

Francesca Bettio e Fernanda Mazzotta***

Gabbie salariali. Sta già provvedendo il mercato?

Abstract

Il dibattito sui differenziali territoriali nel salario di riserva, imperniato sul dato ISTAT di una richiesta mensile più alta per i disoccupati del Sud, ha contribuito a radicare la convinzione che vi sia una forte componente volontaria nel persistere della disoccupazione meridionale italiana e che una possibile soluzione potrebbe essere l'introduzione di gabbie salariali. In questo lavoro utilizzando i dati tratti dall'European Community Household panel (ECHP) evidenziamo un dato importante: l'80% degli occupati meridionali che hanno trovato lavoro nel periodo considerato (1995 – 2000) 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 del solo 14% e riguarda il 62% degli inoccupati che hanno trovato impiego. Pur correggendo il salario di riserva osservato per i mesi in disoccupazione che separano il momento della dichiarazione del salario di riserva e l'accettazione del nuovo lavoro, il forte divario permane. Con una semplice analisi delle distribuzioni emerge che il 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) di ingresso sono più bassi al Sud rispetto al Nord ed hanno continuato a diminuire nel sestennio considerato.

Codici Jel: J6, J3

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

** bettio@unisi.it, Università di Siena; * mazzotta@unisa.it Università di Salerno.

Introduzione

Lo studio e la ricerca sul tema dello squilibrio settoriale nel salario di riserva in Italia hanno qualcosa in comune coi sempre più frequenti processi mediatici dove il colpevole viene spesso individuato a furor di media e rimane tale nell'immaginazione collettiva anche nei casi in cui un certissimo lavoro di indagine lo assolva successivamente.

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 2004, tabella 4), ma persiste. La lettura immediata di questo riscontro 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 'giustificazioni' prodotte dal dibattito accademico non sono valse a cancellare questo sospetto, ma soprattutto riscontri di segno diverso hanno avuto eco insufficiente.

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*. 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 riporta 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 salariali accettati non rimanga attuale.

Ciò solleva interrogativi sia a livello teorico che sul piano della policy. Un salario di ingresso inferiore al salario di riserva precedentemente dichiarato 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 compenso salariale minimo al quale un individuo è disposto a lavorare (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 non accettare un'offerta aumenta col tempo. Se però il salario accettato fosse significativamente più basso di quello richiesto immediatamente prima del momento 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. Con particolare riferimento al riaprirsi del dibattito sull'opportunità delle gabbie salariali, salari di ingresso notevolmente inferiori alle attese nel Sud del paese, e comunque più bassi che al Nord, starebbero ad indicare che le gabbie già operano per una parte degli occupati meridionali, quelli che entrano o rientrano dalla disoccupazione. Ciò rimanda ancora una volta ad una scelta difficile fra avvallare una segmentazione in atto che sfavorisce soprattutto i nuovi ingressi, e liberalizzare imponendo costi al resto degli occupati, almeno nel breve periodo.

Che si sia interessati alla teoria o alla policy, il dato importante è l'ordine di grandezza nonché la distribuzione territoriale di questa rinuncia. Obiettivo principale di questo lavoro è, per l'appunto, documentarne l'ammontare e verificare come essa vari non solo tra le diverse circoscrizioni ma anche in funzione delle principali caratteristiche dell'offerta. Per farlo non basta limitarsi ad estrarre i dati dell'indagine, ma occorre stimare il valore del salario di riserva al momento dell'accettazione del lavoro. Chiamiamo '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'80% 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 del solo 14% e riguarda il 62% degli inoccupati che hanno trovato impiego. Dato però che possono essere trascorsi diversi mesi dalla rilevazione del salario di riserva all'ingresso nell'occupazione, queste cifre potrebbero segnalare un problema di misurazione più che un fenomeno economicamente significativo: nella misura in cui il le richieste salariali diminuiscono con l'allungarsi del periodo di disoccupazione, la 'rinuncia' può essere fisiologica, 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 il salario di riserva in momenti successivi di uno stesso episodio di disoccupazione. *Il risultato più importante che otteniamo è che la correzione riduce l'ammontare della rinuncia, non la elimina, ma soprattutto non rimuove la notevole differenza fra il Nord e il Sud del paese.*

L'analisi si articola come segue. Nel primo paragrafo riprendiamo molto brevemente il dibattito sulle disparità territoriali dei salari di riserva in Italia, anche alla luce di alcuni riscontri recenti in ambito europeo sul rapporto fra salari di riserva e salari accettati. Nel secondo e terzo paragrafo descriviamo le caratteristiche del campione di riferimento e la metodologia di stima del salario di riserva al momento dell'accettazione del lavoro. Nel terzo operiamo il confronto fra salario di riserva così stimato e salario accettato nelle diverse aree del paese e nei vari segmenti della forza lavoro. Nel paragrafo conclusivo esploriamo possibili determinanti dello scarto fra i due tipi di salari unitamente ad alcune implicazioni di politica economica.

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 forse più importante (Becchi Collidà 1993; Mazzotta 1998; Boeri, 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, Tronti 1992), il sostegno offerto ai giovani dalla cosiddetta 'famiglia lunga' incoraggiano i giovani meridionali a rimanere disoccupati più a lunga '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 (Sestito, Viviano 2004).

Nel complesso queste spiegazioni avvallano la tesi che i disoccupati meridionali siano in gran parte causa del proprio male. Scarso eco hanno avuto le poche ricerche che hanno qualificato o messo in dubbio il dato stesso della supposta esosità comparativa dei disoccupati del Mezzogiorno. Fra esse annoveriamo un nostro precedente lavoro in cui ci siamo servite dello European Household Panel (ECHP) per documentare che su base oraria, non mensile, le richieste dei disoccupati meridionali non sono significativamente superiori a 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, Mazzotta 2002)¹.

Mentre, dunque, livello e il 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 Prasaad (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 grado di minare la teoria della *job search*. Per contro, nella sua analisi basata sul Panel Socio-Economico per la Germania Prasaad (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. La conclusione di Prasaad è però in parte basata sul fatto che considera salari mensili, non orari. Inoltre la domanda del panel tedesco sul salario di riserva 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?*”).

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, l'ingresso o il re-ingresso nell'occupazione; dall'altro evidenziamo l'importanza della dimensione territoriale per questo confronto.

Quale salario di riserva?

Il primo passo per documentare quel possibile divario fra salario di riserva e di ingresso che abbiamo chiamato ‘rinuncia’ è ricostruire il valore del salario di riserva 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 dal concetto di salario di riserva così come viene definito dalla teoria economica. E' noto come la letteratura economica offra due nozioni del salario di riserva. La prima lo definisce nell'ambito della teoria dell'offerta individuale di lavoro e lo identifica con quel livello salariale al quale l'individuo è indifferente fra lavorare e non lavorare. La seconda lo colloca nell'ambito della teoria della ricerca di lavoro e lo identifica con quel livello di salario al quale costi e benefici e di una ulteriore azione di ricerca del lavoro si equivalgono. Secondo la prima accezione non avrebbe senso ipotizzare un salario di riserva inferiore al salario accettato, a meno di non ammettere l'irrazionalità del decisore. La seconda accezione concorda che i salari di riserva dipendono dalle preferenze individuali ma ipotizza anche che possano variare in funzione del contesto economico istituzionale, ad esempio del tasso

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. Le riserve di affidabilità su questa fonte sono forse eccessive poiché vi è concordanza con l'indagine ISTAT sul dato di fondo che, cioè, i disoccupati meridionali avanzano richieste mediamente maggiori *su base mensile*. Da quando sono state rese disponibili le otto ondate del panel europeo, inoltre, le riserve sulla qualità e numerosità della fonte ECHP possono essere più che controbilanciate, a nostro avviso, dal vantaggio di poter seguire gli stessi individui nel tempo. Ai fini di questo lavoro, tuttavia, il vantaggio decisivo di usare l'ECHP è che solo questa fonte permette di operare il confronto fra salario di riserva dichiarato nel corso della disoccupazione e salario accettato al momento dell'ingresso o del re-ingresso nell'occupazione.

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

di disoccupazione prevalente nell'area o del livello dei sussidi di disoccupazione. Entrambi questi fattori, infatti, 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'European Community Household Panel intende cogliere 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?*

Pur non operando una scelta netta fra le due accezioni teoriche, le due domande dell'ECHP sono compatibili con l'approccio della job search. Poiché quest'ultimo ha il vantaggio di spiegare la variabilità del salario di riserva nel tempo e sul territorio lo abbiamo adottato per stimare il valore di tale salario al momento dell'accettazione del posto di lavoro. La stima prevede due stadi. Nel primo viene stimata un'equazione del salario di riserva in funzione delle caratteristiche personali 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 corrispondente al valore complessivo della durata dell'occupazione.

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 per questa stima, nel secondo stadio verrà attribuito all'intervistato un salario corrispondente a quello di un soggetto con le stesse caratteristiche ma una durata della disoccupazione pari a sette mesi³.

Primo stadio. Seguendo l'approccio in forma strutturale proposto da Lancaster (1985) e Lancaster e Chesher (1983) 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 (t) della disoccupazione. In simboli,

$$\ln w^r = c_1 - \eta \ln t + X\beta + u_1 \quad [1]$$

$$\ln t = c_2 + \alpha \ln w^r + X\theta + u_2 \quad [2]$$

dove X indica la matrice delle covariate, β e θ i vettori dei coefficienti, e c_1 e c_2 le costanti. 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. Le covariate 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 sesso, età, relazione con il capofamiglia, stato civile, grado di istruzione, stato di salute, conclusione degli studi in un

³ 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 rilevati dall'indagine; ci si è però limitati a considerare gli individui sempre presenti in banca dati per evitare i noti problemi di *attrition*, e che non compaiono come disoccupati già nella prima rilevazione.

⁴ Poiché questa procedura di correzione è standard non ne riportiamo i dettagli. Le covariate utilizzate includono la relazione di parentela con il capofamiglia, lo stato civile, l'istruzione, la regolarità nel conseguire l'istruzione e l'abilità nel parlare una seconda lingua, l'età il genere, le esperienze di lavoro, il tasso di crescita dell'area e la salute; la variabile di selezione è la presenza di minori in famiglia (inferiori a 15 anni) !

numero di anni regolare e abilità nel conversare in una seconda lingua, esperienze di lavoro precedenti, presenza di minori in famiglia e reddito familiare (al netto dell'apporto dell'intervistato e valutato ai prezzi 1995). Le variabili territoriali comprendono la circoscrizione di appartenenza, il tasso di crescita dell'occupazione nella regione dell'intervistato, la media delle offerte di lavoro ricevute calcolata per regione e il grado di urbanizzazione dell'area in cui vive (densità di popolazione).

Seguendo le indicazioni di Kiefer e Neumann (1979) le variabili usate per identificare la [1] e la [2] sono, rispettivamente, le esperienze di lavoro precedenti, la media delle offerte di lavoro distinte per regione di residenza e la dimensione del comune per la [2], e la presenza di minori (età inferiore a 15 anni) in famiglia per la [1].

Poiché salario di riserva e durata della disoccupazione vengono rilevati dall'indagine solo per i disoccupati, ciò può dare origine a problemi di selezione campionaria e causare distorsioni. Per verificare la presenza di selezione abbiamo applicato la procedura di Heckman ottenendo il rapporto di Mills dalla stima di massima verosimiglianza della probabilità di risultare disoccupati, condizionata alla partecipazione al mercato del lavoro. Poiché il coefficiente del rapporto di Mills è risultato decisamente sotto la soglia di significatività del 10% abbiamo preferito mantenere le stime non corrette per la selezione⁴.

Secondo stadio. I coefficienti \hat{c}_1 , $\hat{\eta}$, e $\hat{\beta}$ ottenuti dalla stima di [1] e [2] sono stati utilizzati per predire il salario di riserva al completamento del periodo di disoccupazione secondo la [3]

$$\ln \hat{w}_f^r = \hat{c}_1 - \hat{\eta} \ln t(\text{tot}) + X\hat{\beta} \quad [3]$$

dove \hat{w}_f^r è il salario di riserva predetto, $\ln(\text{tot})$ è la durata complessiva della disoccupazione espressa in logaritmi e l'anno di riferimento per le covariate è quello del salario accettato.

Dati e stima del salario di riserva alla fine del periodo di disoccupazione

Il campione che abbiamo estratto dalle 8 ondate disponibili dell'ECHP 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, dal salario accettato e alla durata della disoccupazione⁵.

Fanno parte del campione 1543 (2901 osservazioni) individui le cui caratteristiche socio-demografiche riflettono sostanzialmente la struttura della disoccupazione in Italia nel periodo in esame (Tabella 1 in appendice). 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-universitaria⁶
- 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

⁵ La tecnica utilizzata per rimuovere gli outliers è quella che in Stata viene denominata Hadimvo, derivate dalla procedura implementata da Hadi (2002 e 2004).

⁶ Istruzione di livello alto (ISCED 5 – 7) laurea; livello medio (ISCED 3) diploma; livello basso (ISCED 0 – 2) meno del diploma.

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)
- La lunghezza mediana del periodo di disoccupazione completo, per chi cioè rientra nell'occupazione durante il periodo di osservazione, 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 6 mesi.
- 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%).

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 comporta⁷. 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 il problema della misurazione chiedendo prima le ore e poi il salario corrispondente. Poiché, tuttavia, non sottovalutiamo le difficoltà di questo approccio abbiamo condotto l'analisi descrittiva sia sui salari orari che mensili. Una volta appurato in sede di analisi descrittiva che, ai fini di questa analisi, non emergono differenze significative fra salario orario e salario mensile in sede di stima econometria, ci siamo limitati a considerare il salario orario.

La stima del salario orario di riserva in funzione della durata della disoccupazione è riportata nella tabella A.2 . I valori medi e mediani del salario predetto sulla base dei coefficienti stimati sono invece riportati qui di seguito. Il confronto fra i valori medi predetti e quelli di riserva rilevati dall'indagine nel corso della disoccupazione conferma l'aspettativa che il salario di riserva continua generalmente a diminuire anche nella fase finale della disoccupazione - il primo è, infatti, mediamente, inferiore al secondo - e ciò depone a favore dell'affidabilità della procedura abbiamo adottato.

Tabella 1. Valori medi e mediani del salario di riserva rilevato e predetto

	SALARIO ORARIO DI RISERVA OSSERVATO		SALARIO ORARIO DI RISERVA PREDETTO	
	MEDIANA	MEDIA	MEDIANA	MEDIA
Maschi				
CENTRO – NORD	4,45	4,88	4,39	4,74
SUD	4,71	5,07	4,42	4,66
Femmine				
CENTRO – NORD	4,24	4,77	4,35	4,43
SUD	4,51	4,72	4,01	4,30
Totale				
CENTRO – NORD	4,68	4,96	4,32	4,54
SUD	4,30	4,82	4,28	4,56

⁷ Vale la pena ricordare che questa è l'impostazione che caratterizza l'analisi marginalista, mentre molti degli economisti 'classici' non la condividerebbero.

Salari di riserva e salari accettati: analisi delle distribuzioni

Siamo ora in grado di affrontare sistematicamente l'analisi dello scarto fra salario accettato e salario di riserva. Lo facciamo usando i valori rilevati dall'indagine e quelli da noi predetti, ovvero stimati in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione.⁸

Per operare il confronto ci serviamo innanzitutto dei valori mediani delle tre distribuzioni di interesse e della ispezione visiva di semplici stime kernel delle medesime, 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.

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 rilevanti.

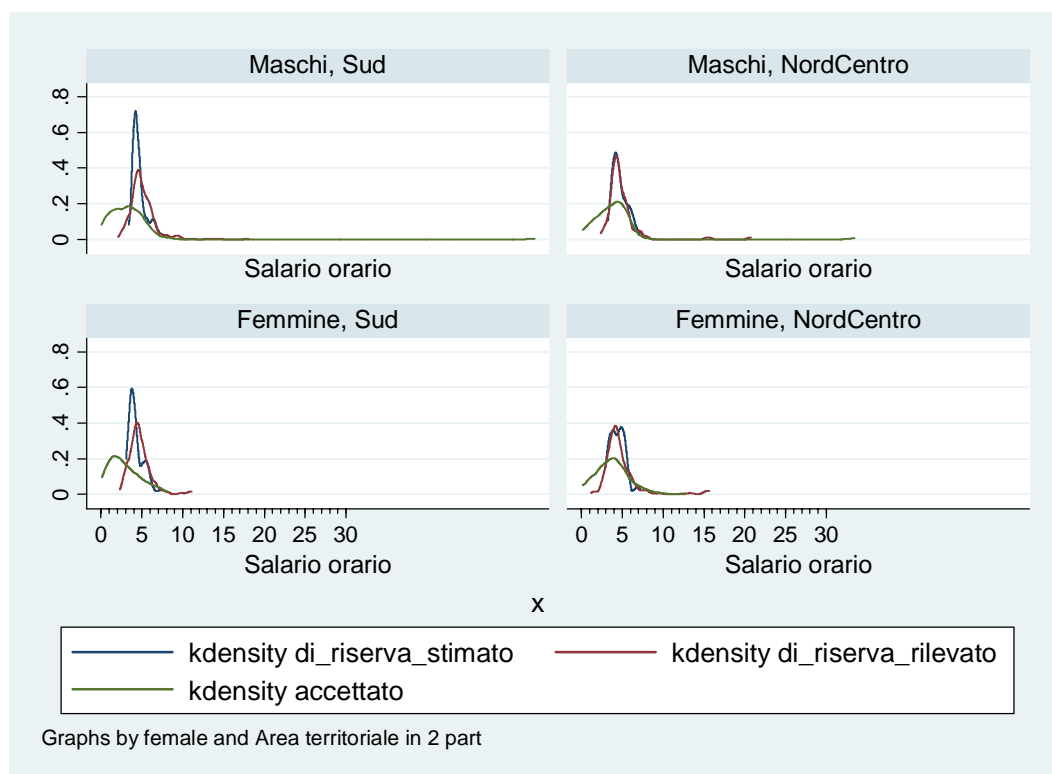
Calcolato a prezzi 1995 e riferito al complesso degli occupati, il valore mediano del salario orario per il complesso degli occupati è di € 5,35 nell'intervallo 1994-2000; scende a € 3,17 per il salario accettato da coloro che rientrano dalla disoccupazione in un generico anno t di questo stesso intervallo. A sua volta il salario accettato risulta inferiore sia al salario di riserva (mediano) rilevato dall'indagine nel corso della disoccupazione sia di quello da noi stimato alla fine della disoccupazione. La differenza è, rispettivamente di -.32,6 e di -29 percento e riflette un aumento della dispersione nella distribuzione dei salari accettati a favore soprattutto della coda sinistra della distribuzione⁹.

Il quadro è però profondamente diverso al Nord e al Sud del paese, ancor più che fra uomini e donne. I disoccupati meridionali maschi che hanno trovato lavoro nel periodo registrano uno scarto del -34,91 percento fra il valore mediano del salario di riserva predetto e quello effettivamente accettato contro il -17,14% per i maschi del Centro-Nord. I valori corrispondenti per le donne sono il -41 e il -9,12% (figura 1). È importante sottolineare che la maggiore 'rinuncia' che si riscontra per il Sud non riflette (o solo in minima parte) il fatto che il salario di riserva è più alto in partenza fra i disoccupati meridionali. In termini mediani ed orari, il salario di riserva rilevato per il Mezzogiorno supera quello del Centro Nord di circa 9 punti percentuali (Tabella 1), troppo poco per dar conto della sperequazione territoriale nella misura della rinuncia. Torneremo su questo punto in sede di conclusioni

Figura 1. Salari di riserva e salario accettato per circoscrizione e genere (valore orario)

⁸ Si noti che ipotizziamo la coincidenza fra salario accettato al momento dell'ingresso nell'occupazione e salario effettivo rilevato dall'indagine. Tuttavia, il rischio che si corre è quello di sottovalutare e non di sopravvalutare quella che chiamiamo rinuncia al momento dell'accettazione. Se salario inizialmente accettato e salario medio rilevato divergono, infatti, è più probabile che il primo sia inferiore e non superiore al secondo.

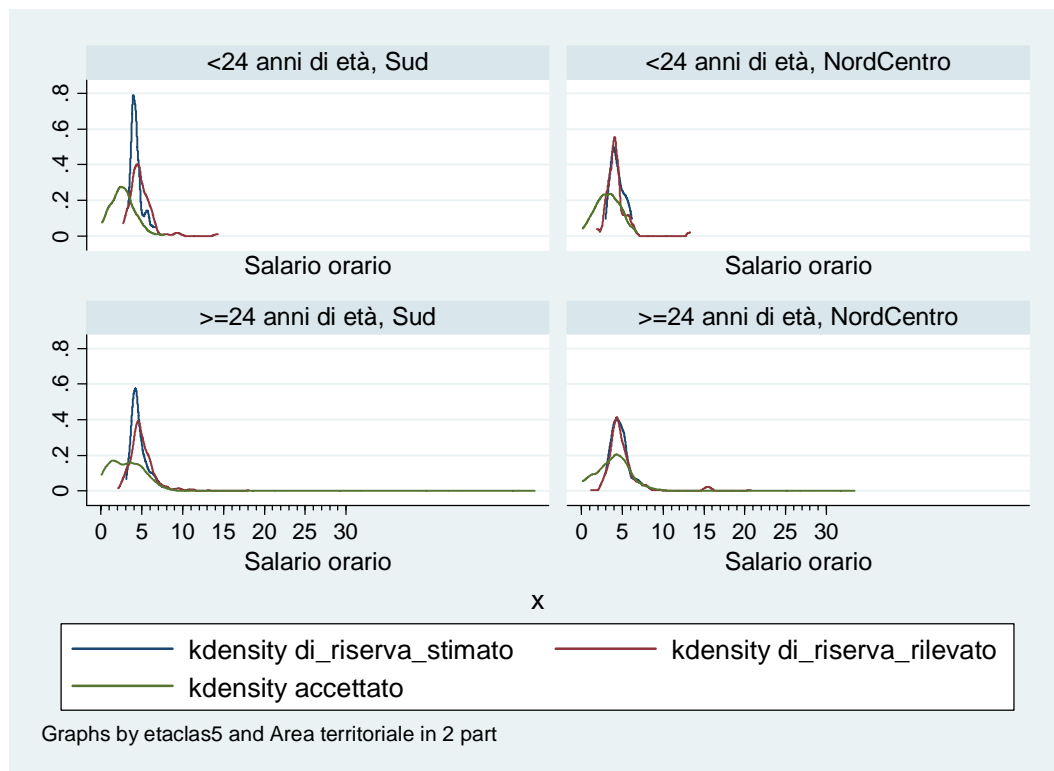
⁹ Notiamo che la dispersione è minore per i salari di riserva predetti che per quelli rilevati, ciò è inevitabile dato che la seconda è frutto di una stima.



Valore mediano	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	4,45	4,39
Sud e Isole	3,03	4,71	4,42
Femmine: Nord - Centro	3,82	4,24	4,35
Sud e Isole	2,53	4,51	4,01

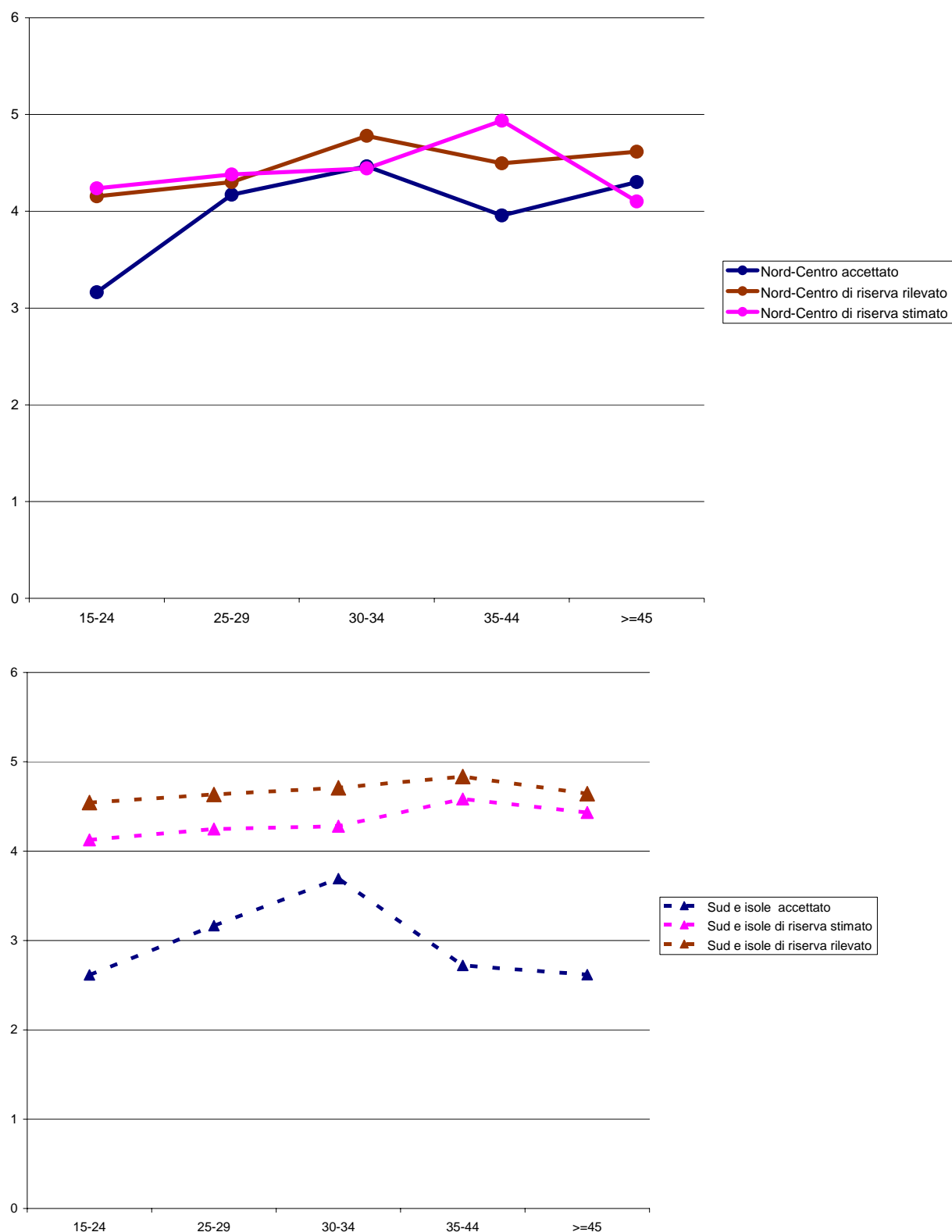
La disaggregazione rispetto all'età ripropone abbastanza fedelmente la divisione territoriale evidenziata nell'aggregato (figura 2), salvo una differenza degna di nota (figura 3). Mentre, cioè, il profilo per età dei salari effettivamente accettati è abbastanza piatto fino ai 35 anni e rimane sistematicamente al di sotto del profilo del salario di riserva predetto in entrambe le aree del paese, al Nord sembra operare un effetto 'apprendimento' in linea con quanto sostiene la teoria. Qui, infatti, il profilo dei salari di riserva (predetti e rilevati) tende a convergere a quello del salario di ingresso man mano che ci si avvicina ai 34 anni, con richieste salariali in diminuzione man mano che si passa dai giovanissimi ai meno giovani. Nessun effetto apprendimento è invece visibile nel Meridione.

Figura 2 Salario di riserva e accettato per circoscrizione ed età.



Valore mediano	Salario orario accettato	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di riserva stimato in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione
Nord – Centro <24 anni di età	3,16	4,15	4,24
>= 24 anni di età	4,04	4,51	4,49
Sud e Isole < 24 anni di età	2,61	4,54	4,13
>= 24 anni di età	3,09	4,70	4,35

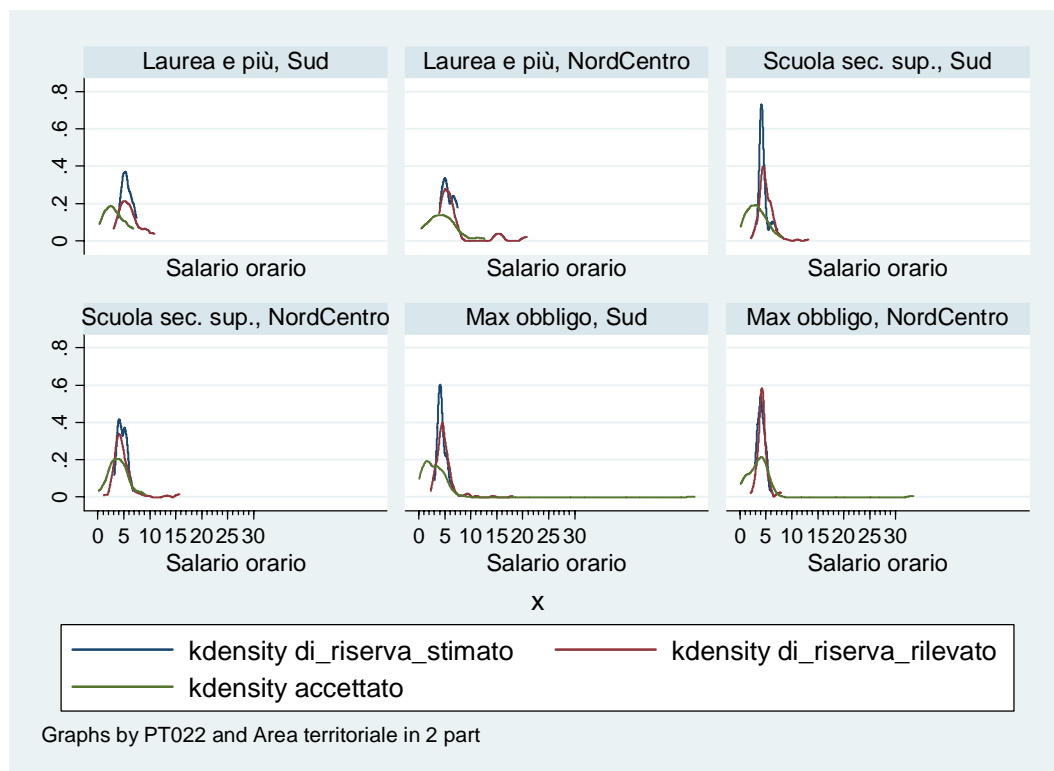
Figura 3. Profilo per età del salario accettato e di riserva (valori mediани, 1994-2000)



Anche l'analisi per grado di istruzione 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 la diversa penalizzazione all'ingresso dei disoccupati più istruiti nelle due circoscrizioni. Al momento dell'ingresso nell'occupazione i laureati del Centro Nord accettano una riduzione delle proprie richieste pari a poco più del 20 percento, mentre, i laureati meridionali accettano salari mediani inferiori del 50% rispetto alle proprie richieste (figura 4). Qualunque ne siano le ragioni, pochi dati esprimono così eloquentemente lo svantaggio della forza lavoro istruita meridionale.

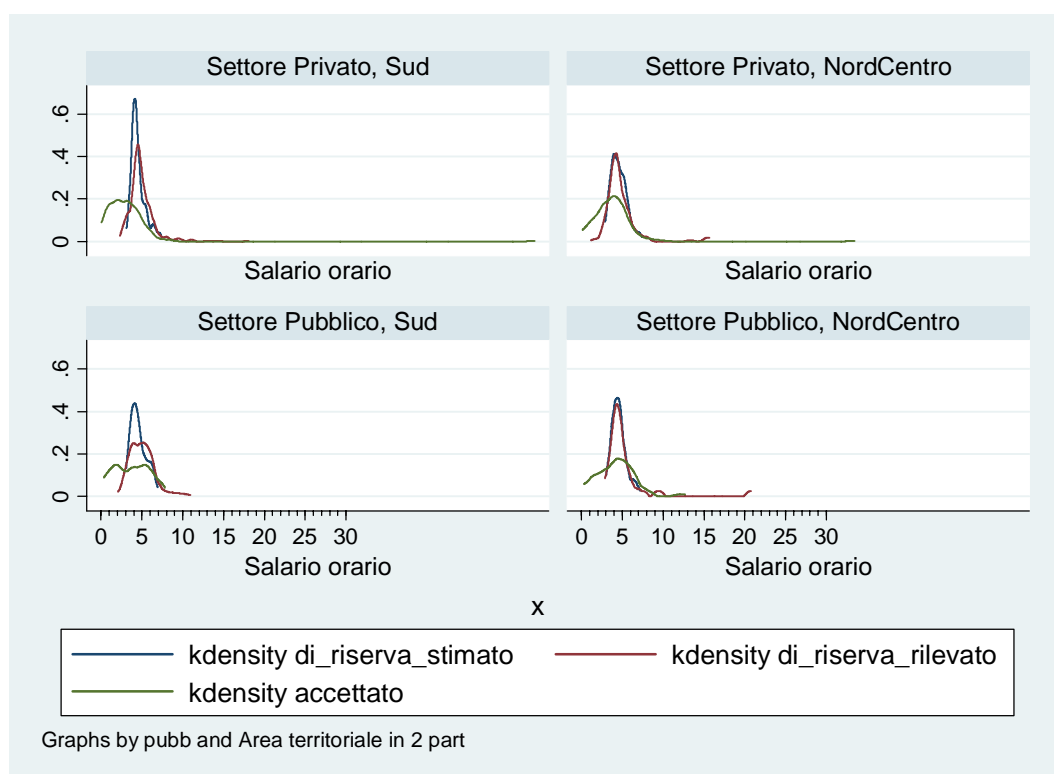
Figura 4. Salari di riserva e di ingresso per circoscrizione e grado di istruzione



Valori mediani	Salario orario di ingresso rilevato	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di riserva stimato in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione
Nord – Centro: Fino alla media inferiore	3,55	4,23	4,06
Media superiore	3,79	4,30	4,62
Laurea	4,48	5,45	5,52
Sud e Isole: Fino alla media inferiore	2,65	4,54	4,22
Media superiore	3,03	4,71	4,26
Laurea	2,78	5,64	5,46

Lo svantaggio comparato dei disoccupati meridionali altamente istruiti è alto a dispetto di un effetto di ‘sostegno’ del settore pubblico: al Sud, il differenziale fra valore mediano del salario accettato dai laureati e quello di riserva predetto è di soli -19 punti percentuali per chi è entrato nel settore pubblico rispetto ai 39 registrati da quello privato (figura 5). Al Nord entrambi i differenziali sono molto più modesti, rispettivamente - 14 e -10 percento.

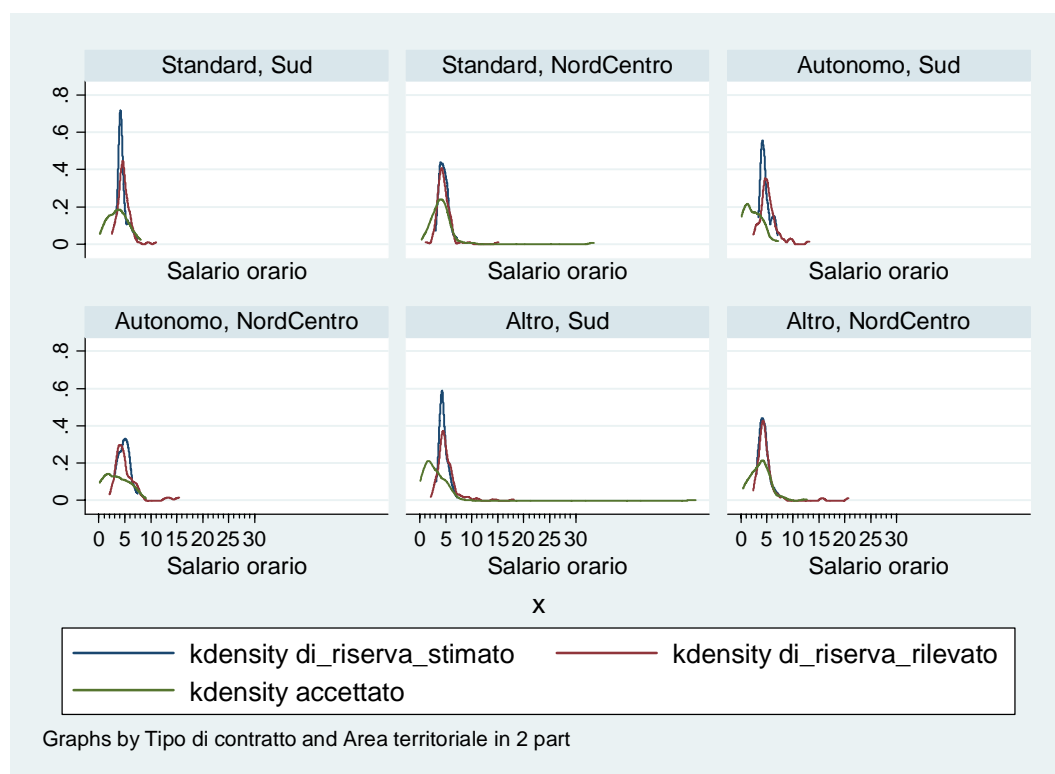
Figura 5. Salari accettati e di riserva per circoscrizione e settore pubblico/privato.



Valore mediano	Salario orario di riserva rilevato	Salario orario di ingresso rilevato	Salario orario di riserva stimato in corrispondenza dell'uscita dalla disoccupazione
Nord – Centro:			
Privato	3,63	4,30	4,38
Pubblico	4,33	4,45	4,37
Sud e Isole			
Privato	2,71	4,63	4,31
Pubblico	4,00	4,84	4,35

Particolarmente significativa è la disaggregazione per tipo di contratto. Nel caso di contratto di lavoro standard a tempo indeterminato, infatti, la misura della rinuncia al momento dell'accettazione del lavoro non sale al di sopra del 14 percento (in termini di valori mediani) nemmeno al Sud del paese. Per contro raggiunge l' 11% al Nord e il 39,4% al Sud nel caso di contratti da lavoro dipendente non standard

(part.time incluso), con valori ancora superiori per il lavoro autonomo(-36,5% e - 55%)¹⁰. Dato che lavoro autonomo e contratti di lavoro non standard contano per il 68% dei nuovi ingressi o dei re-ingressi nell'occupazione, è evidente il peso che le nuove tipologie contrattuali stanno avendo nel 'calmierare' i salari di ingresso rispetto alle aspettative salariali.



Valori mediani	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	4,01	4,30	4,43
Lavoro autonomo	3,10	4,39	4,89
Altro	3,60	4,30	4,29
Sud e Isole:			
Contratto standard	3,77	4,61	4,25
Lavoro autonomo	2,15	4,94	4,34
Altro	2,65	4,62	4,34

Riassumendo quanto è emerso fino ad ora, le diverse caratteristiche dal lato dell'offerta o della domanda influenzano la misura in cui i 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,

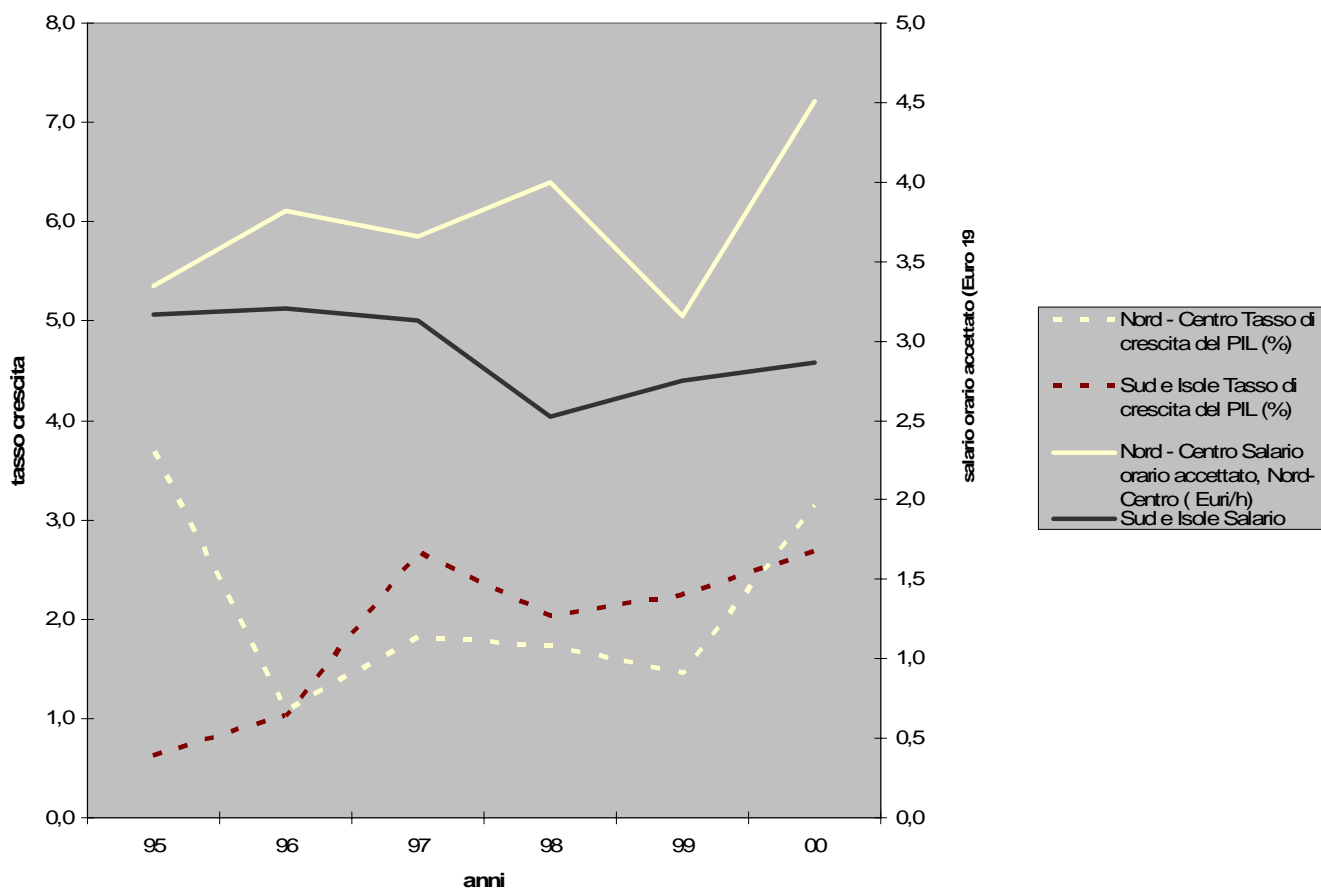
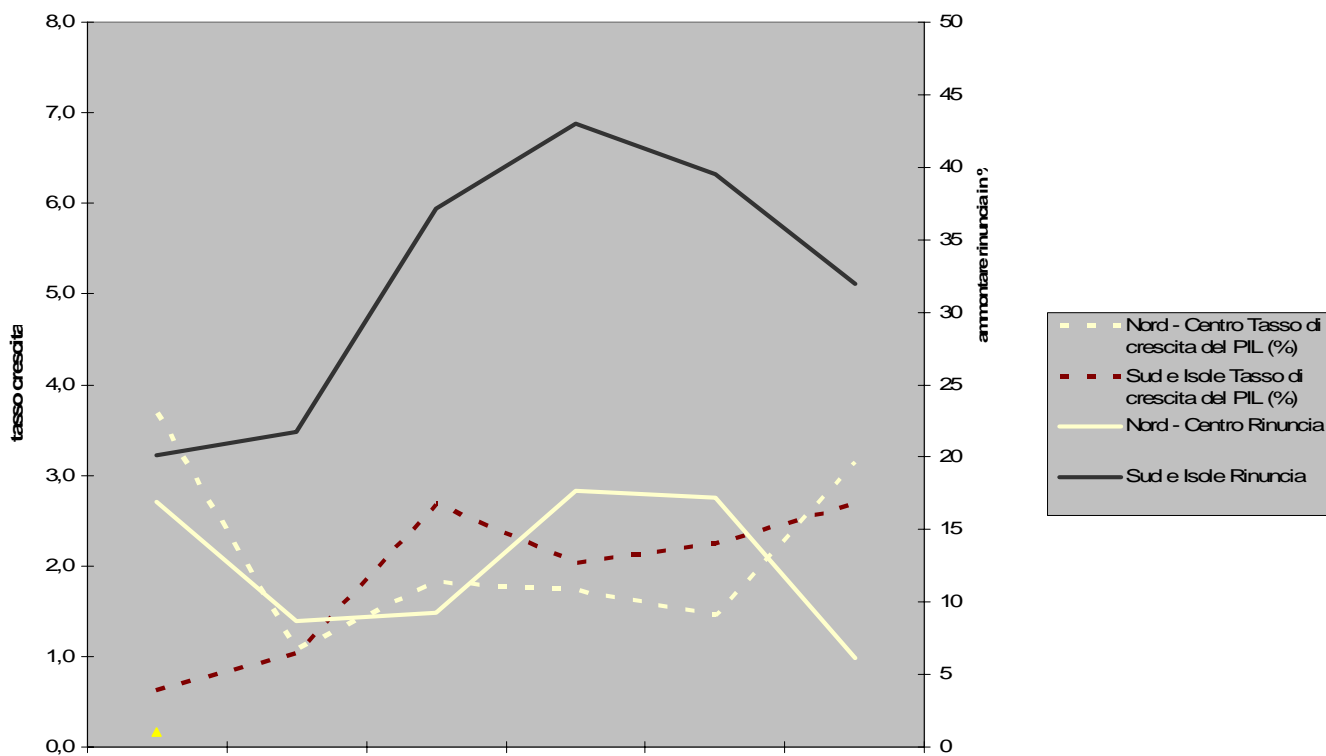
¹⁰ Lavoro autonomo così come convenzionalmente definito, non lavoro parasubordinato. Per "Altro" si intende contratti di lavoro in apprendistato o altro training sul lavoro e contratti a tempo determinato, o brevi e casuali.

Note Conclusive

Il compito che ci siamo proposte in questo lavoro è duplice: verificare se, in Italia, i salari accettati al momento dell'ingresso o del reingresso nell'occupazione siano almeno pari al salario di riserva, come vuole la teoria della *job search*, o non invece inferiori, come suggeriscono i dati del panel ECHP; documentare il comportamento dell'eventuale scarto fra le due grandezze su base territoriale e in funzione delle principali caratteristiche socio-demografiche e del posto di 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 servendoci di un'analisi delle rispettive distribuzioni

I risultati confermano quanto emerge dai dati grezzi, che, cioè, il salario accettato è mediamente inferiore a quello di riserva stimato per il periodo terminale della disoccupazione. La misura di questo scarto o 'rinuncia' varia in qualche misura in funzione delle caratteristiche personali dei disoccupati, ma soprattutto ripropone un forte scarto Nord-Sud qualunque siano tali caratteristiche. In media, nel Centro-Nord la 'rinuncia' oscilla da un minimo del 6.2% e un massimo del 17.7% percento nel periodo considerato mentre minimo e massimo raggiungono, rispettivamente, il 20.1 e il 43% nel Sud-Isole (figura 6). 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) di ingresso sono più bassi al Sud rispetto al Nord ed hanno continuato a diminuire nel sestennio considerato (figura 6).

Figura 6. Salario accettato, rinuncia stimata e tasso di crescita del PIL, 1995-2000



I risultati che otteniamo, dunque, sollevano dubbi sulla teoria o sulla misurazione del salario di riserva. L'ammontare della rinuncia (mediana) registrata per il Centro-Nord è importante ma forse non così dirimente per la teoria, dati gli inevitabili margini di errore in sede di rilevazione statistica, da una parte, e le altrettanto inevitabili approssimazioni in sede di stima econometrica, dall'altra. Il fattore approssimazione non può però bastare a dar conto delle proporzioni che la rinuncia alle proprie richieste salariali originali assume nel Mezzogiorno. Rimane quindi il dubbio se il concetto identificato dalla teoria abbia una qualche rispondenza nel comportamento effettivo dei disoccupati e su cosa esattamente misuri il salario di riserva che si riesce a rilevare. Risolvere questi dubbio va al di là degli scopi di questo lavoro, ma, come abbiamo notato, l'interrogativo maggiore che pongono i nostri risultati è un altro e riguarda il comportamento dei salari all'ingresso nel Mezzogiorno nel periodo in esame rispetto a quelli del Centro-Nord.

E' plausibile che una domanda di lavoro più debole contribuisca a spiegare il divario territoriale nei valori e nell'andamento dei salari all'ingresso, ma in quanto dato strutturale più che congiunturale. Come evidenzia la figura 6, non vi è una relazione chiara fra ammontare della rinuncia nelle due circoscrizioni e rispettiva dinamica del PIL o fra quest'ultima e l'andamento dei salari accettati (a prezzi del 1995). In parte ciò può essere dovuto al fatto che il periodo di riferimento è troppo breve perché si possa identificare una qualche relazione fra queste grandezze e il ciclo. In parte, però, i fattori in gioco possono essere altri.

Un fattore potenzialmente interessante è il peso dei contratti di lavoro non standard nelle assunzioni dei disoccupati. Ricordiamo che i contratti di assunzione dei disoccupati nel nostro campione che hanno trovato lavoro nel sestennio in esame sono 'standard' (full-time a tempo determinato) solo nella misura del 32% in media nazionale e del 30% al Sud. L'ipotesi che proponiamo è che la combinazione di una domanda di lavoro strutturalmente più debole e di una maggiore flessibilità contrattuale stiano di fatto erodendo il vantaggio in termini di costo della vita al Sud del paese per i nuovi entranti e coloro che rientrano nel mercato del lavoro. Gabbie salariali di fatto, quindi, anche se limitatamente ad alcuni segmenti del mercato.

Riferimenti Bibliografici

- Addison, J.t., Centeno, M., Portugal, P. (2005) Three Weddings and (Maybe) a Funeral: Revisiting Job Search Theory, Manuscript presented at conference on European Labor Market and Education, Banco de Portugal.
- 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.
- 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.
- Hadi, A. S. (1992), "Identifying Multiple Outliers in Multivariate Data," *Journal of the Royal Statistical Society, Series (B)*, 54, 761-771.
- 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)*, 56, 393-396.
- Lancaster, T., (1985), “Simultaneous equation models in applied search theory”, *Journal of Econometrics*, 28, pp. 113-126.
- Lancaster, T., Chescher, A.D., (1983), “An econometric analysis of reservation wage”, *Econometrica*, 51, 1661-1676.
- 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*, n. 2, pp.115-123.
- Prasad E. E. (2003), “What determines the reservation wages of unemployed workers? New evidence from German micro data”, *IZA Discussion paper*, No. 694.
- Sestito, P., Viviano, E., (2004), *Interpreting reservation wage*, Manuscript presented at Brucchi Luchino workshop, Firenze

Appendice

Tabella A.1.

Principali Variabili	Tutti gli inoccupati inclusi nella stima delle equazioni [1] e [2] N. Osservazioni 2901		Sottoinsieme degli inoccupati che hanno trovato lavoro N. Osservazioni 649	
	Mediana	Media	Mediana	Media
Salario orario di riserva rilevato (euro/h)	4,70	4,94	4,54	4,91
Salario orario di riserva stimato(euro/h)			4,34	4,55
Salario orario accettato(euro/h)			3,17	3,41
Durata della disoccupazione completa (mesi)			24	31,64
Durata della disoccupazione trascorsa (mesi)	6	19,03	11	23,18
Relazione con il capofamiglia				
Figlio (1/0)		58,5		57,8
Coniuge (1/0)		20,9		15,1
Atro parente (1/0)		3,1		2,6
Capofamiglia (1/0)§		17,6		24,5
Stati civile				
Sposato		36,81		36,83
Classe di età				
15 – 24		32,7		27,7
25 – 29		23,5		29,0
30 – 34		14,0		15,7
35 – 44		17,1		17,6
>=45		12,7		10,01
Età media	28	31,24	28	30,98
Titolo di studio				
Fino alla scuola media		53,3		48,8
Media superiore o diploma		40,0		43,6
Titolo universitario e oltre		6,7		7,6
Luogo di residenza				
Sud e isole		74,4		64,56

Genere				
Femmine		50,5		40,67
Esperienze di lavoro 		47,3		57,16
Media delle offerte di lavoro nell'area	0,031	0,034	0,033	0,035
Condizione di Salute(ç)	3	2,74	3	2,78
Tasso di crescita del PIL nell'area	1,72	1,87	1,78	2,07
Presenza di minori (0 15 anni) 		35,4		33,28
Settore in cui lavora				
Lavora nel settore Pubblico				16,6
Tipo di lavoro				
Lavoratore autonomo				15,7
Contratto a tempo indeterminato				32,2
Altri contratti				52,1

§Variabile esclusa

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

Tabella A.2

Stima del salario di riserva in funzione della disoccupazione (equazione [2])

(Con correzione per la selezione campionaria)

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
lndur_prewr4	2901	18	2.827421	-2.5406	121.92	0.0000
lnresor	2901	17	.3325082	-0.4760	234.32	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lndur_prewr4					
lnresor	9.190137	14.14297	0.65	0.516	-18.52958 36.90985
figlio	-.5615164	1.458779	-0.38	0.700	-3.42067 2.297637
coniuge	-1.394008	1.10403	-1.26	0.207	-3.557868 .7698515
altropar	.2326807	.5316793	0.44	0.662	-.8093916 1.274753
married	.4881805	.5133758	0.95	0.342	-.5180176 1.494379
lowschool	1.343992	2.554438	0.53	0.599	-3.662615 6.350599
medschool	1.466774	2.250133	0.65	0.514	-2.943406 5.876954
regular	.7562149	1.009006	0.75	0.454	-1.221401 2.733831
abiling2	-.078703	.1567989	-0.50	0.616	-.3860231 .2286171
lnredfamne~o	-.1346515	.2165505	-0.62	0.534	-.5590827 .2897796
sudis	-2.931498	4.230436	-0.69	0.488	-11.223 5.360004
etaclas5	1.09998	1.403033	0.78	0.433	-1.649913 3.849874
female	-.9848405	.6866707	-1.43	0.152	-2.33069 .3610093
esper	.6964047	.6811451	1.02	0.307	-.6386153 2.031425
lnmedoff	-2.525126	6.795688	-0.37	0.710	-15.84443 10.79418
salute	.7871671	.9471745	0.83	0.406	-1.069261 2.643595
lngrowt	-9.984411	8.992478	-1.11	0.267	-27.60934 7.640523
lambdanoccup	-4.2294	5.570852	-0.76	0.448	-15.14807 6.689269
_cons	-8.648937	17.53303	-0.49	0.622	-43.01305 25.71517
lnresor					
lndur_prewr4	-.1666259	.0642283	-2.59	0.009	-.292511 -.0407408
figlio	.1247163	.0988882	1.26	0.207	-.0691011 .3185337
coniuge	-.0588787	.0549199	-1.07	0.284	-.1665197 .0487622
altropar	.0220282	.0672506	0.33	0.743	-.1097805 .1538369
married	.0300699	.0397353	0.76	0.449	-.0478099 .1079497
lowschool	-.2280461	.0446398	-5.11	0.000	-.3155384 -.1405537
medschool	-.1553889	.0345529	-4.50	0.000	-.2231113 -.0876665
regular	-.0509678	.0179763	-2.84	0.005	-.0862008 -.0157349
abiling2	-.0145419	.0194837	-0.75	0.455	-.0527292 .0236454
lnredfamne~o	.0134962	.0080026	1.69	0.092	-.0021886 .029181
sudis	.2303984	.1017316	2.26	0.024	.0310082 .4297887
etaclas5	-.0490578	.0570067	-0.86	0.389	-.1607888 .0626732
female	-.0677323	.0465211	-1.46	0.145	-.158912 .0234474
salute	-.0315816	.0201196	-1.57	0.116	-.0710154 .0078522
hd015c	-.0228442	.0167964	-1.36	0.174	-.0557646 .0100763
lngrowt	-.3765201	.7180015	-0.52	0.600	-1.783777 1.030737
lambdanoccup	.2415095	.1573087	1.54	0.125	-.0668099 .549829
_cons	1.720404	.2501381	6.88	0.000	1.230143 2.210666

Endogenous variables: lndur_prewr4 lnresor

Exogenous variables: figlio coniuge altropar married lowschool medschool
regular abiling2 lnredfamnetto sudis etaclas5 female esper lnmedoff
salute lngrowt lambdanoccup hd015c

(Senza correzione per la selezione campionaria)

Three-stage least-squares regression (SENZA LAMBDA)

Equation	Obs	Parms	RMSE	"R-sq"	chi2	P
lndur_prewr4	2901	17	3.168934	-3.4476	100.54	0.0000
lnresor	2901	16	.2894802	-0.1187	303.42	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lndur_prewr4					
lnresor	10.67084	17.41363	0.61	0.540	-23.45926 44.80093
figlio	1.592184	1.652709	0.96	0.335	-1.647067 4.831434
coniuge	-.1661025	.6437817	-0.26	0.796	-1.427891 1.095686
altropar	1.463418	1.846628	0.79	0.428	-2.155906 5.082743
married	-.3293175	.7611004	-0.43	0.665	-1.821047 1.162412
lowschool	2.762169	4.698539	0.59	0.557	-6.446798 11.97114
medschool	2.239291	3.499293	0.64	0.522	-4.619197 9.097778
regolar	.4862014	.7199505	0.68	0.499	-.9248757 1.897279
abiling2	-.0973925	.1721969	-0.57	0.572	-.4348921 .2401072
lnredfamne~o					
sudis	-.1579418	.2687013	-0.59	0.557	-.6845868 .3687031
etaclas5	-.3867065	.6590529	-0.59	0.557	-1.678426 .9050135
female	.2406466	1.112348	0.22	0.829	-1.939515 2.420808
esper	.5102033	.4946781	1.03	0.302	-.4593479 1.479755
lnmedoff	-1.555577	7.870323	-0.20	0.843	-16.98113 13.86997
salute	.3691701	.44808	0.82	0.410	-.5090505 1.247391
lngrowt	-17.43635	19.41335	-0.90	0.369	-55.48581 20.6131
_cons	-18.12375	31.86126	-0.57	0.569	-80.57067 44.32318
lnresor					
lndur_prewr4	-.1108595	.0553347	-2.00	0.045	-.2193135 -.0024055
figlio	-.0245324	.0410994	-0.60	0.551	-.1050859 .056021
coniuge	-.0955978	.0385046	-2.48	0.013	-.1710655 -.0201302
altropar	-.06058	.0411106	-1.47	0.141	-.1411554 .0199953
married	.0637842	.0269333	2.37	0.018	.0109958 .1165725
lowschool	-.2804895	.0244603	-11.47	0.000	-.3284308 -.2325483
medschool	-.1884723	.0253625	-7.43	0.000	-.2381818 -.1387627
regolar	-.0349968	.0120326	-2.91	0.004	-.0585803 -.0114133
abiling2	-.0087248	.0168995	-0.52	0.606	-.0418472 .0243976
lnredfamne~o					
sudis	.0138875	.0069657	1.99	0.046	.000235 .0275399
etaclas5	.0732743	.0143617	5.10	0.000	.0451259 .1014228
female	.0335758	.0141894	2.37	0.018	.0057652 .0613865
female	-.1089343	.0277945	-3.92	0.000	-.1634106 -.0544581
salute	-.011868	.0121153	-0.98	0.327	-.0356136 .0118776
hd015c	-.01744	.0145727	-1.20	0.231	-.0460019 .0111219
lngrowt	.3219797	.5562295	0.58	0.563	-.7682102 1.412169
_cons	2.017409	.1029869	19.59	0.000	1.815558 2.219259

Endogenous variables: lndur_prewr4 lnresor

Exogenous variables: figlio coniuge altropar married lowschool medschool
 regular abiling2 lnredfamnetto sudis etaclas5 female esper lnmedoff
 salute lngrowt hd015c