al. (2005) segnalano che lo scarto fra offerte accettate e richieste precedentemente avanzate è spesso negativo, e vedono in ciò un puzzle imbarazzante, potenzialmente in

¹ Il dato ECHP sul salario di riserva orario è passato relativamente sotto silenzio forse anche per il sospetto che questa indagine sia meno ‘affidabile’ di quella ISTAT sulle forze di lavoro: perché il campione è più ridotto, perché l’indagine non è dedicata esclusivamente all’analisi dei comportamenti sul mercato del lavoro, o semplicemente perché la rilevazione delle ore di lavoro è particolarmente problematica se si tratta di ore desiderate invece che effettive. A nostro avviso le riserve di affidabilità su questa fonte sono eccessive, perlomeno ai fini di questo lavoro. Innanzitutto vi è concordanza con l’indagine ISTAT sul dato di fondo che, cioè, i disoccupati meridionali avanzano richieste mediamente maggiori *su base mensile*, mentre il confronto non è disponibile su base oraria (vedi Tabella 1.b per i valori mensili tratti dall’ECHP). Da quando sono state rese disponibili le otto ondate del panel europeo, inoltre, le riserve su qualità e numerosità della fonte ECHP possono essere più che controbilanciate dalla possibilità di sfruttare la natura longitudinale dell’analisi. Il vantaggio decisivo ai nostri fini è che la ECHP permette di confrontare su base individuale salario di riserva dichiarato e salario accettato. Per migliorare ulteriormente i dati usati in sede di stima abbiamo eliminato gli *outliers* da tutte le variabili relative al salario, alle ore di lavoro, e alla durata della disoccupazione. Vedi anche la nota n. 9.

grado di minare la teoria della *job search*. Per contro, nella sua analisi basata sul *Panel Socio-Economico* per la Germania Prasad (2003) liquida il problema dichiarando che per la maggioranza degli inoccupati la differenza fra salario di ingresso e di riserva (a distanza di un anno o meno) è sufficientemente vicina allo zero². Almeno in parte, però, la conclusione di Prasad si basa su dati mensili, non orari. Inoltre la domanda sul salario di riserva nel *panel* tedesco è formulata in modo sufficientemente generico (“*How much would the net pay have to be for you to consider accepting a job that was offered now?*”)³.

Lo specifico apporto della nostra analisi a questo dibattito è duplice: da un lato otteniamo una stima del salario di riserva al momento dell'accettazione del posto di lavoro che permette di porre a confronto richieste salariali e offerte accettate in uno stesso momento nel tempo, cioè l'ingresso o il re-ingresso nell'occupazione; dall'altro evidenziamo l'importanza della dimensione territoriale per questo confronto.

2. Quale salario di riserva?

Il primo passo per documentare il divario fra salario di riserva e di ingresso è ricostruire il valore del primo al momento dell'accettazione del posto di lavoro. Qui lo facciamo ricorrendo ad una stima di tipo strutturale che segue la teoria della *job search* e sfrutta l'intero *panel* ECHP dal 1994 al 2001. Per introdurre questa stima è utile partire dalla teoria della ricerca di lavoro, che identifica il salario di riserva con quel livello salariale al quale costi e benefici di una ulteriore azione di ricerca del lavoro si equivalgono. Secondo questa accezione il salario di riserva dipende sì dalle preferenze individuali, ma anche dal contesto economico istituzionale, ad esempio il tasso di disoccupazione prevalente nell'area o il livello dei sussidi di disoccupazione. Secondo la teoria, entrambi questi fattori sono in grado di influenzare costi e ricavi del continuare a cercare lavoro. Poiché, inoltre, l'allungarsi del periodo di disoccupazione equivale ad un aumento dei costi, il salario di riserva sarà tanto più basso quanto più la disoccupazione si protrae nel tempo.

L'indagine ECHP misura il salario di riserva con queste domande:

- *Se trovasse un lavoro adatto quante ore vorrebbe lavorare settimanalmente?*
- *A quale retribuzione minima mensile netta sarebbe disposto ad accettare tale lavoro?*

Queste domande dell'ECHP sono compatibili con l'approccio teorico della *job search* e quindi con metodologie di stima ispirate a questo approccio. La metodologia che qui presentiamo prevede due stadi. Nel primo viene stimata un'equazione del salario di riserva in funzione delle caratteristiche personali

² Allo stesso tempo però, l'autore riporta una distribuzione di questa differenza che mostra una prevalenza della coda destra (salari di ingresso minori) rispetto a quella sinistra (Prasad 2003, Figure 1).

³ Come si può verificare nel paragrafo seguente, le domande del questionario ECHP sono più puntuali sotto tre aspetti: chiedono il guadagno *minimo* a cui l'intervistato è disposto a lavorare, lo riferiscono ad un'occupazione congrua, e chiedono le ore desiderate

dell'intervistato, delle variabili di contesto, ma soprattutto della durata della disoccupazione che precede la rilevazione del salario di riserva. Nel secondo stadio si utilizzano i coefficienti ottenuti nel primo stadio per predire il salario di riserva al momento dell'uscita dalla disoccupazione.

Si consideri un intervistato che risulti disoccupato da quattro mesi nell'indagine del 1998, abbia trovato lavoro dopo tre mesi dall'indagine e non abbia più sperimentato la disoccupazione. L'indagine rileva il salario di riserva a quattro mesi della disoccupazione e una durata complessiva della disoccupazione pari a sette mesi. L'intervistato comparirà dunque nell'equazione di stima del primo stadio con il salario di riserva dichiarato nel 1998 a sinistra e con una durata della disoccupazione pari a quattro mesi a destra. Sfruttando i coefficienti ottenuti da questa stima, nel secondo stadio verrà attribuito all'intervistato un salario di riserva corrispondente a quello di un soggetto con le sue stesse caratteristiche ma una durata della disoccupazione pari a sette mesi⁴.

Primo stadio. Seguendo l'approccio in forma strutturale proposto da Lancaster (1985) e Lancaster e Chesher (1983a;b) il primo stadio prevede la stima di due equazioni simultanee derivate da un modello dinamico di *job search*. L'una ha come variabile dipendente il logaritmo del salario di riserva (w^r), l'altra il logaritmo della durata della disoccupazione. In simboli,

$$\ln w^r = c_1 - \eta \ln d + X\beta + \delta_{1w}\lambda_1 + \delta_{2w}\lambda_2 + u_1 \quad [1]$$

$$\ln d = c_2 + \alpha \ln w^r + X\theta + \delta_{1d}\lambda_1 + \delta_{2d}\lambda_2 + u_2 \quad [2]$$

dove X indica la matrice delle covariate, α , η , e $\delta_{w,d}$ singoli coefficienti, β e θ vettori di coefficienti, e c_1 e c_2 le costanti. Sia la [1] che la [2] sono state stimate separatamente per il Centro Nord e il Mezzogiorno.

Nella [1] il vettore dei coefficienti β cattura, in particolare, l'effetto (esogeno) delle covariate sul salario di riserva, mentre η cattura l'effetto (endogeno) del protrarsi della disoccupazione. Il discorso è analogo per l'effetto sulla durata della disoccupazione nella [2]. Le covariate in X includono le caratteristiche personali e familiari del disoccupato e dell'area in cui vive, e si riferiscono all'anno di rilevazione del salario di riserva. Le caratteristiche personali e familiari comprendono relazione con il capofamiglia, grado di istruzione, sesso, età, stato di salute, capacità di conversare in una seconda lingua, stato civile, esperienze di lavoro precedenti, presenza di minori in famiglia, numero di percettori di reddito in famiglia e reddito familiare al netto dell'apporto dell'intervistato valutato ai prezzi 1995. Delle

⁴ In generale, la durata utilizzata nel primo passaggio è stata calcolata sottraendo dai mesi complessivi spesi nella condizione di disoccupato (durata totale dichiarata) quelli trascorsi dalla data in cui si rileva la dichiarazione del salario di riserva e l'ingresso nell'occupazione. Per coloro che non hanno trovato occupazione e non hanno quindi dichiarato la durata complessiva quest'ultima è stata approssimata al numero di mesi di disoccupazione calcolati utilizzando la struttura panel dell'indagine e ciò ha reso necessario limitarsi a considerare gli individui sempre presenti in banca dati (purché non compaiano come disoccupati già nella prima rilevazione).

⁵ L'indice dei prezzi utilizzato è quello delle famiglie di operai ed impiegati per 5 circoscrizioni: Nord -Ovest; Nord-Est, Centro, Sud e Isole, costruito tramite le medie annue dei capoluoghi di regione.

diversità territoriali teniamo conto attraverso la media delle offerte di lavoro ricevute calcolata per regione e il grado di urbanizzazione dell'area in cui l'intervistato vive (densità di popolazione). Tutte le grandezze monetarie sono valutate a prezzi 1995 tramite l'indice dei prezzi per famiglie di operai ed impiegati distinto per 5 circoscrizioni: Nord –Ovest; Nord-Est, Centro, Sud e Isole⁵.

In particolare, le variabili reddito familiare e numero dei componenti dipendenti intendono catturare quel sostegno familiare ai redditi dei disoccupati che la letteratura indica come un fattore potenzialmente importante nel processo di formazione del salario di riserva, segnatamente a livello territoriale; e il numero dei percettori di reddito vuole approssimare l'effetto della rete dei familiari sul flusso di informazioni e di contatti utili alla ricerca. Quanto ad altri fattori specifici di differenziazione fra Nord e Sud indicati dalla letteratura - il ruolo delle retribuzioni del settore pubblico o l'incidenza del lavoro nero - la ECHP non offre *proxy* convincenti per catturarne direttamente l'influenza. Mentre questa è una possibile limitazione delle stime che presentiamo, nella misura in cui l'effetto di questi fattori fosse poco differenziato a livello individuale e si estendesse a tutto il territorio circoscrizionale, esso verrebbe catturato dalla costante in sede di stima separata per il Mezzogiorno⁶.

Seguendo le indicazioni di Kiefer e Neumann (1979), fatte proprie tra gli altri da Hui (1991) e Haurin e Sridhar (2003), le variabili usate per identificare il coefficiente (η) della durata della disoccupazione nella [1] sono: le esperienze di lavoro precedenti, l'età⁷ e la media delle offerte di lavoro calcolata per regione e dimensione del comune di residenza; per identificare il coefficiente (α) del salario di riserva nella [2] abbiamo invece usato la presenza di minori (età inferiore a 16 anni) in famiglia e lo stato civile (una dummy per sposato o meno).

La stima di [1] e di [2] può essere distorta da effetti di selezione statistica, poiché salario di riserva e durata vengono rilevati dall'indagine solo per i disoccupati. Per verificare ed eventualmente correggere la presenza di selezione abbiamo ottenuto due rapporti di Mills ($\lambda_{1,2}$) da una stima *Heckman b-iprobit* della probabilità di risultare disoccupato, condizionata alla partecipazione al mercato del lavoro e li abbiamo inseriti in ognuna nelle due equazioni (dettagli in Appendice 2, Tabella A2.a). Poiché i coefficienti di questi rapporti sono risultati significativi, le specificazioni di cui sopra per la [1] e la [2] sono quelle finali e i relativi risultati sono riportati in Appendice (Tabella A2.b).

Secondo stadio. I coefficienti \hat{c}_1 , $\hat{\eta}$, e $\hat{\beta}$, $\hat{\delta}_{w(1,2)}$ ottenuti dalla stima di [1] e [2] sono stati utilizzati per stimare secondo la [3] il salario di riserva predetto, ovvero il valore del medesimo in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione:

⁵ L'indice dei prezzi utilizzato è quello delle famiglie di operai ed impiegati per 5 circoscrizioni: Nord -Ovest; Nord-Est, Centro, Sud e Isole, costruito tramite le medie annue dei capoluoghi di regione.

⁶ Siffatta limitazione è importante quando l'obiettivo primario è individuare l'effetto delle singole variabili; lo è di meno quando l'interesse principale sta nei valori medi predetti.

⁷ Non è standard utilizzare l'età come variabile di identificazione nel modello qui stimato, tuttavia, l'età presentava una forte correlazione con i quozienti di correzione stimati per la selezione, giustificandone l'esclusione dall'equazione dei salari di riserva ai fini di una migliore specificazione.

$$\ln \hat{w}^r = \hat{c}_1 - \hat{\eta} \ln d + X\hat{\beta} + \hat{\delta}_{1,w}\lambda_1 + \hat{\delta}_{2,w}\lambda_2 \quad [3]$$

dove \hat{w}^r rappresenta il salario di riserva predetto, d la durata completa della disoccupazione e l'anno di riferimento per le covariate è quello del salario accettato.

3. Dati e stima del salario di riserva alla fine del periodo di disoccupazione (salario predetto)

Dalle 8 ondate disponibili dell'ECHP abbiamo estratto un campione di disoccupati che chiamiamo campione allargato. Esso comprende tutti i disoccupati presenti nell'indagine che hanno e non hanno trovato lavoro nel periodo di osservazione, ad esclusione degli studenti in cerca di lavoro e di coloro che possono essere considerati *outliers* rispetto al salario di riserva, al salario accettato e alla durata della disoccupazione⁸.

Fanno parte di questo campione allargato 1543 (2901 osservazioni) individui le cui caratteristiche socio-demografiche riflettono sostanzialmente la struttura della disoccupazione in Italia nel periodo in esame (Tabella A.1 in Appendice 1). In particolare:

- Predominano i disoccupati meridionali (74,4%) mentre uomini e donne sono ugualmente rappresentati.
- Poco più della metà del campione (53,3%) dichiara un livello di istruzione pari o inferiore alla scuola media; il rimanente si divide tra un 40% con istruzione media superiore e un 7% con istruzione universitaria o post-universitaria.⁹
- I disoccupati non ancora trentenni pesano per il 56,2% del campione, e sono quasi equamente divisi tra i giovani al di sotto dei venticinque anni e quelli di età compresa fra i 25 e i 30 anni. Non è comunque trascurabile il peso dei non più giovani (il 30,0% ha più di 35 anni di età).
- Grazie anche alla presenza non trascurabile di disoccupati adulti, il 47,3% del campione vanta una qualche esperienza lavorativa precedentemente all'episodio di disoccupazione.
- Per ragioni analoghe, non più di un terzo dei disoccupati (il 35,4%) vive in famiglia con minori (0-15 anni).
- Per chi entra nell'occupazione durante il periodo di osservazione, la lunghezza mediana del periodo di disoccupazione completo, è di 24 mesi, mentre la durata della disoccupazione incompleta calcolata al momento (mese ed anno) della rilevazione del salario di riserva, è pari a 10 mesi.

⁸ La tecnica utilizzata per rimuovere gli outliers è quella che in Stata viene denominata Hadimvo, derivata dalla procedura implementata da Hadi (1992 e 1994).

⁹ Il livello alto di istruzione (ISCED 5 – 7) si riferisce a laurea e post-laurea; di livello medio (ISCED 3) al diploma di scuola secondaria superiore; il livello basso (ISCED 0 – 2) a titoli inferiori al diploma.

- Il settore di ingresso o re-ingresso nell'occupazione è prevalentemente privato (83%).
- I passaggi dalla disoccupazione all'occupazione avvengono per più della metà (52%) attraverso contratti di lavoro a tempo determinato; un 16% aggiuntivo riguarda passaggi a lavoro autonomo, mentre i contratti di lavoro standard a tempo indeterminato contano per poco meno di un terzo del totale (il 32%).
- Il salario di riserva rilevato nel Mezzogiorno è del 6% più alto su base oraria e del 15% più alto su base mensile. Nel campione allargato la differenza è statisticamente significativa in entrambi i casi, in quello ristretto solo su base mensile.

Mentre abbiamo usato il campione allargato per stimare il salario di riserva (al tempo della rilevazione), per poter stimare quello predetto (e successivamente, lo scarto con il salario accettato) abbiamo dovuto restringere il campione ai 629 individui che hanno trovato un lavoro e per i quali l'indagine ha rilevato anche il salario accettato. Rispetto all'universo dei disoccupati questo sottocampione sotto-rappresenta i meridionali, specie se donne, i lavoratori non più giovani o a bassissima istruzione e, per costruzione, i disoccupati con minor durata della disoccupazione. Ciò può costituire una ulteriore fonte di distorsione del confronto fra salario predetto e salario accettato. Affrontiamo il problema nel paragrafo successivo.

Sul piano teorico l'unità di misura di elezione per un'analisi del salario di riserva è l'ammontare orario, non mensile, poiché i fattori che concorrono alla scelta delle ore e del salario orario possono essere diversi sia per chi offre che per chi domanda lavoro. Sono però ben note le difficoltà di misurazione e di natura concettuale che ciò comporta¹⁰. Da un lato, le imprese offrono pacchetti salario - ore, non una continuità di scelta di orario di lavoro. Dall'altro le ore di lavoro sono spesso rilevate con margini di errore non trascurabili. L'indagine ECHP affronta le difficoltà di misurazione chiedendo prima le ore e poi il salario corrispondente, ma non può eliminarle interamente. Non sottovalutiamo queste difficoltà e per questo riportiamo nel seguito – nel testo o in nota - alcuni riscontri importanti basati sul salario mensile, anche se è l'oggetto principale di analisi è il salario orario.

Le prime due colonne della Tabella 1 riproducono i valori del salario di riserva rilevato sul sottocampione ristretto, distinguendo fra orari (Tabella 1.a) e mensili (Tabella 1.b). Si noti come in entrambi i casi il valore rilevato si mantenga più alto al Sud, ma la differenza circoscrizionale su base oraria sia generalmente inferiore a quella mensile. La differenza media mensile per maschi e femmine è dello 11,7% contro il +3.5% per quella oraria, e quest'ultima non raggiunge la significatività statistica. La differenza mediana si attesta invece attorno al 9% sia per i valori orari che per quelli mensili (statisticamente significativi al test parametrico sul valore mediano).

¹⁰ Vale la pena ricordare che questa è l'impostazione che caratterizza l'analisi marginalista, mentre molti degli economisti 'classici' non la condividerebbero.

Tabella 1.a. Valori medi e mediani del salario di riserva rilevato e predetto, (€/ora, campione ristretto)

	SALARIO ORARIO DI RISERVA OSSERVATO		SALARIO ORARIO DI RISERVA PREDETTO	
	MEDIANA	MEDIA	MEDIANA	MEDIA
	Maschi (371 osservazioni)	4,69	5,05	3,46
CENTRO – NORD	4,41	4,87	3,43	3,41
SUD	4,74	5,12	3,48	3,56
Femmine (258 osservazioni)	4,40	4,74	3,43	3,50
CENTRO – NORD	4,24	4,76	3,38	3,43
SUD	4,52	4,71	3,48	3,56
Totale (629 osservazioni)	4,60	4,92	3,46	3,51
CENTRO – NORD	4,30	4,81	3,40	3,42
SUD	4,69	4,98	3,48	3,56

Tabella 1.b. Valori medi e mediani del salario di riserva rilevato e predetto, (€/mese, campione ristretto)

	SALARIO MENSILE DI RISERVA OSSERVATO		SALARIO MENSILE DI RISERVA PREDETTO	
	MEDIANA	MEDIA	MEDIANA	MEDIA
	Maschi (371 osservazioni)	802,09	841,29	719,07
CENTRO – NORD	745,30	821,34	698,76	693,85
SUD	813,06	848,66	727,99	748,81
Femmine (258 osservazioni)	710,59	688,15	610,49	611,71
CENTRO – NORD	653,42	647,47	583,86	582,76
SUD	739,55	726,98	625,94	639,34
Totale (629 osservazioni)	751,96	778,49	690,22	683,83
CENTRO – NORD	709,16	724,40	627,18	631,91
SUD	776,23	808,80	707,0	712,95

Le ultime due colonne della Tabella riportano invece il salario predetto, ottenuto attraverso la stima simultanea del salario di riserva e della durata della disoccupazione. I dettagli della stima sono riportati nella Tabella A2.b in Appendice 2 per i soli valori orari¹¹. Per gli scopi di questo lavoro, i due riscontri degni di nota rispetto a questa stima sono, da un lato, segno e significatività dei coefficienti dei rapporti di correzione della selezione campionaria, dall'altro segno e significatività del salario di riserva quale determinante della durata della disoccupazione (e viceversa).

Quanto ai segni dei coefficienti dei rapporti di selezione, in sede di stima del salario di riserva il termine legato alla probabilità di partecipare dovrebbe riportare segno negativo poiché si ipotizza che chi partecipa abbia salari di riserva più bassi; per contro il segno atteso è positivo riguardo alla probabilità di essere disoccupato se, come si ipotizza, i disoccupati hanno salari di riserva più alti. Pertanto, i coefficienti dei rapporti di selezione risultano significativi e i segni sono quelli attesi in sede di stima del salario di riserva con la sola eccezione del rapporto di selezione rispetto alle scelte di partecipazione nel

¹¹ I risultati delle stime sui valori mensili sono disponibili su richiesta.

Centro-Nord. Per contro, né il salario né la durata della disoccupazione risultano significativi quando fungono da covariate nelle rispettive equazioni; nell'equazione del salario di riserva, in particolare, il segno del coefficiente della durata è negativo per il Sud– e ciò conferma le aspettative – mentre risulta positivo ma non significativo per il Centro Nord (Tabella A2.b). Una delle ragioni per questa mancanza di significatività è la forte collinearità con i rapporti di correzione della selezione: con specifico riferimento all'equazione del salario, non appena questi rapporti vengono lasciati cadere il coefficiente della durata acquista significatività e assume il segno atteso in entrambe le circoscrizioni (Tabella A2.c). Come è noto, la collinearità è un problema del campione, ma i tentativi che abbiamo effettuato per ridurla mantenendo i rapporti di selezione generalmente peggioravano le stime. Abbiamo quindi preferito mantenere i risultati della specificazione originaria che include i rapporti di correzione (Tabella A2.b) per calcolare il salario predetto. I risultati sono sufficientemente confortanti rispetto alle aspettative: confrontato al salario di riserva rilevato (medio o mediano), quello predetto risulta inferiore sia al Centro Nord che nel Mezzogiorno sia per i valori mensili (Tabella 1.a) che per quelli orari (Tabella 1.b). Ciononostante una qualche cautela è d'obbligo: ritorneremo su questo punto in sede di discussione dei risultati (§ 6).

4. Salario accettato e selezione statistica

Anche i valori rilevati per il salario accettato possono essere distorti da problemi di selezione statistica, particolarmente con riferimento al sottocampione ristretto su cui opereremo il confronto con i salari predetti. Si tratta di soggetti con una durata della disoccupazione significativamente maggiore della media (vedi Tabella A.1 in Appendice 1) e quindi potenzialmente meno 'impiegabili' del resto della forza lavoro. Il loro comportamento rispetto al salario accettato all'ingresso potrebbe non rappresentare quello di altri disoccupati e, tantomeno, quello di occupati che hanno ottenuto il posto di lavoro senza passare dalla disoccupazione.

I rischi specifici di distorsione sono, dunque, da un lato, il fatto che il campione ristretto, per costruzione, comprende solo persone che sono riuscite a transitare dalla disoccupazione all'occupazione; dall'altro lato, queste stesse persone hanno tutte (e ancora una volta per costruzione) una anzianità sul lavoro inferiore ai 24 mesi. Abbiamo verificato la possibile presenza di questa doppia selezione per il salario accettato tramite una procedura analoga a quella seguita per il salario di riserva predetto. Abbiamo cioè stimato tramite *Heckman bi-probit* la probabilità di essere occupato in alternativa all'essere non occupato e, condizionatamente all'occupazione, la probabilità di avere un'anzianità sul lavoro inferiore a 24 mesi (in alternativa ad una anzianità superiore). Da questa stima abbiamo ricavato due rapporti di Mills ($\lambda_{1,2}$) che abbiamo inserito in una equazione del salario accettato analoga alla [3]. Anche in questo caso tutte le stime sono state condotte separatamente per il Nord-Centro e il Sud.

Nessuno dei due rapporti di Mills ha ottenuto coefficienti statisticamente significativi per nessuna delle due circoscrizioni. Inoltre, la stima del salario accettato che include detti rapporti di Mills fra le covariate ha dato risultati insoddisfacenti in termini di varianza spiegata. L'esplicitazione formale della metodologia, le variabili usate e i risultati di questa stima sono dettagliati in Appendice 3.

In presenza di siffatti riscontri, abbiamo rinunciato a correggere per la selezione i dati sul salario accettato. Nel confronto operato nel seguito fra salario predetto e salario accettato, dunque, i valori del secondo sono quelli effettivamente rilevati in sede di indagine.

5. Il confronto fra salari di riserva e salari accettati

Siamo ora in grado di affrontare sistematicamente l'analisi dello scarto fra salario accettato e salario di riserva. Per operare il confronto ci serviamo dei valori mediani delle tre distribuzioni di interesse, rispettivamente la distribuzione dei salari accettati, quella dei salari di riserva rilevati dall'indagine nel corso della disoccupazione e quella dei salari di riserva da noi stimata alla fine del periodo di disoccupazione.¹² Tenendo ferma la divisione fra Centro-Nord e Sud, ripetiamo il confronto per le principali caratteristiche individuali che secondo la teoria possono influenzare il livello del salario di riserva – sesso, età, grado di istruzione. Lo ripetiamo altresì per due variabili attinenti il lavoro accettato – settore e tipo di contratto – che il dibattito sui salari di riserva o sui salari di ingresso ha segnalato come rilevanti¹³.

Calcolato a prezzi 1995¹⁴, il valore mediano del salario orario per il complesso degli occupati su tutto il territorio nazionale è di € 5,38 l'ora nell'intervallo 1994-2000; scende a € 3,16 per il salario accettato da coloro che sono rientrati dalla disoccupazione in un generico anno t di questo stesso intervallo (Tabella 2). A sua volta, il salario accettato risulta inferiore sia al salario di riserva (mediano) rilevato dall'indagine nel corso della disoccupazione sia da quello da noi stimato alla fine della disoccupazione (salario predetto). La differenza è, rispettivamente di -31,3% e di -8,7% e riflette un

¹² Stiamo qui ipotizzando la coincidenza fra salario accettato al momento dell'ingresso nell'occupazione e salario effettivo rilevato dall'indagine. Tuttavia, il rischio che si corre con questa ipotesi è di sottovalutare, non di sopravvalutare, quella che chiamiamo rinuncia al momento dell'accettazione. Se salario inizialmente accettato e salario rilevato divergono, infatti, è più probabile che il primo sia inferiore e non superiore al secondo.

¹³ Per ciascuna delle disaggregazioni abbiamo condotto il test F sulla differenza fra valori medi ed un test parametrico per le differenze fra valori mediani dei salari accettati. Generalmente i risultati dei test sui valori medi e su quelli mediani coincidono. Con specifico riferimento ai test sui valori mediani del salario accettato, le differenze territoriali sono risultate sistematicamente significative sia su base mensile che oraria per le donne, i giovani, coloro che hanno un livello di istruzione medio alto, lavorano nel settore privato e con contratti non standard. Non sono statisticamente significative le differenze territoriali di salario orario accettato dagli uomini, o da soggetti con bassi livelli di istruzione, nel settore pubblico e per contratti standard. In generale le differenze si attenuano nel passaggio dai salari orari a quelli mensili. Invece, per i salari di riserva il test evidenzia una scarsa o nulla significatività delle differenze tra Centro – Nord e Sud su base oraria, salvo che per le donne, per chi ha un livello medio basso di istruzione, ha trovato lavoro nel settore privato o lavora con un contratto non standard.

¹⁴ Si veda nota n. 5.

aumento della dispersione nella distribuzione dei salari accettati a favore soprattutto della coda sinistra della distribuzione¹⁵.

Tabella 2. Salario di riserva e salario accettato per circoscrizione (€/ora)

Valore mediano	Salario orario rilevato per gli occupati	Salario orario di riserva rilevato per i disoccupati	Salario orario di riserva stimato in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione
<i>Campione allargato</i>			
Italia (30434 osservazioni)	5,38		
Italia (2901 osservazioni)		4,69	
<i>Campione ristretto (629 osservazioni)</i>			
Italia	3,16	4,60	3,46
Nord – Centro	3,69	4,30	3,40
Sud e Isole	2,81	4,69	3,48

Il quadro è però profondamente diverso al Nord e al Sud del paese (Tabella 2), ancor più che fra uomini e donne. I disoccupati meridionali che hanno trovato lavoro nel periodo registrano uno scarto negativo del -19,3% fra il valore mediano del salario effettivamente accettato e quello di riserva stimato, contro un aumento di 8,5% per i disoccupati del Centro-Nord (Tabella 2). I valori corrispondenti per i maschi sono -13,5% e +7,6% e salgono a -25,9% e +9,8% per le donne (Tabella 3). E' importante

Tabella 3. Salario di riserva e salario accettato per circoscrizione e sesso (€/ora, campione ristretto)

Valore mediano Sesso, area	Salario orario di ingresso rilevato	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di riserva stimato in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione
Maschi: Nord - Centro	3,69	4,41	3,43
Sud e Isole	3,01	4,74	3,48
Femmine: Nord - Centro	3,71	4,24	3,38
Sud e Isole	2,58	4,52	3,48

¹⁵ I valori mediani rilevati per il salario mensile sono, rispettivamente, di € 913 per il complesso degli occupati su tutto il territorio nazionale e di € 487 per il sottocampione di coloro che sono rientrati dalla disoccupazione. Sempre su base mensile, ma per il solo sottocampione dei disoccupati che hanno trovato lavoro, la differenza fra salario accettato e salario di riserva rilevato è del - 35,2% e scende al -29,4% per il salario di riserva predetto. Ciò perché abbiamo stimato una riduzione nel tempo del salario mensile inferiore a quella rilevata per il salario orario, il che tende ad amplificare l'ammontare della rinuncia. La disparità circoscrizionale nell'ammontare della rinuncia è comunque molto rilevante, dell'ordine di 18 punti percentuali (- 15% al Centro-Nord contro il -33% al Sud). Considerare i salari mensili invece che orari non altera, quindi, in modo significativo la tesi principale di questo contributo, anche se alcuni dettagli non secondari non coincidono.

sottolineare che la ‘rinuncia’ che si riscontra per il Sud più che compensa la maggiorazione di richiesta in sede di salario di riserva (orario) rilevato, che ricordiamo, non supera i 9 punti percentuali (Tabella 1).

La disaggregazione rispetto all’età (Tabella 4) ripropone abbastanza fedelmente la divisione territoriale evidenziata nell’aggregato.

Tabella 4. Salario di riserva e salario accettato per circoscrizione ed età (€/ora, campione ristretto)

Valore mediano Area, età	Salario orario accettato	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di riserva stimato all’uscita dalla disoccupazione
Nord – Centro <=24 anni di età	3,18	4,15	3,19
> 24 anni di età	4,00	4,47	3,49
Sud e Isole <= 24 anni di età	2,68	4,60	3,50
> 24 anni di età	3,01	4,74	3,46

Anche l’analisi per grado di istruzione (Tabella 5) ripropone il divario territoriale ad ogni livello, ma gli ordini di grandezza sono molto diversi. Innanzitutto, come ci si può aspettare, sia i salari di ingresso che quelli di riserva - predetti o rilevati - tendono a crescere all’aumentare del livello di istruzione, e l’incremento maggiore avviene nel passaggio fra la scuola media superiore e la laurea (o oltre). Desti invece qualche sorpresa il diverso esito salariale dei disoccupati più istruiti nelle due circoscrizioni. Al momento del rientro dalla disoccupazione, per i laureati del Centro Nord si stima un salario accettato inferiore a quello di riserva *rilevato*, ma superiore al salario di riserva *predetto* nella

Tabella 5. Salario di riserva e salario accettato per circoscrizione, ed istruzione (€/ora, campione ristretto)

Valore mediano Area, istruzione	Salario orario di ingresso rilevato	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di riserva stimato all’uscita dalla disoccupazione
Nord – Centro: Fino alla media inferiore	3,58	4,23	3,30
Media superiore	3,73	4,27	3,40
Laurea	4,49	5,48	3,85
Sud e Isole: Fino alla media inferiore	2,68	4,62	3,39
Media superiore	3,00	4,71	3,52
Laurea	2,75	5,65	4,48

misura del +16,6% . Per contro la stima per i laureati meridionali rileva un salario accettato inferiore del 38,6% rispetto al salario di riserva predetto e più che dimezzato rispetto a quello rilevato (Tabella 5). Pur con la cautela d'obbligo per una stima che si riferisce ad un sottogruppo poco numeroso, è difficile evitare l'impressione di un forte svantaggio della forza lavoro istruita meridionale.

Questo svantaggio è alto a dispetto di un effetto di 'sostegno' del settore pubblico: al Sud come al Nord, entrare direttamente nel settore pubblico non comporta, di per sé, alcuna rinuncia, mentre i disoccupati che entrano nel settore privato vedono le proprie richieste salariali (salario predetto) decurtate del 20,7% al Sud e del 6,5% al Nord. (Tabella 6).

L'effetto di sostegno del settore pubblico conferma per gli anni in esame l'esistenza di un premio salariale a favore del pubblico che altri studi hanno documentato (si veda Giordano 2009 per un contributo recente). I risultati immediatamente precedenti che riguardano i laureati suggeriscono, invece, che in presenza di un'espansione limitata dell'occupazione pubblica nel periodo in esame (De Luca, 2003) la maggior parte dei giovani istruiti rimasti nel meridione abbiano sperimentato un forte deterioramento delle proprie prospettive salariale, perlomeno quelle iniziali.

Tabella 6. Salario accettato e di riserva per circoscrizione, e settore pubblico/privato* (€/ora, campione ristretto)

Valore mediano Area, Settore	Salario orario di ingresso rilevato	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di riserva stimato in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione
Nord – Centro: Privato	3,62	4,30	3,40
Pubblico	4,33	4,45	3,45
Sud e Isole Privato	2,75	4,69	3,47
Pubblico	3,57	4,78	3,56

* Il valore del salario di riserva nel settore pubblico (privato) è quello medio predetto per il sottogruppo di disoccupati nel campione ristretto che ha trovato lavoro nel settore pubblico (privato)

La disaggregazione per tipo di contratto è altrettanto saliente (Tabella 7). Per i contratti di lavoro standard a tempo indeterminato non stimiamo una rinuncia, bensì una maggiorazione rispetto alle aspettative (salario predetto) sia al Centro-Nord che al Sud, modesta nel secondo caso (+8%), molto più rilevante nel primo (+21,8,0%). Sono i contratti da lavoro dipendente non standard (part-time incluso), e quelli da lavoro 'autonomo' che al Mezzogiorno sono associati a rinunce (stimate) che vanno dal -23,5% per i primi fino al - 37,2% per i secondi¹⁶. Al Centro-Nord, il differenziale fra salario accettato e predetto

¹⁶ Lavoro autonomo così come convenzionalmente definito, non lavoro parasubordinato. Per "Altro" si intende contratti di lavoro in apprendistato o altro training sul lavoro e contratti a tempo determinato, o brevi e casuali.

è negativo e rilevante solo per il contratto di lavoro autonomo, ma anche in questo caso l'ammontare della rinuncia è dimezzato rispetto al Sud (- 17,6%). Dato che lavoro autonomo e contratti di lavoro non standard contano per il 68% dei nuovi ingressi o dei re-ingressi nell'occupazione al Sud e poco meno in media nazionale, è evidente il peso che le nuove tipologie contrattuali hanno avuto nel 'calmierare' i salari di ingresso rispetto alle aspettative salariali.

Tabella 7. Salario accettato e di riserva per circoscrizione, posizione lavorativa e tipo di contratto* (€/ora, campione ristretto)

Valore mediano Area, tipo contratto	Salario orario di ingresso rilevato	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di riserva stimato in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione
Nord – Centro: Contratto standard	4,02	4,31	3,30
Lavoro autonomo	2,95	4,27	3,58
Altro	3,65	4,30	3,39
Sud e Isole: Contratto standard	3,76	4,67	3,48
Lavoro autonomo	2,19	4,97	3,49
Altro	2,67	4,68	3,49

* Il valore del salario di riserva per il contratto standard (o lavoro autonomo o altro) è quello medio predetto per il sottogruppo di disoccupati nel campione ristretto assunti con contratto standard (o di lavoro autonomo o altro).

Riassumendo quanto è emerso fino ad ora, le diverse caratteristiche dal lato dell'offerta o della domanda influenzano la misura in cui una parte dei disoccupati decurtano il proprio salario di riserva al momento dell'accettazione di un posto di lavoro. Tuttavia, la discriminante di gran lunga prevalente rimane quella territoriale, che emerge come una dimensione trasversale alle diverse caratteristiche dell'individuo.

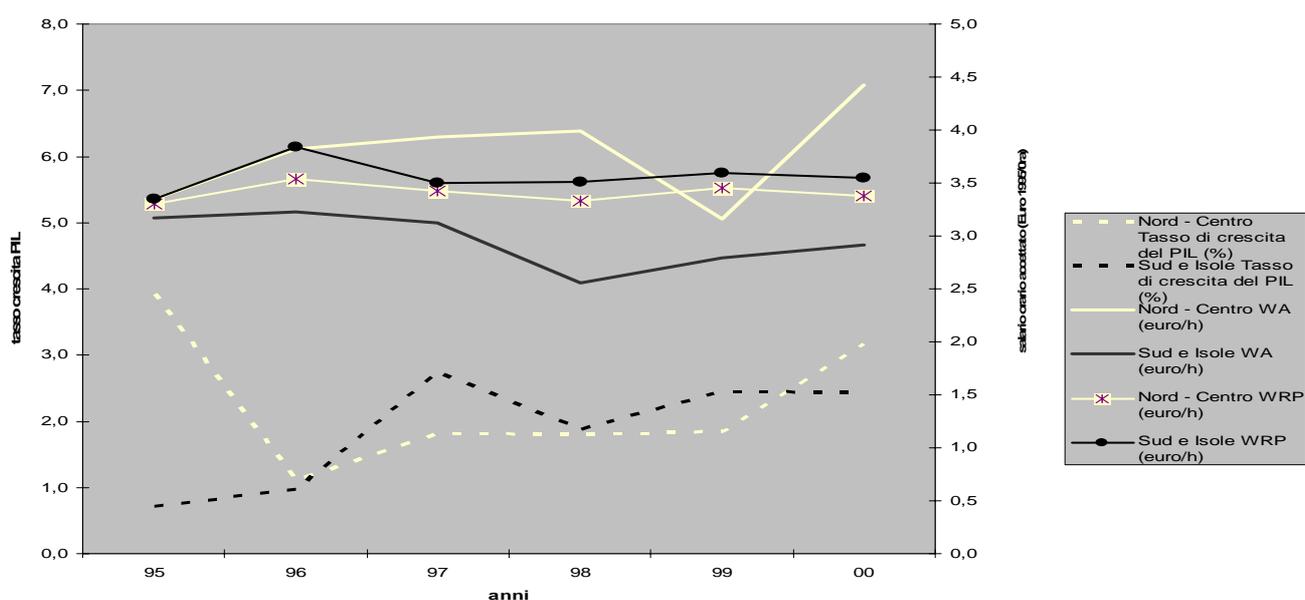
6. Discussione

Il compito principale che ci siamo proposte in questo lavoro è verificare se, in Italia, vi siano differenze significative fra Nord e Sud non solo nel salario di riserva richiesto dagli inoccupati in cerca di lavoro, ma soprattutto nello scarto fra questo e il salario effettivamente accettato da chi ha trovato un lavoro. Abbiamo seguito una metodologia sufficientemente consolidata in letteratura per stimare il valore del salario di riserva al momento dell'ingresso nell'occupazione e abbiamo documentato lo scarto fra il valore così ottenuto e il salario effettivamente percepito all'ingresso servendoci di un'analisi delle rispettive distribuzioni.

Il risultato principale che otteniamo è che, per i disoccupati che rientrano dalla disoccupazione, e in valori mediani, il salario accettato all'ingresso è inferiore a quello di riserva predetto di quasi venti punti percentuali (-19,3%) nel Meridione, mentre è superiore a poco più di otto punti al Centro-Nord (+8,5). Nel complesso, quindi, la nostra stima della differenza territoriale nello scarto fra salario di riserva e salario accettato è di poco inferiore ai trenta punti percentuali ($27,7=19,2+8,5$), non è molto dissimile da quella rilevata sui dati grezzi (Tabella 2).¹⁷

I valori specifici ai diversi sottogruppi di disoccupati variano in funzione delle caratteristiche personali e della destinazione lavorativa dei medesimi. Con riferimento alle caratteristiche che abbiamo considerato, l'ingresso nel settore pubblico sembra avere l'effetto positivo più importante sui salari accettati (in assoluto e rispetto al salario predetto) mentre l'ingresso tramite contratto da lavoro autonomo ha il maggior impatto in negativo. Al Centro-Nord si va da una rinuncia stimata superiore ai 15 punti percentuali per chi entra con un contratto di lavoro autonomo ad una maggiorazione stimata pari a circa 25 punti percentuali a favore di chi entra nel settore pubblico. Nel Mezzogiorno, per contro, entrare nel settore pubblico significa semplicemente non dover 'rinunciare' alle proprie aspettative (lo scarto stimato fra salario accettato e salario predetto è positivo ma molto vicino allo zero), mentre l'ingresso tramite contratto di lavoro autonomo è associato ad una rinuncia superiore ai 35 punti percentuali. Questo diverso comportamento territoriale è dovuto in misura modesta al fatto che i disoccupati meridionali hanno richieste più alte e in misura preponderante al fatto che i salari (monetari) accettati all'ingresso sono decisamente più bassi al Sud rispetto al Centro- Nord ed hanno continuato a diminuire nel periodo considerato (Figura 6).

Figura 6. Salario accettato (WA), salario di riserva predetto (WRP) e crescita del PIL; 1995-2000.



¹⁷ Quest'ultima è la differenza fra Nord Centro e Sud nello scarto percentuale fra salario di riserva rilevato e salario accettato da coloro che sono rientrati nella disoccupazione ed è pari in termini percentuali a: $(-14.2+40.1)=+25.8$ (Tabella 2)

Le inevitabili approssimazioni che le stime econometriche comportano inducono qualche cautela nel valutare questi risultati¹⁸. Non è questo tuttavia che spiega il persistere delle disparità territoriali: se i calcoli vengono ripetuti ignorando la selezione e recuperando segno atteso e significatività della variabile durata nella equazione del salario di riserva, lo scarto fra salario accettato e predetto è comunque pari all'16% in valore mediano.

Nel complesso, dunque, è difficile attribuire al caso o all'approssimazione il fatto che dati grezzi e stime concordino nel segnalare un confronto fra aspettative salariali e realizzazioni salariali che peggiora in maniera evidente quando si passa dal Centro-Nord al Sud, sia che si guardi al disoccupato medio che agli specifici sottogruppi. Lo stesso dicasi per la seconda conferma che otteniamo rispetto alle indicazioni fornite dai dati grezzi, che cioè il differenziale fra Centro-Nord e Sud nei salari accettati più che compensa quello di segno opposto nei salari di riserva.

Non è obbiettivo principale di questo articolo indagare sulle ragioni delle differenze salariali effettive fra le due circoscrizioni del paese. Effettuiamo tuttavia una breve incursione in questo dibattito per acquisire qualche indicazione in più sulla robustezza dei risultati che otteniamo. Nel paragrafo 5 abbiamo arguito che i valori del salario accettato nel campione ristretto da noi usato potrebbero non essere rappresentativi; abbiamo però anche chiarito che la verifica di eventuali distorsioni legati a selezione statistica ha sortito riscontri negativi.

Torniamo ora sulla possibilità di distorsione usando la decomposizione di Oaxaca del differenziale territoriale nei salari accettati. Come noto, la decomposizione di Oaxaca scompone il differenziale complessivo fra Centro Nord e Sud nei salari accettati in una componente 'spiegata' dalle covariate usate nella stima del salario in esame, e in una componente non spiegata¹⁹. Abbiamo condotto la decomposizione di Oaxaca su due sottogruppi di occupati, rispettivamente tutti gli occupati che sono entrati nel loro posto di lavoro da non più di 24 mesi e il sottoinsieme transitato dalla disoccupazione, ovvero il campione ristretto usato fin qua. L'ipotesi sottostante a questo esercizio è che, se il sottocampione degli occupati che provengono dalla disoccupazione si comporta diversamente rispetto all'accettazione del salario, il peso relativo delle due componenti del differenziale Nord-Sud potrebbe a sua volta essere significativamente diverso nei due campioni. I risultati in Tabella 8 sono sufficientemente rassicuranti a questo proposito: il peso della componente spiegata del differenziale è basso in entrambi i

¹⁸ In particolare, abbiamo già rilevato che il controllo della distorsione indetta dalla selezione causa un'inversione del segno atteso e la perdita di significatività della variabile durata nell'equazione del salario di riserva. Tuttavia quest'effetto è più che compensato dalla correzione per la selezione col risultato che il salario di riserva predetto per il Nord scende sufficientemente rispetto a quello rilevato da risultare inferiore al salario accettato

¹⁹ L'appendice 3 riporta la lista delle covariate incluse nella stima del salario accettato utilizzata per la decomposizione di Oaxaca. Per inciso, notiamo che le stime sono del tipo '*augmented mincerian wage equation*' e spiegano un percentuale della varianza compresa fra il 17 e il 18% del totale (Tabelle A3.d e A3.e). Nella versione di Newman e Oaxaca (2004) la decomposizione è triplice, aggiunge cioè una componente dovuta alla selezione statistica. Poiché, come appena ricordato, non abbiamo rintracciato presenza significativa di selezione statistica nella stima del salario accettato (§ 5), riportiamo nel testo i risultati della decomposizione standard a due componenti. La decomposizione in presenza di selezione viene illustrata in appendice: Tabella A3.f).

casi, rispettivamente il 26% per il complesso degli occupati con anzianità inferiore ai 24 mesi e il 7% per il sottogruppo degli occupati transitati dalla disoccupazione. Per dare un riferimento in valori assoluti, notiamo che il differenziale totale in euro/ora è pari a 1€ e 12 centesimi nel campione allargato e 88 centesimi in quello ristretto.

Tabella 8. Decomposizione di Oaxaca del differenziale territoriale nei salari accettati all'ingresso (Occupati con meno di 24 mesi di anzianità sul nuovo posto di lavoro)

	Tutti	Sottocampione di coloro che sono transitati dalla disoccupazione
Differenziale totale (in logaritmi):	0,34	0,27
dovuto a diversità di caratteristiche (osservabili degli occupati nel Centro Nord e nel Sud	0,09	0,02
non spiegato	0,24	0,25

La procedura di decomposizione è illustrata in Appendice 3

Ciò suggerisce non solo che campione ristretto e allargato si comportano in maniera simile, ma anche che, per dar conto del differenziale territoriale nei salari accettati, conviene guardare oltre le differenze dal lato dell'offerta o la distorsione statistica, spostando l'attenzione sulla domanda di lavoro. Come evidenzia la Figura 6, tuttavia, non vi è una relazione chiara fra l'andamento dei salari accettati (a prezzi del 1995) nelle due circoscrizioni e la rispettiva dinamica del PIL, intesa qui come *proxy* della domanda di lavoro. In parte ciò può essere dovuto al fatto che il periodo di riferimento è troppo breve perché si possa identificare una qualche relazione fra ciclo economico e andamento salariale. In parte, la debolezza della domanda nel nostro Mezzogiorno è una condizione strutturale più che un fenomeno ciclico, e la capacità della medesima di influire sui salari accettati dipende fortemente dalle regole del mercato del lavoro. In questo senso la de-regolamentazione del mercato del lavoro iniziata nei primi anni novanta può aver contribuito ad abbassare selettivamente i salari nel Mezzogiorno, limitatamente cioè ai segmenti più esposti.

Significativo a questo proposito è il peso dei rapporti di lavoro non standard nelle assunzioni dei disoccupati. I contratti di assunzione dei disoccupati che hanno trovato lavoro nei sei anni in esame sono 'standard' (full-time a tempo determinato) solo nella misura del 32% in media nazionale e del 30% al Sud (Tabella A.1, Appendice 1). E' perciò plausibile che la combinazione di una domanda di lavoro strutturalmente più debole e di una maggiore flessibilità contrattuale stiano spingendo verso il basso soprattutto i salari dei nuovi entranti nel Mezzogiorno. Per questo segmento di lavoratori si sarebbe così verificata un'erosione significativa del presunto vantaggio di un minore costo della vita al Sud, accentuando il fenomeno della segmentazione nel mercato del lavoro. Riconosciamo tuttavia, che queste

brevi considerazioni non possono sostituire un'analisi completa della disparità territoriale nei salari di fatto che esula dai nostri scopi.

7. Note conclusive

Abbiamo preso l'avvio da due dati grezzi: un differenziale territoriale elevato a favore del Centro – Nord nei salari orari accettati al rientro della disoccupazione e un differenziale molto più modesto a favore del Mezzogiorno nei salari di riserva nel corso della disoccupazione. Abbiamo fatto uso della *job search theory* per stimare un salario di riserva concomitante al salario accettato, riferito cioè al momento dell'ingresso nel nuovo posto di lavoro, e abbiamo rimosso effetti di selezione statistica laddove sono risultati significativi. Il confronto fra salari di riserva stimati e salari accettati all'ingresso ha modificato alcuni degli aspetti del confronto territoriale che emergevano dai dati grezzi, ma non il dato di fondo di una disparità molto maggiore nei salari accettati che in quelli di riserva.

Dai risultati che abbiamo ottenuto si possono trarre implicazioni di natura diversa e conviene partire da quelle teoriche. Abbiamo stimato una 'rinuncia' spesso importante in sede di accettazione del posto di lavoro. Questo non vale solo per il Sud nel suo complesso o i principali segmenti di disoccupati meridionali – uomini e donne, laureati, dipendenti del settore privato, assunti con contratto di lavoro autonomo o non a tempo determinato e così via. Vale altresì per alcuni segmenti del Centro-Nord, ad esempio i disoccupati assunti con contratto di lavoro autonomo. In tutti questi casi l'ammontare della rinuncia è pari ad almeno il 15%. Valori non marginali, che rafforzano i dubbi sollevati da Addison et al. (2005) secondo cui il costrutto concettuale del salario di riserva all'interno della *job search theory* è messo in discussione da riscontri simili a quelli che otteniamo.

Contributi precedenti (Bettio e Mazzotta 2002; Sestito e Viviano 2008), hanno ridimensionato il cosiddetto paradosso del salario di riserva per ragioni di misura: perché il divario territoriale si riduce o si annulla quando si considerano salari orari invece che mensili (Bettio e Mazzotta); o perché il paradosso scompare una volta che si tenga conto della selezione statistica (Sestito e Viviano). I risultati che abbiamo ottenuto in questa sede hanno implicazioni potenzialmente più radicali poiché mettono in discussione la validità stessa della teoria che ha forgiato il concetto di salario di riserva.

Se questa teoria viene messa in discussione, cade il paradosso, e la questione che rimane aperta è cosa esattamente misurino le aspettative salariali colte dalle varie indagini sulle richieste salariali minime, incluso il *panel* Europeo che abbiamo usato. Non è evidentemente possibile rispondere in maniera soddisfacente a questa domanda sulla base dell'indagine ECHP che si è ispirata alla teoria della *job search* e ha sollecitato risposte in termini di richieste minime, non di aspettative.

Con le cautele d'obbligo, dai risultati ottenuti si possono altresì trarre alcune indicazioni di analisi e di policy. Una indicazione metodologica di carattere generale è che, poiché aspettative e scelte salariali

possono muoversi in direzioni opposte, come qui si è illustrato, può essere fuorviante analizzare le prime indipendentemente dalle seconde. Quanto alla policy, la decomposizione di Oaxaca del differenziale territoriale nei salario accettato restituisce una componente residuale alta che probabilmente riflette anche disparità nel costo della vita. E' nota, tuttavia, la difficoltà di ottenere stime accurate in proposito, soprattutto se si tiene conto dei cosiddetti *in work costs*²⁰. Ma anche se volessimo ignorare questa difficoltà e accettare la stima della Banca d'Italia secondo la quale il costo della vita è inferiore del 17%²¹, ne dovremmo concludere che, forse, il mercato è già andato oltre l'obiettivo dichiarato che soggiace alla proposta di introdurre gabbie salariali. Il problema è semmai che l'ha fatto selettivamente a scapito dei nuovi ingressi, specialmente quelli transitati nel settore privato con contratti di lavoro non standard.

²⁰ Si veda no tra gli altri Cannari e Iuzzolino (2009) e il contributo delle scriventi a www.lavoce.info (20.11.2009) 'Gabbie salariali? Meglio l'indennità locale'

²¹ http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/econo/quest_ecofin_2/QF_49

Riferimenti Bibliografici

- Addison, J.t., Centeno, M., Portugal, P. (2005), "Three weddings and (maybe) a funeral: revisiting job search theory", *Manuscript presented at the Conference on European Labor Market and Education, Banco de Portugal*.
- Blanchard, O. (2006), "European unemployment: the evolution of facts and ideas", *Economic Policy*, January, vol. 21, n. 45, pp. 6–59.
- Becchi Collidà A. (1993), "Quali politiche per l'occupazione nel Mezzogiorno?", *Politiche del lavoro*, n. 22-23.
- Bettio F., Mazzotta F. (2002), "Il salario di riserva è davvero più alto al Sud? Nuovi riscontri sul Panel Europeo", *Quaderni dell'Università di Siena Dipartimento di Economia Politica*, n. 356.
- Boeri, T., Pagani, L. (1998), "Caratteristiche e aspirazioni salariali di chi cerca lavoro nel pubblico impiego", in Dell'Aringa, C. (a cura di), *Rapporto Aran sulle Retribuzioni 1997*, Franco Angeli, Milano.
- Brunetta, R., Tronti L. (a cura di) (1992), *Capitale umano e Mezzogiorno*, Il Mulino, Bologna.
- Cannari L., Giovanni I. (2009), "Le differenze nel livello dei prezzi al consumo tra Nord e Sud", *Seminario 'Mezzogiorno e politiche regionali'*, Banca d'Italia, Roma, pp.15-52.
- Casadio P. (2009), "Contrattazione aziendale integrativa e differenziali salariali territoriali: informazioni dall'indagine sulle imprese della Banca d'Italia", *Seminario 'Mezzogiorno e politiche regionali'*, Banca d'Italia, Roma, pp. 93-136.
- De Luca, P. (2003), "Occupazione e Retribuzioni della Pubblica Amministrazione nell'Ultimo Decennio", *Working Papers dell'ufficio Studi di Confindustria*, n. 45, Roma.
- De Paola, M. Lupi C., Patrizia O. (2005) "Wage expectations in northern and southern Italian regions: An interpretation based on psychological and social factors", *International Review of Applied Economics*, vol. 19, n. 3, pp.343 – 58.
- Ghignoni, E. (1997), "I differenziali territoriali nei salari minimi di accettazione in Italia", in Frey, L. (a cura di) "Le informazioni sul lavoro in Italia: significato e limiti delle informazioni provenienti da indagini sulle famiglie", *Quaderni di Economia del Lavoro*, n. 59, pp.77-124.
- Giordano R. (2009), "I differenziali salariali tra i settori pubblico e privato in Italia", *Seminario 'Mezzogiorno e politiche regionali'*, Banca d'Italia, Roma, pp. 137-58.
- Hadi, A. S. (1992), "Identifying multiple outliers in multivariate data," *Journal of the Royal Statistical Society, Series (B)*, n. 54, pp. 761-71.
- Hadi, A. S. (1994), "A Modification of a Method for the Detection of Outliers in Multivariate Samples," *Journal of the Royal Statistical Society, Series (B)*, n. 56, pp. 393-6.
- Haurin, D. R., Sridhar, K.S. (2003), "The impact of local unemployment rates on reservation wages and the duration of search for a job", *Applied economics*, vol. 35, n. 3, pp 1469 - 76.

- Hui, W.T. (1991), "Reservation wage analysis of unemployed youths in Australia", *Applied Economics*, vol. 23, n.8, pp. 1341 - 50.
- Kiefer, N.M., Neumann, G. R. (1979), "An Empirical job search model with a test of constant reservation wage hypothesis", *Journal of Political Economy*, vol. 87, n.1, pp. 89 – 107.
- Lancaster, T. (1985), "Simultaneous equation models in applied search theory", *Journal of Econometrics*, vol. 28, n.1, pp. 113-26.
- Lancaster, T., Chescher, A.D. (1983a), "An econometric analysis of reservation wage", *Econometrica*, vol. 51, n.6, pp. 1661- 76.
- Lancaster, T., Chescher, A.D. (1983b), "Simultaneous equations with endogenous hazards", *Studies in Labor Market Dynamics*, Neumann, G. R. and Westergaard-Nielsen, N.C. (eds), Spring – Verlag, Heidelberg.
- Mazzotta, F. (1998), "Salario di riserva e probabilità di successo della ricerca di lavoro in Italia: una stima sul nuovo panel ISTAT", *Lavoro e Relazioni Industriali*, vol. 41, n. 2, pp.115-23.
- Monducci, R. (1993), "Disoccupazione e intensità della ricerca: prime evidenze empiriche sulla base della nuova indagine sulle Forze di Lavoro", *Politiche del Lavoro*, n. 22- 23, pp. 50 – 62.
- Newman S., Oaxaca R. (2004), "Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note", *Journal of Economic Inequality*, vol. 2, n. 3, pp. 3-10.
- Prasad E. E. (2003), "What determines the reservation wages of unemployed workers? New evidence from German micro data", *IZA Discussion paper*, n. 694.
- Sestito, P., Viviano, E. (2008), "Reservation wages: explaining some puzzling regional patterns", *Working Papers, Banca d'Italia*, , Roma, n. 696.
- Trivellato U., Giraldo A. (2003), "Assessing the 'choosiness' of job seekers. An exploratory approach and evidence for Italy", CESifo, *Working Paper*, n. 925.
- Tunali I., (1986), "A general structure for models of double-selection and an application to a joint migration/earnings process with remigration" *Research in Labor Economics*, Vol. 8, Part B (1986), pp. 235-82.

Appendice 1. Variabili usate nelle stime

Tabella A.1 Descrittive

Variabile	Modalità		Nome breve	2001 osservazioni; campione allargato Media	629 osservazioni; campione ristretto Media
Salario orario di riserva rilevato (euro/h)			Lnresor\$	4,97	4,92
Salario mensile di riserva rilevato (euro/mese)			Lnreser\$		
Salario orario di riserva stimato(euro/h)			Lnresorpred\$		3,51
Salario orario accettato(euro/h)			Lnwageor\$		3,42
Durata della disoccupazione completa (mesi)			Durdis		31,4
Durata della disoccupazione trascorsa (mesi)			Lnurdisprewr\$	19,9	23,1
Relazione di parentela con il capofamiglia					
	Figlio	1/0	Figlio	58,5%	57,8%
	Coniuge	1/0	Coniuge	20,9%	15,3%
	Altro Parente	1/0	Altropar	3,1%	2,5%
	Capofamiglia§			17,6%	24,5%
Stato civile					
	Sposato	1/0	Sposato	36,8%	36,6%
	Non Sposato§			63,2%	63,4%
Livello di istruzione					
	Fino alla scuola media	1/0	Lowscuola	53,3%	49,0%
	Media superiore o diploma	1/0	Medscuola	40,1%	43,4%
	Università§		Highscuola	6,7%	7,6%
Capacità di parlare inglese in contesti sociali		1/0	Ability	14,8%	17,0%
Luogo di residenza					
	Sud e Isole	1/0	Sudis	74,4%	64,1%
	Centro – Nord§			25,6%	35,9%
Reddito familiare al netto di quello dell'individuo considerato (euro)			Lnredfamnetto\$	13090	13723
Numero dei percettori in famiglia			Nearner	0,87	0,87
Età			Età	31,24	30,89
Genere					
	Femmina	1/0	Donna	50,5%	41,0%
	Maschio§			49,5%	59,0%
Condizione di salute (modalità da 1 a 3 in ordine crescente di buona salute)			Salute	2,74	2,78
Esperienze di lavoro					
	Si	1/0	Esper	47,3%	57,1%
	No§			52,7%	42,9%
Tasso di crescita regionale per anno di rilevazione (%)			Lnngrowt \$	1,86%	2,07%
Offerte di lavoro in media regionale per anno di rilevazione e densità di popolazione dell'area			Lnmedoff\$	0,03	0,04
Componenti della famiglia con meno di 16 anni			Hd015	0,54	0,49
Appartenenza ad età riproduttiva (17-45 anni)					
	Si	1/0	Eprod	88,3%	91,3%
	No§			11,7%	8,7%
Settore in cui lavora					
	Pubblico	1/0	Pubb		16,5%
	Privato§	1/0	Priv		83,5%
Tipo di contratto di lavoro					
	Standard/tempo determinato	1/0	Standard		32,2%
	Autonomo	1/0	Autonomo		15,7%
	Altro§	1/0	Altro		52,1%
Quota Contratti non standard per regione di residenza, per anno di rilevazione e sesso			Mednosta	18,7%	16,8%
Quota posizioni nel settore pubblico per regione di residenza, per anno di rilevazione e sesso			Medpubb	35,1%	31,6%
Quota occupati nel settore agricolo, per regione di residenza			Setab	8,1%	7,6%
Quota occupati nel settore industriale, per regione di residenza			Setcde	26,4%	28%

(continua)

§ modalità esclusa

\$ nella stima la variabile è utilizzata in logaritmi

Tabella A.1 (Continua)

Variabile	Modalità	Nome breve	2901	629
			osservazioni; campione allargato	osservazioni; campione ristretto
			Media	Media
Quota occupati nel settore terziario, per regione di residenza	§		65,5%	64,4%
Mesi trascorsi dall'inizio del lavoro		Tenure		6,9
Settore di attività economica in cui lavora				
	Agricoltura	1/0	setagr	5,4%
	Energia	1/0	setener	1,0%
	Costruzioni	1/0	setcostr	15,1%
	Manifattura	1/0	Setmanu	20,7%
	Servizi§	1/0	Setserv	57,9%
Classi di età				
	14 – 24 anni di età	1/0	Etacla1	32,7
	25 – 29 anni di età	1/0	Etacla2	23,5
	30 – 34 anni di età	1/0	Etacla3	14,0
	35 – 44 anni di età	1/0	Etacla4	17,1
	>=44 anni di età	1/0	Etacla5	12,7

§ modalità esclusa

(ç) 1 cattivo; 2 medio; 3 buon stato di salute

\$ nella stima la variabile è utilizzata in logaritmi

Appendice 2: Stima del salario di riserva

Per stimare il salario di riserva (orario) abbiamo innanzitutto verificato la presenza di una doppia selezione, rispetto alla probabilità di essere disoccupato in alternativa ad essere occupato, e rispetto alla partecipazione al mercato del lavoro (con la prima probabilità condizionata alla seconda).

Nella formulazione adottata il valore atteso del salario di riserva $E(w^r)$ è:

$$E(w^r / X, I_1 = 1, I_2 = 1) = X' \beta + \delta_1 \lambda_1 + \delta_2 \lambda_2$$

dove :

$I_1 = 1$ se l'individuo partecipa al mercato del lavoro in qualità di occupato o di disoccupato in cerca di lavoro (0 se non partecipa);

$I_2 = 1$ se l'individuo è disoccupato in cerca di lavoro (0 se occupato);

λ_1 e λ_2 sono i due rapporti inversi di Mill che quantificano la potenziale distorsione;

X è la matrice delle covariate (del salario di riserva) e β il vettore dei relativi coefficienti.

La stima è a due stadi.

Primo stadio. Si effettua una stima probit di massima verosimiglianza con selezione ('*Heckman Bi-probit*' nella terminologia del pacchetto STATA) per ottenere λ_1 e λ_2 in base alle rispettive espressioni (Tunali 1986):

$$\lambda_{1i} = \frac{\phi(Z_{1i}\Pi_1)\Phi[(Z_{2i}\Pi_2 - \rho Z_{1i}\Pi_1)/\sqrt{1-\rho^2}]}{F(Z_{1i}\Pi_1, Z_{2i}\Pi_2; \rho)}$$

$$\lambda_{2i} = \frac{\phi(Z_{2i}\Pi_2)\Phi[(Z_{1i}\Pi_1 - \rho Z_{2i}\Pi_2)/\sqrt{1-\rho^2}]}{F(Z_{1i}\Pi_1, Z_{2i}\Pi_2; \rho)}$$

dove Z_1 e Z_2 sono le matrici delle variabili utilizzate per modellare, rispettivamente, la probabilità di partecipare al mercato del lavoro e la probabilità di essere disoccupato alla ricerca di un lavoro, Π_1 e Π_2 sono i vettori dei rispettivi coefficienti e ρ misura la correlazione fra gli errori nelle due equazioni di selezione.

I coefficienti stimati di λ_1 e λ_2 sono identificati se $Z_1 \neq Z_2$. In pratica però è difficile trovare delle variabili che influiscono sulla probabilità di partecipare al mercato del lavoro e non influiscono sulla probabilità di essere disoccupato alla ricerca di un lavoro. Nella stima della probabilità di non essere/essere occupato (I_2) le variabili di selezione sono il tasso di crescita del PIL a livello regionale, mentre l'essere o meno nella fascia di età feconda (17-45 anni nel nostro campione in cui l'età minima è 17) è usata come variabile di selezione rispetto alla probabilità di partecipare o meno al mercato del lavoro (I_1). I risultati della stima sono riportati nella Tabella A.2a

Secondo stadio. Le variabili λ_1 e λ_2 così ottenute vengono incluse sia nella stima del salario orario di riserva che in quella della durata della disoccupazione. La stima è simultanea secondo la specificazione delle equazioni [1] e [2] nel testo.

Oltre alle variabili λ , le covariate comuni a queste due equazioni sono lo status familiare (tre dummy rispettivamente per figlio, coniuge e altro parente), il livello di istruzione (basso e medio alto), l'indicatore di abilità individuale, il reddito familiare netto, l'età, il sesso, il livello di salute e il numero dei percettori di reddito in famiglia. Le variabili usate per identificare il coefficiente della durata della disoccupazione nella [1] sono: le esperienze di lavoro precedenti e la media delle offerte di lavoro differenziata per regione e dimensione del comune di residenza, e l'età; per identificare il coefficiente del salario di riserva nella [2] abbiamo invece usato la presenza di minori in famiglia (età inferiore a 16 anni) e lo stato civile (una dummy per sposato o meno). Anche in questo caso la scelta delle variabili di identificazione è resa difficile dall'indicazione della teoria secondo la quale tutte le variabili che influiscono sul livello del salario di riserva concorrono a determinarne il livello. Due delle variabili che abbiamo scelto (o indicatori ad esse molto vicini) sono comunque già state usate in letteratura, rispettivamente il numero dei figli dipendenti (Lancaster, 1985, Haurin and Shridar, 2003) e l'aver fatto o meno esperienze di lavoro in precedenza (Keifer and Newnam, 1979, Hui, 1991, Haurin and Shridar, 2003).

I risultati delle stime della [1] e della [2] sono riportati nelle Tabella A.2b e A.2c. La A2.b riporta le stime corrette per la selezione, la A2.c quelle non corrette. I risultati in A2.b sono stati usati per il successivo calcolo del salario di riserva predetto al momento di rientro dalla disoccupazione.

Rileviamo che, mentre i coefficienti delle variabili λ_1 e λ_2 non sono risultati significativi nelle stime del salario di riserva e della durata della disoccupazione riferite all'intero paese (qui non riportate), lo sono in quelle disaggregate per circoscrizione con la sola eccezione del termine di selezione relativo alla partecipazione e per il Nord del paese. Quanto ai segni dei coefficienti dei rapporti di selezione, in sede di stima del salario di riserva il termine legato alla probabilità di partecipare dovrebbe riportare segno negativo poiché si ipotizza che chi partecipa abbia salari di riserva più bassi; per contro il segno atteso è positivo riguardo alla probabilità di essere disoccupato se, come si ipotizza, i disoccupati hanno salari di riserva più alti. Il discorso è analogo per i segni attesi in sede di stima della durata. Queste aspettative sono sostanzialmente confermate per quando riguarda la stima del salario di riserva con la sola eccezione del termine di selezione rispetto alla partecipazione al Nord. Nel caso della durata i risultati sono conformi alle aspettative solo in parte.

Tabella A2.a Stima della probabilità di essere non occupato condizionata alla probabilità di partecipare (*Heckman Biprobit*)

<i>Probabilità di non essere occupato(1/0)</i>	<i>Sud</i>	<i>Centro- Nord</i>
Variabili		
Figlio	0,73***	0,43***
Coniuge	0,31***	0,33***
Altropar	0,37***	0,18*
Sposato	-0,27***	-0,30***
Lowscuola	0,73***	0,25***
Medscuola	0,32***	0,12*
Ability	0,23***	-0,03
Lnredfamnetto	0,12***	0,06***
Eta'	-0,04***	-0,03***
Donna	0,56***	0,35***
Salute	-0,26***	-0,10***
Lnmedoff	-3,94**	4,14***
Esper	0,26***	0,29***
Hd015	-0,08**	0,04
Lngrowt	-2,07***	-4,84***
Nearner	-0,16***	-0,09***
Constant	0,46**	-1,04***
<i>Probabilità di partecipare al mercato del lavoro (1/0)</i>	<i>Sud</i>	<i>Centro- Nord</i>
Variabili		
Figlio	-0,66***	-1,02***
Coniuge	-0,57***	-0,40***
Altropar	-0,45***	-0,44***
Sposato	0,49***	0,46***
Lowscuola	-1,17***	-1,08***
Medscuola	-0,75***	-0,70***
Ability	-0,40***	-0,25***
Lnredfamnetto	-0,17***	-0,15***
Eta'	-0,03***	-0,04***
Donna	-0,59***	-0,49***
Salute	0,25***	0,12***
Lnmedoff	4,02***	-3,06***
Esper	-0,15***	-0,38***
Hd015	-0,02	-0,06
Eprod	0,12**	0,39***
Nearner	0,00	0,03*
Constant	2,31***	3,56***
athrho	-0,32***	0,11
Statistiche		
N	41657	43153
Chi2	2057,85	707,46

Legenda: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Tabella A2.b Stima simultanea della durata della disoccupazione e del salario orario di riserva (equazioni [1] e [2])
(Con correzione per la selezione)

Equazione della durata della disoccupazione	Sud	Centro_Nord
Variabili		
Lnresor	3,58	-9,40
Figlio	-0,33	2,15
Coniuge	-0,69***	0,56
Altropar	-0,21	0,72
Lowscuola	1,07	-1,64
Medscuola	1,26	-1,16*
Lnredfamnetto	-0,03	0,16
Eta'	0,06**	-0,08
Donna	-0,53**	0,49
Salute	0,14	-0,33
Ability	-0,06	0,20
Lnmedoff	-5,25	11,39
Esper	0,12	1,51**
Nearner	0,25	-0,31
LambdaDisocSud	-2,01**	
LambdaPartecipaSud	-1,21**	
LambdaDisocNord		4,41***
LambdaPartecipaNord		0,43
Constant	-2,97	10,05
Equazione del salario di riserva	Sud	Centro_Nord
Variabili		
Durdisprewr	-0,05	0,05
Figlio	0,07	-0,04
Coniuge	0,01	0,03
Altropar	-0,01	-0,09
Lowscuola	-0,15**	-0,23***
Medscuola	-0,15***	-0,14***
Lnredfamnetto	0,05***	0,02
Donna	0,02	-0,04
Salute	-0,06***	-0,04
Ability	0,03	0,03
Sposato	-0,03	0,03
Hd015	-0,03*	0,06*
Nearner	-0,04***	-0,03
LambdaDisocSud	0,19**	
LambdaPartecipaSud	-0,14**	
LambdaDisocNord		0,17**
LambdaPartecipaNord		0,09**
Constant	1,79***	1,37***
Statistiche		
N	2157	744
Chi2, e quazione della durata della disoccupazione	261,53	49,07
Chi2, equazione del salario di riserva	286,22	115,53

Legenda: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Tabella A2.c Stima simultanea della durata della disoccupazione e del salario orario di riserva (equazioni [1] e [2]) (Senza correzione per la selezione)

Equazione della durata Della disoccupazione	Sud	Centro_Nord
Variabili		
Lnresor	3,88*	-2,20
Figlio	0,25	0,26
Coniuge	-0,62***	-0,43**
Altropar	0,07	0,23
Lowscuola	1,05	-0,83
Medscuola	1,07*	-0,60*
Eta'	-0,04***	-0,02
Donna	-0,30*	-0,33*
Salute	0,01	0,14
Ability	-0,16	0,01
Lnmedoff	-8,32*	1,39
Esper	0,41***	0,35***
Nearner	-0,03	0,06
Constant	-3,42	5,92*
Equazione del salario di riserva	Sud	Centro_Nord
Variabili		
Durdispewr	-0,15***	-0,08**
Figlio	-0,05	-0,04
Coniuge	-0,15***	-0,07*
Altropar	-0,10**	-0,07
Lowscuola	-0,31***	-0,26***
Medscuola	-0,22***	-0,17***
Lnredfamnetto	0,03***	0,01
Donna	-0,13***	-0,09***
Salute	-0,02	-0,01
Ability	-0,04*	0,03
Sposato	0,05	0,06
Hd015	-0,03*	0,03
Nearner	-0,03***	-0,01
Constant	2,28***	1,96***
Statistiche		
N	2157	744
Chi2, equazione della durata della disoccupazione	235,72	163,89
Chi2, equazione del salario di riserva	182,52	105,78

Legend: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Appendice 3. Stima del salario accettato e decomposizione di Oaxaca

I valori del salario accettato riportati nel paragrafo 4 del testo sono quelli orari ottenuti in sede di rilevazione e si riferiscono al campione ristretto dei disoccupati che hanno trovato lavoro.

Per verificare la significatività e l'importanza della selezione statistica nella distribuzione del salario accettato nel campione ristretto abbiamo effettuato una stima corretta per una doppia selezione, rispetto all'anzianità sul posto di lavoro inferiore o meno a 24 mesi, nonché rispetto alla condizione di occupato.

In questo caso il valore atteso del salario orario accettato è

$$E(w / X, I_1 = 1, I_2 = 1) = X' \beta + \delta_1 \lambda_1 + \delta_2 \lambda_2$$

dove:

$I_1 = 1$ se l'individuo è occupato, 0 se è inoccupato;

$I_2 = 1$ se l'individuo occupa il posto di lavoro da non più di 24 mesi, 0 in caso contrario;

λ_1 e λ_2 sono i due rapporti inversi di Mill che quantificano la potenziale distorsione;

X è la matrice delle covariate (del salario accettato) e β il vettore dei coefficienti.

In analogia a quanto fatto per il salario di riserva, le due variabili λ sono state ottenute con una procedura *Heckman Biprobit* utilizzando come variabili di selezione al primo stadio l'incidenza dei contratti non standard differenziata per regione, anno di rilevazione e sesso per I_2 , e il tasso di crescita del PIL a livello regionale per I_1 . Le rimanenti covariate includono lo stato familiare, lo stato civile, il livello di istruzione, l'indicatore di abilità individuale, il reddito familiare netto, l'età, il sesso, lo stato di salute, le esperienze lavorative, la media delle offerte di lavoro nell'area, la quota di occupati nel settore agricolo e industriale oltre che la quota degli occupati pubblici e la quota dei contratti non standard differenziata per regione, anno di rilevazione e sesso (Tabella A3.a).

Nel secondo stadio le due variabili λ ottenute al primo stadio sono state inserite nell'equazione del salario orario accettato, lasciando cadere dal set delle covariate lo stato civile, l'incidenza dei contratti non standard ed il tasso di crescita che fungono da variabili di identificazione. Anche in questo caso la stima è stata effettuata separatamente per Nord e Sud. E' stata inoltre ripetuta sul totale degli occupati con anzianità sul di lavoro inferiore o uguale ai 24 mesi e sul sottocampione di quelli transitati dalla disoccupazione o campione ristretto (Tabella A3.b e A3.c). La ragione per ripetere le stime su due diversi campioni è, soprattutto, di testare la robustezza dei risultati ottenuti per il sottocampione ristretto.

Poiché in nessuno caso le variabili λ hanno ottenuto significatività abbiamo deciso di rifare le stime ignorando la selezione, effettuando cioè normali regressioni OLS (Tabelle A3.d e A3.e). Il vantaggio importante della procedura OLS in questo caso è la possibilità di inserire variabili aggiuntive relative alla posizione contrattuale e settoriale del posto di lavoro (il tipo di contratto, il settore ed i mesi trascorsi dal momento in cui è iniziata l'attività lavorativa). Ciò ha prodotto stime decisamente migliori sul piano della significatività dei coefficienti delle covariate e della capacità esplicativa.

Tabella A3.a . Stima simultanea della probabilità di essere occupato e di avere una anzianità sul posto di lavoro inferiore o uguale a 24 mesi (*Heckman Bi-probit*)

Probabilità di essere occupato da non più di 24 mesi (1/0)	Sud	Centro- Nord
Variabili		
Figlio	0,61***	0,41***
Coniuge	0,11	0,08
Altropar	0,14	0,20**
Sposato	-0,36***	-0,30***
Lowscuola	0,44***	-0,10
Medscuola	0,11	-0,20***
Ability	0,28***	0,09**
Lnredfamnetto	0,09***	0,07***
Eta'	-0,04***	-0,04***
Donna	-0,44***	-0,26**
Salute	-0,16***	-0,05*
Esper	1,12***	1,01***
Medpubb	0,86*	-0,10
Lnmedoff	0,76	1,67
Setab	-1,62***	-1,72*
Setcde	-2,43***	-1,83***
Mednosta	1,05***	0,43**
Constant	1,05***	1,03**
Probabilità di essere occupato (1/0)	Sud	Centro- Nord
Variabili		
Figlio	-1,09***	-1,18***
Coniuge	-0,59***	-0,45***
Altropar	-0,60***	-0,55***
Sposato	0,56***	0,52***
Lowscuola	-1,16***	-1,02***
Medscuola	-0,64***	-0,63***
Ability	-0,36***	-0,21***
Lnredfamnetto	-0,13***	-0,14***
Eta'	-0,02***	-0,05***
Donna	-0,25***	-0,21***
Salute	0,29***	0,13***
Esper	-0,44***	-0,54***
Medpubb	-1,56***	-1,37***
Lnmedoff	0,60	-1,66*
Setab	0,96***	0,49
Setcde	1,19***	1,04**
Lnngrowt	-0,23	1,62***
Constant	1,62***	3,56***
athrho	-0,38***	-0,25***
Statistiche		
N	39345	40615
chi2	1599,47	1883,40

Legenda: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Tabella A3.b Stima del salario orario accettato per il totale occupati con anzianità sul lavoro inferiore o uguale a 24 mesi (con correzione per la selezione)

<i>Variabili</i>	<i>Salario accettato Sud</i>	<i>Salario accettato Centro-Nord</i>
Figlio	0,03	-0,16
Coniuge	-0,13	-0,12*
Altropar	0,00	-0,03
Lowscuola	-0,35*	-0,20
Medscuola	-0,18	-0,15
Lnredfamnetto	0,01	0,06**
Ability	0,15	0,09
Eta'	-0,01	0,00
Donna	-0,18	-0,41**
Salute	-0,01	0,02
Esper	0,32	0,23
Medpubb	-0,62	-2,06**
Lnmedoff	-3,91*	0,14
Setab	-1,51**	-3,75***
Setcde	-0,66	-2,64**
LambdaOccup<=24mSud	0,33	
LambdaOccupSud	-0,23	
LambdaOccup<=24mNord		0,08
LambdaOccupNord		-0,13
Constant	1,89***	2,97***
Statistiche		
N	1738	2014
R²	0,08	0,05

Legenda: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Tabella A3.c Stima del salario orario accettato per il campione ristretto di occupati transitati dalla disoccupazione (con correzione per la selezione)

<i>Variabili</i>	<i>Salario accettato Sud</i>	<i>Salario accettato Centro-Nord</i>
Figlio	-0,06	-0,38
Coniuge	-0,12	0,01
Altropar	0,24	0,22
Lowscuola	-0,13	-0,46
Medscuola	0,08	-0,05
Lnredfamnetto	-0,08	-0,14*
Ability	0,19	-0,08
Eta'	0,00	0,03
Donna	-0,35	0,12
Salute	0,29*	0,20
Esper	0,06	-0,52
Medpubb	0,13	-2,37
Lnmedoff	-7,06	-2,03
Setab	1,07	-1,39
Setcde	-1,01	0,30
LambdaOccup<=24mSud	0,19	
LambdaOccupSud	0,00	
LambdaOccup<=24mNord		-0,84
LambdaOccupNord		0,48
Constant	0,34	1,83
Statistiche		
N	403	226
R²	0,07	0,08

Legenda: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Tabella A3.d Stima del salario orario accettato per il totale occupati con meno di 24 mesi di anzianità sul lavoro (*senza correzione per la selezione*)

<i>Variabili</i>	<i>Salario accettato Sud</i>	<i>Salario accettato Centro-Nord</i>
Figlio	-0,11	-0,18***
Coniuge	-0,16*	-0,15**
Altropar	-0,00	-0,07
Sposato	0,15	0,10
Lowscuola	-0,47***	-0,29***
Medscuola	-0,24**	-0,22***
Lnredfamnetto	-0,03	0,02
Ability	0,04	0,03
Eta'	0,00	0,00
Donna	-0,25***	-0,14***
Salute	0,07	0,03
Esper	0,11**	0,16***
Pubblico	0,25***	0,10**
Tenure	0,02***	0,02***
Autonomo	-0,64***	-0,67***
Altrolav	-0,21***	-0,21***
Lnmedoff	-2,63	-0,41
Setagr	-0,30***	-0,49***
Setener	0,00	0,07
Setcostr	-0,06	-0,20**
Setmanu	0,00	-0,08*
Constant	1,19***	1,51***
Statistiche		
N	1738	2014
R²	0,18	0,17

Legenda: p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Tabella A3.e Stima del salario orario accettato per il campione ristretto di occupati transitati dalla disoccupazione e considerati nell'analisi (*senza correzione per la selezione*)

<i>Variabili</i>	<i>Salario accettato Sud</i>	<i>Salario accettato Centro-Nord</i>
Figlio	-0,18	0,08
Coniuge	-0,12	0,15
Altropar	0,20	0,52**
Sposato	0,04	-0,16
Lowscuola	-0,26	-0,48**
Medscuola	-0,07	-0,21
Lnredfamnetto	-0,05	-0,08
Ability	0,07	0,02
Eta'	0,01	0,02
Donna	-0,28***	-0,07
Salute	0,27**	0,04
Esper	-0,02	0,13
Pubblico	0,24**	0,03
Tenure	0,03***	0,03**
Autonomo	-0,67***	-0,74***
Altrolav	-0,20**	-0,09
Lnmedoff	-3,14	-2,05
Setagr	-0,28	-0,34
Setcostr	-0,14	-0,09
Setserv	0,05	0,12
Constant	0,33	0,93*
Statistiche		
N	403	226
R²	0,18	0,18

Legenda: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01

Decomposizione del differenziale territoriale nel salario accettato in presenza di selezione

Indichiamo le stime del salario accettato secondo la metodologia appena illustrata, usando l'indice n per il Centro-Nord ed s per il Sud,

$$E(w_j / X_j, I_1 = 1, I_2 = 1) = X_j' \beta_j + \delta_{1j} \lambda_{1j} + \delta_{2j} \lambda_{2j}; \quad j=n,s$$

La decomposizione di Newman-Oaxaca in presenza di selezione prevede:

$$\bar{w}_n - \bar{w}_s = (\bar{X}_n' - \bar{X}_s') \hat{\beta}_n + \bar{X}_s' (\hat{\beta}_n - \hat{\beta}_s) + (\bar{\lambda}_{1n} \hat{\delta}_{1n} - \bar{\lambda}_{1s} \hat{\delta}_{1s}) + (\bar{\lambda}_{2n} \hat{\delta}_{2n} - \bar{\lambda}_{2s} \hat{\delta}_{2s})$$

dove gli ultimi due termini rappresentano il contributo della doppia selezione.

La decomposizione in assenza di correzione per la selezione è analoga, salvo per la caduta dei rapporti di selezione. Data la non significatività di questi ultimi e la migliore bontà della stima OLS non corretta (Tabelle A3.b e A3.c) nel testo riportiamo solo i risultati della decomposizione in assenza di correzione. Qui sotto riproduciamo anche quelli relative alle stime corrette per la selezione (Tabelle A3.d e A3.e) che però sollevano più di qualche perplessità.

Quando si tiene conto della selezione, cioè, il contributo della medesima è forte (ammonta a circa il doppio del differenziale totale) ma di segno negativo. Correggere per la selezione implicherebbe dunque rovesciare il differenziale territoriale nei salari di ingresso. Siffatto risultato è un esempio di come tener conto della selezione quando i coefficienti dei λ non sono statisticamente significativi possa condurre a risultati problematici.

Tabella A3.f. Decomposizione di Newman-Oaxaca

	Tutti		Sottocampione di coloro che sono transitati dalla disoccupazione	
	Senza correzione	Con correzione	Senza correzione	Con correzione
Differenziale totale (in logaritmi), di cui	0,34	0,34	0,27	0,27
dovuto a diversità di caratteristiche (osservabili degli occupati nel Centro Nord e nel Sud)	0,09	0,10	0,02	0,22
dovuto ad autoselezione**		-0,94		-0,69
non spiegato	0,24	1,18	0,25	0,74

**Somma netta di due componenti autoselettive, rispetto alla propensione ad essere occupato in alternativa a non occupato e rispetto alla propensione a detenere il posto di lavoro da meno di 24 mesi