



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di Laurea Specialistica in
SCIENZE STATISTICHE, ECONOMICHE, FINANZIARIE ED AZIENDALI

TESI DI LAUREA

LA VALUTAZIONE D'IMPATTO
DELLE LISTE DI MOBILITÀ
UTILIZZANDO LA BASE DATI WHIP

Relatore: Ch.mo Prof. UGO TRIVELLATO

Correlatore: Ch.mo Prof. ADRIANO PAGGIARO

Laureando: NADIR ZANINI

ANNO ACCADEMICO 2006 – 2007

INDICE GENERALE

Introduzione e sommario.....	5
1. Liste di mobilità: aspetti normativi salienti e interrogativi sugli effetti.....	11
1.1 L'impresa e il ricorso alla mobilità.....	12
1.2 L'iscrizione alle liste di mobilità: i benefici economici al lavoratore.....	12
1.3 Le aziende che assumono dalle liste: gli incentivi al reimpiego.....	15
1.4 Gli effetti della politica.....	17
2. Per la valutazione della mobilità: l'importanza dei dati a disposizione.....	19
2.1 Breve storia della valutazione degli effetti della mobilità: strategie e dati finora utilizzati.....	20
2.2 I dati a disposizione: WHIP per una valutazione della mobilità.....	23
2.2.1 Una panoramica sui dati a disposizione.....	23
2.2.2 WHIP e valutazione della mobilità: pregi e difetti.....	24
3. Abbinamento e prime evidenze descrittive.....	27
3.1 L'abbinamento tra archivi.....	28
3.2 Il campione di riferimento.....	30
3.3 La durata della permanenza in lista.....	34
3.4 Storia lavorativa e tassi di occupazione.....	37
4. Stima dell'effetto anno aggiuntivo.....	41
4.1 Il disegno di valutazione adottato.....	42
4.2 Due possibili strategie di valutazione.....	44
4.2.1 <i>Regression discontinuity design</i>	44
4.2.2 <i>Propensity-score matching</i>	45
4.3 Il gruppo di riferimento e le prime evidenze emerse.....	47
4.4 La specificazione del <i>propensity score</i> e il <i>matching</i>	50
4.5 Test per la presenza di selection bias.....	52
4.6 La stima dell'impatto dell'anno aggiuntivo.....	54
Appendice A I dati utilizzati: dalla fonte alle variabili a disposizione.....	69
Appendice B La predisposizione del <i>dataset</i> per la procedura di <i>record linkage</i> ...	75
Riferimenti bibliografici.....	77
Ringraziamenti.....	81

Introduzione e sommario

Il 23 luglio del 1991 il Parlamento italiano emana la legge n. 223, con la quale vengono delimitati la nozione e il contorno applicativo dei cosiddetti licenziamenti collettivi, che si verificano quando «*imprese che occupino più di quindici dipendenti [...] e che, in conseguenza di una riduzione o trasformazione di attività o di lavoro, intendano effettuare almeno cinque licenziamenti, nell'arco di centoventi giorni*»¹.

Oltre a disciplinare i comportamenti di lavoratori, aziende, enti collettivi e amministrazioni pubbliche coinvolti, appunto, in queste situazioni, il legislatore si preoccupa, peraltro, di offrire ai disoccupati una nuova misura di sostegno al reddito. Previa la verifica di alcune condizioni, infatti, l'individuo che risulti oggetto di un licenziamento collettivo viene iscritto alle liste di mobilità, a cui è associata la percezione di una indennità, un trasferimento monetario a carico dell'Istituto Nazionale di Previdenza Sociale².

La permanenza dell'individuo nelle liste non è tuttavia illimitata, bensì interrotta qualora questo trovi una nuova occupazione o, nel caso ciò non accada, esaurisca il periodo massimo di iscrizione concessogli. A riguardo va detto che la legge prevede una durata massima di permanenza in lista determinata in relazione ad età e provenienza geografica dei disoccupati. Tale differenziazione porta a proteggere maggiormente dalle conseguenze della disoccupazione i soggetti più anziani e, a parità di età, gli iscritti alle liste provenienti dal Meridione. In questo modo, il *policy maker* intende tener conto, da un lato, della preferenza accordata ai più giovani da parte delle imprese che devono procedere a nuove assunzioni, dall'altro, delle sfavorevoli condizioni economiche che contraddistinguono il sud del Paese.

Va riconosciuto inoltre che la più lunga durata potenziale dell'indennità di mobilità concessa ai lavoratori meno giovani potrebbe scoraggiarne maggiormente la ricerca di lavoro, prolungandone così il periodo di disoccupazione. Per un altro verso, il legislatore si preoccupa di favorire il rientro nell'occupazione degli iscritti alle liste e fornisce loro una sorta di “dote” che consiste in un generoso *bonus* fiscale e nel trasferimento di parte dell'indennità residua al nuovo datore di lavoro. Al fine di promuovere il ritorno ad una nuova occupazione il più sollecitamente possibile, questa dote è tanto più elevata quanto maggiore è il tempo ancora spendibile in lista.

¹ Cfr. art. 24, 1° co., legge n. 223/1991.

² Nel seguito semplicemente INPS.

Quanto appena detto descrive nelle linee essenziali l'istituto della mobilità. Esso si presenta dunque come una politica del lavoro del tutto particolare, nuova per il nostro Paese. Innanzitutto, per la varietà di pacchetti di benefici somministrati a disoccupati e imprese che li assumono, definiti in relazione a condizioni oggettive del lavoratore stesso e dell'impresa di provenienza. In secondo luogo per la combinazione di due dimensioni, "passiva" e "attiva", di politica del lavoro: quella passiva rappresentata dall'indennità di mobilità; quella attiva costituita da un insieme di incentivi al reimpiego destinati all'impresa che assuma il lavoratore in lista.

Questa compresenza di elementi "attivi" e "passivi" rende particolarmente interessante lo studio degli esiti di questo istituto. In particolare è cruciale stimarne l'effetto netto, verificando se il reingresso nel mercato del lavoro degli iscritti alle liste sia facilitato o se, all'opposto, semplicemente ritardato.

Lo stimolo che muove questa tesi è proprio quello di descrivere la realtà di una politica dagli esiti così incerti come le liste di mobilità attraverso un accurato studio empirico esteso all'intero Paese. Tuttavia un'analisi descrittiva, seppur anch'essa informativa, è per sua natura insufficiente a rispondere all'interrogativo sollevato, poiché inadatta a identificare relazioni di causa-effetto. Si rende perciò necessaria una valutazione dell'effetto delle liste di mobilità basata su tecniche statistiche costruite *ad hoc*.

In particolare, poiché è previsto che tutti gli ammissibili al trattamento di mobilità vengano sottoposti al programma, identificare un adeguato gruppo di controllo risulta impraticabile. Tuttavia, è possibile sfruttare il fatto che l'istituto in questione ha durata di 12 mesi per gli iscritti con meno di 40 anni, ma concede un anno aggiuntivo di permanenza in lista agli individui licenziati dopo il quarantesimo anno d'età; due anni in più agli ultracinquantenni (che hanno la possibilità di prolungare l'iscrizione fino al pensionamento). Per gli iscritti alle liste del sud, a questi termini vanno sommati ulteriori 12 mesi.

Si può dunque pensare di rivolgere l'attenzione alla ricerca di un impatto differenziale: in particolare, all'effetto dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista, concesso ai quarantenni nei confronti dei lavoratori più giovani, sulla probabilità di transitare ad una nuova occupazione.

A tale scopo risulta particolarmente interessante il *database* WHIP, contenente dati provenienti dagli archivi amministrativi dell'INPS e riferiti ad un campione 1:90 di lavoratori provenienti da tutta Italia, che tra il 1985 e il 1999 abbiano avuto almeno una posizione aperta nei confronti dell'Istituto. La base dati, resa disponibile dal Laboratorio R. Revelli – *Center for Employment Studies*, è suddivisa in varie sezioni. Particolarmente utili ai nostri fini

risultano quella riferita ai rapporti di lavoro avviati dagli individui del campione nel quindicennio considerato e quella riguardante le informazioni sugli episodi di iscrizione alle liste di mobilità per i lavoratori considerati da WHIP che abbiano beneficiato dell'indennità.

Vista la struttura del *database*, si è reso necessario condurre un *linkage* tra i *record* riferiti allo stesso individuo, ma presenti in archivi diversi, al fine di poter ricostruire la storia lavorativa precedente e posteriore l'inizio dell'episodio di mobilità dei lavoratori. L'abbinamento ha condotto all'identificazione del rapporto di lavoro che causa l'iscrizione in lista per circa l'87% del campione originario. Tuttavia, per circa il 16% degli iscritti la tipologia delle informazioni disponibili risulta differente, per cui si rende necessaria un'analisi separata e meno accurata. Per il rimanente 71% degli iscritti in mobilità tra il 1991 e il 1999 risulta invece possibile condurre un'analisi descrittiva che fornisca le prime evidenze circa il comportamento dei lavoratori in mobilità.

L'analisi di durata degli episodi di iscrizione alle liste, resa possibile dalle informazioni raccolte nell'archivio WHIP dedicato agli episodi di mobilità, mostra chiaramente come il comportamento degli individui varia notevolmente in funzione del tempo massimo di iscrizione loro concesso dalla legge n. 223/1991 e del genere degli individui. Più segnatamente, si osserva un comportamento diverso per gli iscritti nelle tre diverse classi d'età per le quali la durata della fruizione dei benefici risulta differenziata.

Per questo motivo, si sceglie di proseguire l'analisi considerando separatamente i 12 sottocampioni definiti in base a classe d'età, genere e provenienza geografica, al fine di controllare meglio l'eterogeneità individuale. Muovendo dagli esercizi di valutazione condotti nel recente passato³ e grazie alle storie lavorative ricostruite con la procedura di *record linkage*, si concentra l'attenzione sui tassi di occupazione registrati da 36 mesi prima a 36 mesi dopo la data di licenziamento. Ciò consente di rivolgere l'attenzione ad una finestra temporale più ampia di quella riferita al solo periodo di iscrizione in lista e verificare il comportamento degli individui nei 12 sottocampioni di riferimento.

L'evidenza empirica mostra senza ombra di dubbio come, a parità di mesi trascorsi in mobilità, le probabilità di transitare ad una nuova occupazione siano significativamente diverse per le tre classi d'età considerate, almeno al nord: i più giovani mostrano tassi più alti nei confronti dei quarantenni. Particolarmente ridotto è il numero degli ultracinquantenni che rientra nel mercato del lavoro, plausibilmente perché nel frattempo raggiungono i requisiti per il pensionamento (per questo motivo nel seguito sono esclusi dall'analisi di valutazione).

³ Si ricordano, tra gli altri, Anastasia *et al.* (2004), Paggiaro, Rettore e Trivellato (2005).

Quanto appena descritto, tuttavia, non fornisce un'indicazione circa gli effetti della politica, poiché non si può sapere se, *a priori*, individui trattati con pacchetti differenti di durata del beneficio siano tra loro paragonabili. In altre parole, le differenze osservate potrebbero essere dovute, oltre che alla percezione dell'indennità di mobilità per un periodo più lungo, anche a caratteristiche che rendono diversi gli iscritti nelle due classi d'età.

La strada seguita è dunque quella di sfruttare il contenuto informativo di WHIP, al fine di condurre un *propensity score matching* fra esposti e non esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista, ossia individui tra i 40 e i 49 anni e soggetti in età 18-39, separatamente per provenienza geografica e genere. L'abbinamento è condotto sulla base della storia lavorativa pregressa di ciascun lavoratore e di una serie di caratteristiche riferite all'ultimo rapporto di lavoro precedente l'episodio di mobilità.

La possibilità di confrontare i due gruppi è tuttavia condizionata alla verifica della presenza di *selection bias*, dovuta ragionevolmente alla ben nota influenza dell'età sulle opportunità occupazionali, poiché proprio l'età è la caratteristica che determina lo *status* (esposto, non esposto) di ciascun individuo nei confronti dell'anno aggiuntivo di iscrizione.

Per gli uomini, il test *ad hoc* utilizzato per la verifica della presenza di un effetto dell'età accetta l'ipotesi di assenza di *selection bias* solo restringendo il campione di riferimento ai soli individui iscritti alle liste con al più 47 anni, escludendo pertanto gli esposti più anziani che sembrano risentire maggiormente dell'effetto età. Le stime ottenute mostrano la presenza di un effetto differenziale negativo dell'anno aggiuntivo di trattamento sulle probabilità occupazionali. Tuttavia, l'impatto non risulta significativamente diverso da zero.

Per le donne, invece, il rifiuto dell'ipotesi di assenza di *selection bias* induce una certa cautela nell'interpretare le stime dell'impatto. In tal caso, infatti, non si è in grado di affermare se le stime negative riscontrate per queste lavoratrici dipendano dalla diversa età dei due gruppi o dall'impatto della politica.

Ciò è almeno in parte concorde ai risultati ottenuti da Anastasia *et al.* (2004) e Paggiaro, Rettore e Trivellato (2005) con dati riferiti a due province della regione Veneto ottenuti dall'abbinamento degli archivi delle liste con Netlabor. Tali analisi infatti non consentono conclusioni per le donne (a causa della presenza di effetto età), mentre conducono a stime dell'impatto negative per gli uomini, con la differenza che in quel caso risultano significativamente diverse da zero.

Complessivamente, si può affermare che le informazioni contenute nel *database* WHIP si sono rivelate adeguate all'obiettivo prefissato e alle strategie di valutazione attuate. Tuttavia, una maggiore dimensione del campione consentirebbe di affinare maggiormente l'analisi e

considerare sottocampioni riferiti, per esempio, a gruppi di regioni più ristretti (se non addirittura a regioni singolarmente). Questo problema riguarda principalmente il sud ed in particolare il gruppo delle donne, la cui scarsa numerosità campionaria ha reso la valutazione dell'impatto totalmente non interpretabile.

Il seguito della tesi è così organizzato. Nel capitolo 1 si descrive con maggiore dettaglio la politica in oggetto, le liste di mobilità. Il capitolo 2 è dedicato ad una sintetica ricognizione dei principali studi sulla mobilità finora condotti, con particolare riferimento alle strategie di analisi e soprattutto ai dati utilizzati dai vari ricercatori, così da poter effettuare un confronto con quelli a nostra disposizione (che sono dettagliatamente descritti nell'appendice A). Nel capitolo 3 si presenta una prima analisi descrittiva dei dati ottenuti dall'abbinamento dei vari archivi amministrativi forniti dal Laboratorio R. Revelli (la procedura di *record linkage* è descritta nell'appendice B). Alla strategia adottata allo scopo di ottenere una valutazione degli effetti dell'istituto della mobilità è dedicato il capitolo 4, che presenta anche i risultati finali.

Capitolo 1

LISTE DI MOBILITA': ASPETTI NORMATIVI SALIENTI E INTERROGATIVI SUGLI EFFETTI

L'istituto della mobilità è una politica del lavoro che ha come tratti distintivi la varietà di pacchetti di benefici offerti a disoccupati e aziende che li assumono e una doppia natura che combina una componente passiva, l'indennità di mobilità, ad una componente attiva, un insieme di incentivi al reimpiego per le imprese che assumano lavoratori iscritti alle liste.

Dovendo stabilire il campo d'applicazione della mobilità, la scelta è stata quella di riprendere i settori produttivi che rientrano in quello della Cassa integrazione guadagni straordinaria (nel seguito CIGS), ovvero imprese che occupino almeno 15 dipendenti al momento del licenziamento collettivo. Tuttavia sono tante le modifiche alla legge n. 223 che dal 1991 a oggi hanno progressivamente esteso il campo d'applicazione della mobilità. Tra queste va certamente menzionata la legge n. 236/1993, che ha decretato la possibilità di iscrizione alle liste anche ai lavoratori provenienti da imprese con meno di 15 addetti⁴, garantendo loro la componente attiva della politica, ma escludendone il diritto a quella passiva.

Per motivi che risulteranno più chiari nel seguito⁵, non ci occuperemo di questi ultimi individui, ma dei soli iscritti alle liste provenienti da imprese con più di 15 dipendenti, ovvero beneficiari dell'indennità di mobilità.

Le pagine seguenti saranno dunque dedicate alla descrizione delle peculiarità dell'istituto in questione utili ai fini della nostra ricerca.⁶ Più specificatamente, nel prossimo paragrafo vedremo come l'impresa possa avviare la procedura di mobilità, mentre nel paragrafo 1.2 cercheremo di capire quali siano le possibilità offerte al disoccupato dall'iscrizione alle liste. Nel paragrafo 1.3 si enunceranno le caratteristiche che contraddistinguono la componente attiva della politica e, con il paragrafo 1.4, si giungerà a definire l'interrogativo che la politica pone.

⁴ Essendo preclusa a piccole aziende la possibilità di avviare la procedura di mobilità, è richiesto che i lavoratori ne facciano espressa e volontaria richiesta autonomamente.

⁵ V., *infra*, § 2.2.1.

⁶ Per una presentazione rigorosa e dettagliata si rimanda ad Anastasia *et al.* (2004), Appendice 1, pp. 49-64.

1.1 L'impresa e il ricorso alla mobilità

Beneficiano dell'indennità di mobilità operai, impiegati e quadri intermedi assunti con contratto a tempo pieno e indeterminato⁷, licenziati collettivamente da settori che possono usufruire della CIGS, nonché da imprese industriali, appaltatrici di servizi di mensa o ristorazione e di pulizia che al momento del licenziamento (o mediamente nel semestre precedente) contino almeno 15 dipendenti⁸. A queste vanno aggiunte le agenzie turistiche o di viaggio, le imprese commerciali, e quelle di spedizione e trasporto con più di 50 addetti.⁹

L'avvio della procedura di mobilità riguarda imprese che si trovino in una situazione di ristrutturazione, riorganizzazione, conversione o crisi aziendale. Qualora le eccedenze di personale siano ritenute subito come irrimediabili, l'impresa attuerà un licenziamento collettivo e quindi la mobilità. A questo istituto potrà peraltro far ricorso anche quando le eccedenze, ritenute inizialmente solo transitorie, diventino definitive solo in un secondo momento, determinando il passaggio da CIGS a liste di mobilità.¹⁰

La procedura prevede che, sulla base di alcuni criteri di scelta (carichi familiari, anzianità di servizio ed esigenze produttive), l'impresa compili l'elenco del personale in esubero e lo comunichi alla Direzione regionale del lavoro, che ha il compito di mantenere aggiornata l'unica lista regionale di tutti i lavoratori in mobilità.

1.2 L'iscrizione alle liste di mobilità: i benefici economici al lavoratore

Innanzitutto è importante sottolineare che l'iscrizione alle liste non coincide con la data di licenziamento: tra i due eventi esiste un periodo d'attesa che potremmo definire "burocratica". Il decorso dell'indennità di mobilità, infatti, avverrà dall'ottavo giorno dalla data dell'interruzione del rapporto di lavoro, a patto che la domanda di percezione del beneficio sia stata presentata entro i primi sette giorni. Altrimenti scatterà a partire dal quinto giorno dalla data di presentazione della domanda.

⁷ Da cui si desume l'esclusione dal diritto all'indennità di mobilità di chiunque sia assunto con contratto a termine, nonché di dirigenti e apprendisti, oltre che di lavoratori assunti con contratti di formazione professionale, stagionali, *etc.*

⁸ Talvolta la soglia dei 15 dipendenti è ridotta, come nel caso di aziende artigiane collocate in filiere produttive particolarmente in crisi (Squeglia, 2004, p. 173).

⁹ Per un puntuale elenco dei settori interessati alla mobilità si veda Squeglia (2004), pp. 169-173.

¹⁰ Del resto, una delle motivazioni che hanno sostenuto l'introduzione della mobilità è stato proprio il tentativo di limitare l'uso della CIGS, che spesso mascherava licenziamenti definitivi con temporanei *lay-offs* (Caruso e Pisauro, 2005).

Va inoltre segnalato che «*per conseguire il diritto all'indennità di disoccupazione, il disoccupato deve farne domanda nei modi e nei termini stabiliti dal regolamento*»¹¹, ovvero presentare l'apposita richiesta entro 68 giorni dalla data di licenziamento. Tale termine, pur risultando perentorio, poiché potenzialmente in grado di prefigurare l'esclusione dalla percezione del beneficio, può subire un differimento temporale in alcuni casi¹², allungando così il tempo che intercorre tra licenziamento e inizio del decorso dell'indennità di mobilità.

Questa attesa è, almeno in parte, giustificata dal fatto che l'ammissibilità alla percezione del beneficio è comunque subordinata all'accertamento di due ulteriori requisiti soggettivi del lavoratore: innanzitutto un'anzianità di servizio di almeno dodici mesi, di cui almeno sei di lavoro effettivamente prestato¹³ (compresi periodi di sospensione, tranne che per malattia e servizio di leva) e, in secondo luogo, un'età, al momento dell'interruzione del rapporto di lavoro, non superiore a quella pensionabile.

Come già anticipato, uno dei tratti caratterizzanti della politica è la durata massima di permanenza in lista. Essa è di 12 mesi, elevati a 24 e 36 per disoccupati con rispettivamente più di 40 e 50 anni al momento del licenziamento. Gli iscritti alle liste nelle regioni meridionali¹⁴, in quanto zone economicamente depresse del nostro paese, possono inoltre contare su ulteriori 12 mesi di iscrizione. La situazione è riassunta in Tabella 1.1, che mostra, altresì, come la suddivisione di tre classi d'età e di due zone di provenienza creino virtualmente sei diversi gruppi di iscritti, che si differenziano proprio per la durata massima di permanenza in lista.

Tabella 1.1: Durata massima, consentita per legge, di iscrizione alle liste di mobilità.
Distinzione per classe d'età e provenienza geografica del disoccupato.

Età del lavoratore	Ubicazione dell'impresa licenziante	
	Centro-nord	Sud
fino a 39 anni	12 mesi	24 mesi
fra i 40 e i 49 anni	24 mesi	36 mesi
oltre i 50 anni	36 mesi	48 mesi

Ciò nonostante, va ricordato che la prestazione a sostegno del reddito «*non è comunque corrisposta successivamente alla data del compimento dell'età pensionabile ovvero, se a*

¹¹ Cfr. mess. INPS 8 giugno 1998, n. 22549.

¹² Ne sono un esempio: i periodi di malattia o di infortunio (anche nel caso in cui l'evento si verifichi entro otto giorni dalla data in questione); qualora il disoccupato sia chiamato a prestare il servizio militare di leva; quando risulti in corso un contenzioso sindacale o giudiziario circa l'avvenuto licenziamento.

¹³ In sporadici casi (come ad esempio i passaggi diretti da altre imprese o la trasformazione del contratto da tempo determinato a tempo indeterminato) è possibile considerare utile come anzianità di servizio quella risultante dalla somma dei vari episodi lavorativi.

¹⁴ Tali zone sono individuate univocamente dal D.P.R. 6 marzo 1978, n. 218.

questa data non è ancora maturato il diritto alla pensione di vecchiaia, successivamente alla data in cui tale diritto viene a maturazione»¹⁵.

I termini appena descritti determinano la cosiddetta mobilità “ordinaria”. Questi limiti possono tuttavia subire una deroga, allo scopo di consentire al lavoratore licenziato dopo il compimento del cinquantesimo anno d’età, di raggiungere l’anzianità contributiva minima prevista per il conseguimento del diritto alla pensione di vecchiaia o di anzianità. In tal caso si parla di mobilità “lunga”.¹⁶

Per tutto il periodo di iscrizione alle liste, la legge n. 223/1991 offre al disoccupato un’indennità mensile che ammonta:

- per il primo anno al 100% del trattamento straordinario di integrazione salariale percepito o che gli sarebbe spettato se l’azienda avesse sfruttato la CIGS, pari cioè all’80% della retribuzione globale dovutagli per le ore di lavoro non prestate;
- dal tredicesimo mese in poi, invece, l’80% del trattamento di CIGS, vale a dire il 64% del salario.

Peraltro, l’INPS determina con cadenza annuale un importo massimo mensile: nel 2005, ad esempio, ammontava a € 819,62 lordi (netti € 774,21), elevato a € 985,10 lordi (netti € 930,53), per chi potesse far valere, immediatamente prima del licenziamento, una retribuzione lorda mensile superiore a € 1.773,19¹⁷.

Va segnalato che l’indennità di mobilità non sostituisce eventuali altri istituti (per esempio l’assegno per il nucleo familiare continuerà a spettare per intero) e che l’intero periodo di iscrizione alle liste è utile per il conseguimento del diritto alla pensione grazie alla contribuzione figurativa, un accredito d’ufficio da parte dell’INPS dell’opportuna somma corrispondente ai contributi previdenziali.

Durante il periodo di permanenza in lista è previsto che ci possano essere delle sospensioni dell’iscrizione. Si tratta di una sorta di congelamento dei benefici concessi e non ancora sfruttati dal lavoratore per un certo periodo di tempo, che poi riprendono regolarmente. Ciò è previsto allo scopo di favorire assunzioni a tempo determinato (seppur per un periodo non superiore a dodici mesi) degli iscritti in mobilità, che fanno dunque slittare il momento della cancellazione dalle liste di un tempo pari a quello della durata della sospensione.¹⁸

¹⁵ Cfr. art. 7, 3° co., legge n. 223/1991.

¹⁶ La mobilità lunga costituisce una sorta di prepensionamento concesso previa la verifica di speciali condizioni circa il periodo di contribuzione, oltre che l’età, al momento del licenziamento. Nonostante le eccezioni concesse, tuttavia, l’indennità di mobilità non è comunque corrisposta per un periodo superiore ai dieci anni. Per ulteriori dettagli in merito si veda Anastasia *et al.* (2004), pp.57-58 e Squeglia (2004), pp. 186-189.

¹⁷ Tali indicazioni sono chiaramente esposte sul sito web www.inps.it.

¹⁸ Queste sospensioni sono tuttavia previste anche in caso di congedi di maternità o paternità, nonché qualora il disoccupato abbia diritto all’indennità di infortunio.

La cancellazione dalle liste e la conseguente cessazione del diritto all'indennità di mobilità può terminare anche prima del raggiungimento dei termini visti in precedenza. Innanzitutto, qualora il lavoratore accetti una proposta di lavoro a tempo pieno e indeterminato, per il venir meno del presupposto essenziale dell'ammissione all'istituto: lo stato di disoccupazione. In secondo luogo, nel caso in cui decida di avviare un'attività in proprio (l'iscritto ha in questo caso diritto a ricevere la corresponsione anticipata dell'intera indennità non ancora ricevuta) o arrivi all'età del pensionamento.

Oltre a queste cause, che si possono considerare "fisiologiche", ce ne sono altre che decretano la cancellazione dalle liste e che si potrebbero definire "patologiche", poiché insorgono quando si riscontrano inadempienze nei confronti di qualche obbligo prescritto dalla normativa vigente. I casi principali sono quelli in cui il disoccupato:

- non comunichi all'INPS eventuali assunzioni a termine o parziale;
- rifiuti occasioni di formazione e lavoro somministrate o offerte dai CPI (compresi lavori socialmente utili ed offerte di lavoro il cui livello contrattuale sia inferiore a non più del 10% rispetto a quello di provenienza)¹⁹;
- risulti espatriato, seppur in cerca di nuova occupazione.

La legge prevede inoltre anche la possibilità di reinscrizione alle liste nei casi in cui la cancellazione sia risultata troppo precoce.²⁰ Tuttavia non ci sono evidenze che dimostrino l'effettiva messa in atto di questa pratica.

1.3 Le aziende che assumono dalle liste: gli incentivi al reimpiego

Come anticipato, l'intento della legge in esame non è unicamente fornire un adeguato sostegno al reddito dei disoccupati, bensì anche favorirne la riassunzione. A tale scopo il legislatore ha previsto due diversi meccanismi: uno "vincolistico", l'altro "promozionale".

Il primo di questi impegna le stesse imprese licenzianti a riassumere gli *ex* addetti iscritti alle liste qualora queste procedano a nuove assunzioni entro 6 mesi dal licenziamento collettivo.

Gli strumenti più importanti che definiscono la componente attiva della politica riguardano, invece, i nuovi datori di lavoro. Per promuovere il rientro nel mercato del lavoro dei disoccupati iscritti in mobilità, il legislatore ha infatti scelto di agire su tre diverse leve: sgravi contributivi, forme contrattuali flessibili e incentivi economici.

¹⁹ Qualora l'iscritto alle liste accetti proposte di lavoro che prevedano una retribuzione inferiore a quella cui si aveva diritto nell'azienda di provenienza, è previsto un assegno integrativo, pari alla differenza risultante tra i due livelli retributivi, stabiliti dai C.C.N.L. di riferimento.

²⁰ Per una elencazione dei casi in cui è possibile la reinscrizione si veda Anastasia *et al.* (2004), p. 61.

Più dettagliatamente, è previsto che, nel caso di assunzioni a tempo indeterminato, l'impresa abbia diritto, per 18 mesi, ad un forte taglio degli oneri sociali, equiparando cioè i nuovi assunti a degli apprendisti: in questo modo l'aliquota contributiva si riduce grossomodo al 2,5% circa di quella standard. A questa va aggiunto un trasferimento economico pari al 50% dell'indennità di mobilità non ancora percepita e che sarebbe spettata al disoccupato.

Invece, nel caso in cui l'impresa preferisca stipulare contratti di lavoro temporanei, l'azienda potrà godere del *bonus* contributivo per un lasso di tempo pari alla durata del rapporto stesso (ossia non più di dodici mesi).

In questo caso, inoltre, viene incoraggiata la trasformazione del contratto da temporaneo a indeterminato: il datore di lavoro potrà sfruttare in tal modo la contribuzione ridotta per ulteriori 12 mesi (ovvero per un massimo di 23)²¹, oltre che ricevere un trasferimento economico pari al 50% del trattamento di mobilità non ancora goduto dal lavoratore.

Si dimostra (Martini *et al.*, 2005) che, per sfruttare al massimo gli incentivi al reimpiego concessi dalla mobilità, la strategia più conveniente consiste proprio nel trasformare un contratto di lavoro temporaneo di 12 mesi, in uno a tempo indeterminato. Infatti, qualora l'assunzione avvenga il giorno stesso di iscrizione in lista, il nuovo datore riuscirebbe a massimizzare il proprio vantaggio in termini di riduzione del costo del lavoro, riducendolo di circa il 23% rispetto al caso di assunzione di un disoccupato che non risulti "protetto" dalla mobilità. Inoltre, Martini *et al.* (2005) mostrano che, seguendo questa strategia, all'azienda converrebbe assumere soggetti con più di 40 anni, a cui l'indennità di mobilità spetta per un anno in più. In questo modo, oltre ad un taglio dei costi già nel primo anno (dovuto allo sgravio concesso per le assunzioni dalle liste con contratti a termine), si otterrebbe un ingente vantaggio economico soprattutto durante il secondo anno di assunzione (ossia nei primi 12 mesi di contratto a tempo determinato risultante dalla trasformazione di quello temporaneo).²²

Nel piano d'incentivazione è palese il richiamo al "*benefit-transfer program*" suggerito da Snower (1994), che propone, appunto, contributi economici ai datori di lavoro proporzionati al sussidio di disoccupazione. Tuttavia, mentre per Snower «*the size of the employment vouchers would depend positively on unemployment duration and training*»²³, così da combattere la disoccupazione di lungo periodo, di fatto la mobilità accorda un

²¹ Non sono 24 mesi, poiché la trasformazione deve avvenire durante il contratto a termine e, in questo caso, la proroga dello sgravio contributivo decorrerà dal periodo di paga in corso al momento della trasformazione (Squeglia, 2004, p.199).

²² Si vedano in particolare le Figure 1 e 2 in Martini *et al.* (2005).

²³ Snower (1994), p.66.

contributo economico alle imprese tanto più elevato quanto inferiore sia il tempo che il lavoratore ha trascorso in lista.²⁴

Tuttavia, questo insieme di incentivi al reimpiego potrebbe incoraggiare anche imprese non in crisi a iscrivere in mobilità un gruppo di dipendenti e procedere alla loro riassunzione entro brevissimo tempo, al solo scopo di ottenere un taglio del costo del lavoro.

Come mostrato da Brunello e Miniaci (1997a), le “riassunzioni collettive” erano certamente diffuse nei primi anni dopo l’istituzione della mobilità. Pur non costituendo effettive violazioni della legge, questi comportamenti risultavano, del resto, come degli abusi da parte delle imprese. Proprio per limitare la frequenza di queste condotte è stata varata la legge n. 451/94, che impone motivazioni di esigenza economica per l’assunzione dalle liste e, soprattutto, esclude dal diritto ai benefici le imprese che attuano assunzioni “in blocco” degli stessi individui licenziati meno di sei mesi prima. Nonostante ciò, come evidenziato da Anastasia *et al.* (2004), le riassunzioni collettive risultano ancora praticate, anche a causa delle numerose deroghe²⁵ concesse alle imprese che hanno loro permesso di eludere tale divieto.

1.4 Gli effetti della politica

Finora si sono visti i principali elementi che contraddistinguono l’istituto della mobilità che, come già ribadito, può essere interpretata come una mescolanza di misure passive e attive che operano in direzioni opposte. Infatti, è bene notare che sgravi fiscali e bonus economici tendono, *ceteris paribus*, ad aumentare le possibilità che i lavoratori in mobilità ricevano offerte di lavoro, così da ridurre il periodo di disoccupazione; d’altro canto invece, l’indennità di mobilità, innalzando il salario di riserva degli iscritti, potrebbe, sempre a parità di altre condizioni, scoraggiare il disoccupato dalla ricerca o dall’accettazione di un nuovo impiego ritardandone il rientro nel mercato del lavoro.

Si può perciò pensare che la capacità delle liste di mobilità di influenzare il tempo di permanenza in disoccupazione (e quindi di influire sulla probabilità che un disoccupato ha di transitare ad un nuovo impiego) sia a sua volta il risultato di due effetti, uno di segno opposto all’altro, che rendono l’impatto complessivo della politica *a priori* incerto. In altre parole è tutt’altro che ovvio rispondere al seguente interrogativo: le liste di mobilità aumentano o riducono la probabilità per i partecipanti di transitare ad una nuova occupazione?

²⁴ Risultano in questo modo svantaggiati gli iscritti in mobilità più giovani e del centro-nord, poiché beneficiari di indennità per un lasso di tempo inferiore agli altri casi.

²⁵ Cfr. Caruso e Pisauro (2005), pp. 367-368.

È proprio questa incertezza a motivare uno spiccato interesse per studi empirici di valutazione del suo impatto sugli individui iscritti alle liste di mobilità.

Ecco perché, nonostante le liste di mobilità abbiano storia relativamente recente, sono ormai numerosi in letteratura i monitoraggi e gli esercizi di valutazione, più o meno sofisticati, di questo programma. Solo per citare i principali, vanno innanzitutto ricordati i pionieristici studi contenuti in Borzaga e Brunello (1997) che, insieme a Brunello e Miniaci (1997a) e Franceschini e Trivellato (1998), per primi si sono posti il problema circa l'efficacia dell'istituto della mobilità.

In seguito si sono contraddistinti, tra gli altri, i lavori di Caruso (2001), Paggiaro e Trivellato (2001) e Paggiaro e Trivellato (2002). Mentre tra i più recenti, invece, meritano di essere citati Anastasia *et al.* (2004), Paggiaro, Rettore e Trivellato (2005), Caruso e Pisauro (2005) e Martini e Mo Costabella (2005).

Capitolo 2

PER LA VALUTAZIONE DELLA MOBILITA': L'IMPORTANZA DEI DATI A DISPOSIZIONE

I ricercatori che finora si sono occupati di valutare l'efficacia delle liste di mobilità hanno dovuto affrontare serie limitazioni, imposte innanzitutto dalla natura stessa della politica; infatti, ricostruire un adeguato gruppo di controllo con cui poter confrontare i partecipanti al programma è perlomeno problematico.

In secondo luogo, come per qualsiasi analisi statistica, anche la valutazione di politiche è condizionata dalla base informativa a disposizione. A tale riguardo si deve osservare che, essendo le liste di mobilità un istituto dagli esiti così problematici da renderne doveroso il monitoraggio, l'accortezza nel predisporre la base dati dovrebbe essere massima e l'*input* alla sua creazione partire dallo stesso legislatore.

Heckman, LaLonde e Smith (1999), autori di una rigorosa ed approfondita rassegna che scaturisce dal <<*fecondo intreccio fra approfondimenti metodologici e studi empirici di valutazione*>>²⁶ che ha caratterizzato l'ultimo quindicennio, ricordano che sarebbe preferibile puntare sull'adeguatezza dei dati raccolti appositamente per valutare una certa politica più che allo sviluppo di tecniche statistico-econometriche sofisticate. Nonostante ciò, i principali studi finora condotti sulla mobilità poggiano quasi tutti sugli scarni archivi amministrativi regionali utilizzati per la gestione delle liste.

Dopo aver richiamato, nel paragrafo 2.1, le caratteristiche distintive e i limiti dei dati utilizzati e delle strategie seguite negli studi precedenti, si passerà, nel paragrafo 2.2, ad una rapida descrizione della base dati a nostra disposizione, mettendone in luce i pregi e i difetti proprio in relazione ad una valutazione della mobilità e con riferimento ai dati finora utilizzati a questo scopo (si rimanda all'appendice A per un'esposizione più dettagliata dei dati a disposizione).

²⁶ Martini, Rettore e Trivellato (2003), p.4.

2.1 Breve storia della valutazione degli effetti della mobilità: strategie e dati finora utilizzati

La partecipazione alle liste di mobilità è universale, ossia, tutti gli aventi diritto all'iscrizione vengono sottoposti al programma. Ciò crea una forte limitazione agli esercizi di valutazione, poiché rende «*problematico, operativamente pressoché impraticabile, identificare un appropriato gruppo di controllo*»²⁷.

Questa restrizione ha indotto i ricercatori, che finora si sono interessati all'argomento, a dirigere le proprie ricerche verso lo studio di effetti differenziali della politica, dal momento che l'istituto in questione si contraddistingue proprio per i diversi regimi a cui i disoccupati vengono sottoposti in base ad età, zona di provenienza e dimensione dell'azienda licenziante. In particolare la strada percorsa è stata duplice. Si è cercato di identificare l'impatto sulla probabilità di transitare a una nuova occupazione, da un lato, dell'anno supplementare di permanenza in lista concesso ai quarantenni²⁸, quello che potremmo definire “effetto anno aggiuntivo”; dall'altro, della percezione dell'indennità di mobilità per i lavoratori iscritti alle liste provenienti da aziende medio-grandi nei confronti di aziende piccole, d'ora in poi semplicemente “effetto indennità”.

I primi studi sulla valutazione di questo istituto differiscono tra loro per i modelli econometrici scelti, per l'ambito territoriale indagato e, in parte, per i risultati ottenuti. In compenso, sono accomunati dall'utilizzo delle uniche basi dati disponibili riguardanti la politica in questione, ossia gli archivi amministrativi regionali delle liste di mobilità.

Nati per l'amministrazione corrente del programma da parte delle Commissioni Regionali, per ciascun iscritto registrano: le caratteristiche socio-demografiche (età, sesso, livello d'istruzione e provincia di residenza), il settore dell'azienda di provenienza, la sua qualifica, la data d'iscrizione in lista e l'ammissibilità alla percezione dell'indennità. Inoltre, il disoccupato viene seguito nella sua permanenza in lista, registrando (seppur, come vedremo nel seguito, con qualche irregolarità) possibili sospensioni, l'eventuale assunzione a tempo indeterminato o il raggiungimento del limite massimo di tempo di percezione dei benefici.²⁹

A partire da questi dati i ricercatori, dopo aver suddiviso la popolazione in sottocampioni (definiti in base ad età, genere o diritto di percezione dell'indennità) così da

²⁷ Anastasia *et al.* (2004).

²⁸ I disoccupati con 50 anni e più al momento del licenziamento, avendo la possibilità di sfruttare la “mobilità lunga”, hanno termini di fruizione dell'indennità di mobilità estremamente variegati e quindi esclusi dagli esercizi di valutazione.

²⁹ Queste sono le variabili registrate nel caso del Veneto; nelle altre regioni la situazione può essere leggermente differente perché non esiste una regola che stabilisca esattamente quali informazioni raccogliere e quali no.

poter meglio controllare l'eterogeneità individuale, si sono basati su analisi descrittive di sopravvivenza. Ciò li ha guidati nella scelta di modelli parametrici (o semiparametrici) per dati di durata³⁰ della famiglia dei rischi proporzionali. A seconda delle ipotesi, basate sulle evidenze empiriche manifestate dai dati circa il comportamento della funzione di rischio, i ricercatori hanno assunto *base line hazard functions* diverse (nella forma parametrica di Weibull, *piece-wise exponential* o log-logistica).³¹

Vista la struttura della politica, la scelta comune è stata, comunque, quella di specificare modelli particolarmente flessibili, muovendosi in un ottica di *Regression Discontinuity Design* (Trochim 1984; Hahn, Todd e Van der Klaauw, 2001). Questo metodo ha il pregio di garantire stime non distorte degli effetti anche sotto deboli ipotesi, ma limita notevolmente l'interpretazione dei risultati ottenuti ad un intorno della soglia di discontinuità.³² L'impatto stimato è dunque riferibile ai soli lavoratori intorno ai 40 anni per quanto riguarda l'effetto anno aggiuntivo, mentre per quanto concerne l'effetto indennità, ai soli disoccupati provenienti da aziende con dimensione prossima ai 15 dipendenti.

Per quanto riguarda l'esperienza del Veneto, Paggiaro e Trivellato (2001) evidenziano che questo tipo di dati si dimostra inadatto ad essere utilizzato a scopi di valutazione, poiché di scarsa qualità. Infatti gli autori confrontano le evidenze fornite dagli archivi gestionali con i dati ottenuti dall'integrazione di questi con le informazioni raccolte e messe a disposizione da Netlabor, il sistema informativo che scaturisce dalla gestione dei CPI³³.

Il *database* che ne risulta è certamente più ricco, poiché contenente molte informazioni aggiuntive riguardanti i rapporti di lavoro instaurati dai soggetti in mobilità, in modo particolare durante l'iscrizione stessa all'istituto. Infatti, è lo scopo per cui si raccolgono queste informazioni a cambiare, che per fonti amministrative come queste ne determina l'affidabilità. Mentre negli archivi regionali servono alla gestione burocratica della mobilità, in Netlabor, vengono registrate proprio per conoscere la storia lavorativa precedente, contemporanea e posteriore l'iscrizione di ciascun individuo, per cercare di trovargli un'occupazione sulla base del proprio *curriculum*. Dell'intero campione considerato si conoscono infatti: le date di inizio e fine degli episodi lavorativi, la natura del contratto (a

³⁰ Eccezion fatta per l'esercizio condotto da Caroleo *et al.* (1997), in cui viene specificato un modello *Switching Bivariate Probit*.

³¹ Per una rassegna più esaustiva dei principali studi di valutazione condotti sulla mobilità si rimanda ad Anastasia *et al.* (2004).

³² Cfr. Hahn, Todd e Van der Klaauw (2001), p. 207.

³³ I Centri per l'impiego hanno sostituito, di fatto, i più noti Uffici di collocamento, mantenendone intatta, almeno nella sostanza, l'attività principale: favorire l'incontro di domanda e offerta di lavoro, raccogliendo offerte da parte dei disoccupati e richieste di personale da parte delle imprese.

termine o a tempo indeterminato, *full o part-time*, apprendistato) e la rispettiva qualifica del lavoratore, oltre che al settore dell'impresa presso cui si è impiegati³⁴.

Nel mostrare le principali novità che comporterebbe l'utilizzo di dati abbinati di questo tipo³⁵, Paggiaro e Trivellato (2001) individuano, abbastanza sorprendentemente, che almeno i due terzi degli iscritti sperimenta almeno un episodio di lavoro a termine, il quale in molti casi viene trasformato in un contratto di lavoro a tempo indeterminato. Osservano poi che oltre il 35% del tempo complessivo di permanenza in lista è coperto da episodi di lavoro temporaneo e che le transizioni dalle liste verso occupazioni a tempo indeterminato risultano superiori di quasi il 50% rispetto a quanto emerge dai soli archivi regionali.

I due ricercatori, inoltre, mettono in luce come le distribuzioni delle durate di permanenza in lista varino sensibilmente in funzione dei diversi *curricula* lavorativi sperimentati, così da sottolineare come una differente storia lavorativa (seppur riferita ai soli 24 mesi precedenti l'iscrizione) sia un tratto che caratterizza il lavoratore disoccupato in maniera indelebile, di cui si deve tenere necessariamente conto.

La possibilità di sfruttare i dati provenienti dall'integrazione degli archivi amministrativi con Netlabor, ha dunque reso disponibile un *set* di caratteristiche osservabili molto più ampio rispetto a prima. Ciò ha condotto la ricerca verso un metodo di stima alternativo, che ha dato vita a quella che potremmo definire una seconda generazione di studi di valutazione sugli effetti della mobilità.

Anastasia *et al.* (2004), Paggiaro, Rettore e Trivellato (2005) e Martini e Mo Costabella (2005), hanno condotto esercizi di valutazione della politica del lavoro in oggetto attraverso l'applicazione del *propensity score-matching method*. Come fanno notare Martini, Rettore e Trivellato (2003) lo stimatore che ne deriva non impone alcuna assunzione parametrica, bensì conduce ad un confronto diretto dei soggetti esposti e non esposti al trattamento, che risultino effettivamente confrontabili.

In questo modo, si evita di lasciare al ricercatore troppa libertà nell'imporre una struttura al modello, che rischia di viziare le stime cui si giunge. Inoltre, grazie a questo metodo le stime dell'impatto della politica risultano riferite a tutta la popolazione e non solo agli individui con caratteristiche intorno alla soglia di discontinuità.

I risultati finora ottenuti, tuttavia, non esauriscono l'interesse che l'efficacia delle liste di mobilità solleva tra gli addetti ai lavori. Anastasia *et al.* (2004) auspicano, infatti, una maggiore ricchezza informativa, sostenendo che la disponibilità di una finestra temporale della storia pregressa più lunga potrebbe condurre a stime più robuste degli impatti. Per di più,

³⁴ Per ulteriori dettagli e per un'analisi dell'affidabilità di Netlabor si veda Bassi, Gambuzza e Rasera (2001).

³⁵ La procedura di *record linkage* è descritta in modo esaustivo da Paggiaro (2002).

se associate alle retribuzioni percepite dai lavoratori prima e dopo l'iscrizione (e quindi anche all'ammontare di indennità percepita), queste informazioni potrebbero rivolgere la valutazione della mobilità all'aspetto qualitativo dell'occupazione, misurato in termini di differenziali di salario, oltre che a quello quantitativo.

2.2 I dati a disposizione: WHIP per una valutazione della mobilità

2.2.1 Una panoramica sui dati a disposizione³⁶

La base dati che verrà utilizzata per condurre l'esercizio di valutazione della mobilità è stata resa disponibile dal Laboratorio R. Revelli (LRR) – *Center for Employment Studies*³⁷.

Da qualche anno a questa parte il centro di ricerca piemontese ha stipulato un protocollo d'intesa con l'INPS, dai cui archivi gestionali ha origine il *Work Histories Italian Panel* (di seguito WHIP), un'importante banca longitudinale di microdati riguardanti le carriere lavorative di individui sparsi su tutto il territorio nazionale.

Si tratta di un *Linked Employer-Employee Database* riferito ad un campione casuale, ottenuto con coefficiente di campionamento di circa 1:90, di tutti i lavoratori che, tra il 1985 e il 1999, hanno avuto una qualche posizione aperta nei confronti dell'INPS.

Per ciò che concerne l'oggetto di questa ricerca, il contenuto informativo a disposizione è riferito ad un campione di individui iscritti alle liste di mobilità, tutti con diritto alla percezione della relativa indennità, ovvero provenienti da aziende medio-grandi.

Coerentemente con gli scopi della fonte amministrativa originaria, WHIP è costituito da una collezione di diversi *file* che contengono dati raccolti per aree tematiche: anagrafica degli individui, rapporti di lavoro, episodi di mobilità, *etc.* Grazie ad una variabile che identifica ogni individuo in maniera univoca, poiché basata sul codice fiscale di ciascuno, è possibile seguire un individuo nelle varie tappe che caratterizzano la sua vita lavorativa (dipendente del settore privato, lavoratore autonomo, beneficiario di una qualche forma di integrazione salariale, *etc.*). Tuttavia ciò è ovviamente possibile solo passando da un *file* all'altro, il che comporta la necessità di condurre un abbinamento tra archivi, cosicché tutte le informazioni necessarie all'analisi che si vuole condurre siano nello stesso *dataset*.

Le variabili di cui si dispone riguardano, oltre alle principali informazioni anagrafiche (genere, anno e regione di nascita), proprio l'episodio di mobilità e in particolare: il periodo di

³⁶ Per una esposizione più accurata ed esaustiva dei dati e della fonte che ha reso disponibile i dati che si utilizzeranno si rimanda all'Appendice A.

³⁷ Il LRR è nato alla fine degli anni Novanta allo scopo di promuovere progetti di ricerca riguardanti le grandi tematiche del mercato del lavoro. Per ulteriori dettagli si rimanda a Leombruni (2005).

fruibilità del beneficio, le eventuali sospensioni dell'iscrizione e la lista regionale di appartenenza.

Inoltre, WHIP raccoglie la storia lavorativa di ciascun componente del campione, ovvero l'insieme delle caratteristiche di ogni relazione lavoratore-impresa in essere nel periodo compreso tra il 1985 e il 1999. Infatti, la parte di *database* fornita dal LRR riferita ai rapporti di lavoro è una rielaborazione dei cosiddetti moduli O1M, che ogni datore di lavoro deve redigere annualmente per ciascuno dei suoi dipendenti, a fini di calcolo dei diritti pensionistici. Ciò comporta che, per tutti i rapporti di lavoro, WHIP fornisca le date di avvio e termine, la tipologia di contratto, la qualifica e l'inquadramento del dipendente, il suo trattamento economico. Si conoscono poi alcune informazioni sull'impresa con cui si instaura il rapporto: il settore e il sottosettore di attività, la dimensione e la dislocazione geografica.

2.2.2 WHIP e valutazione della mobilità: pregi e difetti

Gli archivi di dati a disposizione non sono stati creati a fini statistici, bensì nati da esigenze gestionali dell'INPS. Pur trattandosi di dati di tipo amministrativo, non c'è peraltro ragione di credere che, a parte possibili sviste di inserimento, i dati siano viziati da inesattezze che compromettano l'esercizio di valutazione. Essendo infatti l'INPS interessato dalla permanenza in lista dei beneficiari dell'indennità di mobilità, le informazioni riferite all'episodio di iscrizione alle liste (regione di iscrizione, durata dell'episodio di permanenza in lista, eventuali periodi di sospensione del beneficio) sono da ritenersi affidabili. Del resto anche le variabili riferite al rapporto di lavoro potranno considerarsi attendibili, poiché per le imprese vige l'obbligo di comunicarle all'INPS.

Analogamente a tutti gli studi finora condotti sulla mobilità, per quanto detto nel paragrafo precedente circa l'impossibilità di costruire un adeguato gruppo di controllo a causa della natura stessa della politica, si studieranno gli effetti differenziali del programma sulla probabilità di transitare ad una nuova occupazione.

Essendo precluso lo studio dell'effetto indennità a causa della natura stessa del *database* a disposizione (riferito a soli individui provenienti da aziende con almeno 15 addetti), la nostra ricerca si concentrerà esclusivamente sull'impatto dell'effetto anno aggiuntivo di permanenza nelle liste concesso ai quarantenni nei confronti dei lavoratori più giovani. In altre parole, con questo lavoro si cercherà di analizzare la capacità della politica del lavoro in esame di redistribuire le opportunità occupazionali a disoccupati di età diverse.

A questo scopo, si deve osservare che, nei confronti dei dati solitamente utilizzati negli studi sulla mobilità, WHIP offre due vantaggi. Gli esercizi di valutazione dell'impatto di

questo istituto hanno finora sempre riguardato porzioni territoriali molto limitate: regioni (Veneto in modo particolare, Lombardia, Umbria, Campania) o porzioni di esse (province di Vicenza e Belluno, provincia di Torino escluso il capoluogo, *etc.*). Essendo tra loro disomogenei, gli archivi amministrativi regionali utilizzati hanno reso problematici eventuali confronti tra zone differenti del nostro paese.

Al contrario, i dati INPS forniti dal LRR, essendo raccolti uniformemente su tutto il territorio nazionale, consentono di poter analizzare congiuntamente gli effetti della mobilità su lavoratori provenienti da tutta Italia. E' questo il primo vantaggio che WHIP offre. Esso risulta ancor più apprezzabile dal momento che, come premesso, la stessa politica in questione ammette limiti di permanenza in mobilità diversificati proprio in relazione alla provenienza geografica del lavoratore.

In secondo luogo, è importante soffermarsi sull'orizzonte temporale su cui i dati resi disponibili dal LRR riferiscono. La sezione di WHIP riferita ai rapporti di lavoro copre il quindicennio compreso tra il 1985 e il 1999. Essendo la normativa che istituisce la mobilità risalente al 1991, significa che per tutto il campione si dispone di informazioni sulla storia lavorativa precedente l'iscrizione alle liste di almeno sei anni, ovvero il triplo di quanto le informazioni contenute in Netlabor consentano di ricostruire.

Poiché, come anticipato, negli iscritti alle liste il passato lavorativo gioca un ruolo importante nell'influenzare il rientro nel mercato del lavoro del disoccupato è palese il vantaggio che WHIP offre in un esercizio di valutazione della mobilità.

Capitolo 3

ABBINAMENTO E PRIME EVIDENZE DESCRITTIVE

Dopo aver delineato le peculiarità che definiscono l'istituto della mobilità e aver presentato i dati a disposizione, è necessaria un'analisi empirica, attraverso l'esame del campione oggetto di studio e del comportamento dei lavoratori nei confronti dell'iscrizione alle liste. L'obiettivo è quello di ottenere una descrizione quantitativa dell'istituto in questione e una guida per la stima dell'impatto delle liste di mobilità sulla probabilità di rioccupazione.

Tuttavia, come anticipato³⁸, i dati a disposizione sono raccolti in diversi *files*, ognuno riferito a tematiche o a periodi contributivi diversi. Prima di cominciare con l'analisi descrittiva si rende dunque necessario condurre un abbinamento tra *records* riferiti allo stesso individuo, così da poterne ricostruire la storia lavorativa precedente e posteriore l'iscrizione in mobilità, ponendo particolare attenzione all'episodio che determina l'ingresso e l'uscita dalle liste.

Ai risultati della procedura di *record linkage* e quindi alla definizione del campione di abbinati sarà perciò dedicato il paragrafo 3.1, mentre per una sua più dettagliata descrizione si rimanda all'appendice B. Nel paragrafo 3.2 verrà presentato il campione a disposizione per le analisi successive e le sue principali caratteristiche. I due paragrafi seguenti sono invece dedicati a fornire le prime evidenze descrittive relative, rispettivamente, all'analisi di durata del tempo di permanenza in lista e allo studio del tasso d'occupazione dei soggetti prima e dopo il licenziamento.

³⁸ V., *supra* § 2.2.1.

3.1 L'abbinamento tra archivi

Lo scopo dell'abbinamento è quello di ricostruire la storia lavorativa degli individui che hanno sperimentato un periodo di permanenza in mobilità, a partire dalle informazioni contenute negli archivi O1M riferiti ai rapporti di lavoro. Come sostenuto nel capitolo precedente, la storia lavorativa pregressa, specie quella più recente, sembra influenzare in modo molto netto il futuro degli iscritti alle liste e conoscerla diventa cruciale ai fini di questa ricerca.

L'universo di riferimento comprende tutti i lavoratori del campione WHIP che abbiano sperimentato un episodio di mobilità tra il 1991 e il 1999, per un totale di 5.715 unità, per le quali si dispone delle informazioni riferite al periodo di percezione dell'indennità. Di questi si considereranno "abbinati" tutti quelli per cui si riesce ad individuare l'episodio che causa l'iscrizione alle liste di mobilità.

Ne consegue immediatamente che dovranno essere considerati non abbinati i 590 individui iscritti alle liste di cui non si dispone di informazioni sui rapporti di lavoro precedenti l'iscrizione. Per gli altri 5.125 individui, si ricerca negli archivi O1M l'ultimo episodio lavorativo registrato prima dell'iscrizione e se ne confronta la data di interruzione con quella di licenziamento registrata nell'archivio delle liste. Imponendo che tra i due momenti non possa trascorrere più di un mese, si ottengono 4.048 abbinamenti. Per questi individui si è ragionevolmente certi che il rapporto di lavoro così individuato sia effettivamente quello che causa l'iscrizione in lista. In tal senso, la scelta di fissare la distanza massima fra le due date in trenta giorni è tutt'altro che casuale, bensì basata su una motivazione di tipo "conservativo". Si preferisce infatti perdere qualche individuo dall'analisi piuttosto che considerare abbinamenti errati tra l'episodio di mobilità e la storia lavorativa dell'individuo stesso.

Per i lavoratori che invece presentano oltre trenta giorni di tempo tra le due date, si ricerca negli archivi del LRR riferiti agli Estratti Conto INPS³⁹ cosa possa essere accaduto durante quel periodo. Infatti, essendo gli O1M riferiti ai soli rapporti lavorativi extra-agricoli, è plausibile pensare che tra le due date intercorrano episodi di tipo non strettamente lavorativo, ma dovuti a una forma di integrazione salariale (CIG o CIGS) e/o di indennità (malattia, infortunio o maternità), che ritarda il decorso del periodo di mobilità del lavoratore.

Dei 1.077 individui che non hanno ottenuto abbinamento di tipo liste-O1M, per 907 soggetti si riscontra che l'episodio di mobilità registrato nelle liste corrisponde esattamente a

³⁹ Gli Estratti Conto INPS, nel seguito EC, sono dei riepiloghi dei contributi che INPS registra fin dall'inizio della vita assicurativa di ciascun individuo che abbia una posizione aperta con l'istituto.

quello presente negli EC, in termini di date di inizio e fine. Perciò si decide di ritenere abbinati anche questi soggetti, per i quali si riescono a ricostruire gli eventi accaduti tra le due date di licenziamento (quella registrata nelle liste e quella archiviata negli O1M), con quanto emerso dagli Estratti Conto INPS. Per gli altri 170 lavoratori gli EC si rivelano insufficienti a spiegare quanto accaduto nel periodo intercorso tra le due date.

La Tabella 3.1 presenta sinteticamente i risultati della procedura di *record linkage* appena descritta, mettendo in risalto le due diverse tipologie di abbinati. Complessivamente, si riesce a ricostruire la storia lavorativa precedente all'ingresso in mobilità per 4.955 individui, ossia quasi l'87% dei 5.715 iscritti in mobilità potenzialmente abbinabili. Si può affermare che l'abbinamento è soddisfacente.

Tabella 3.1: La procedura di *record linkage*.
Risultati ottenuti per tipologia di abbinamento.

ISCRITTI	Tipologia di abbinamento	N	% sugli iscritti
TOTALI		5.715	100,0
ABBINATI	liste - O1M	4.048	70,8
	liste - O1M - EC	907	15,9
	Totale:	4.955	86,7
NON ABBINATI		760	13,3

La Tabella 3.2 mostra invece la distribuzione degli abbinamenti nel tempo. Si nota chiaramente che la *performance* dell'abbinamento non è costante negli anni, in particolare nel 1991 il numero di individui abbinati è intorno al 60%, mentre già nell'anno seguente si ottengono oltre il 70% di abbinamenti. Dal 1994 in poi, eccezion fatta per il 1995, il numero di iscritti abbinati sul totale è superiore al 90%.

La Tabella 3.3 presenta la distribuzione degli abbinamenti rispetto ai 12 sottocampioni ottenuti in base al genere e alle caratteristiche rilevanti per la durata della politica, ossia provenienza geografica e classe d'età. Si nota una certa differenza nella capacità di abbinamento fra centro-nord e sud degli archivi utilizzati: mentre al nord si abbinano quasi sempre oltre il 90% degli iscritti alle liste di qualsiasi classe d'età, al sud la percentuale cala sotto l'80%, mostrando un numero di abbinamenti per le donne inferiore a quelli ottenuti per i colleghi maschi.

Tabella 3.2: Gli abbinamenti nel tempo.

Distribuzione del campione e abbinamento per anno di iscrizione in lista.

Tipologia di abbinamento		1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	Totale
Iscritti da abbinare	N	33	614	1163	1.058	656	544	542	518	587	5.715
	%	0,6	10,7	20,3	18,5	11,5	9,5	9,5	9,1	10,3	100,0
Totale iscritti abbinati	N	20	457	895	970	544	516	513	489	551	4.955
	%	0,4	9,2	18,1	19,6	11,0	10,4	10,4	9,9	11,1	100
Abbinamenti per anno	%	60,6	74,4	77,0	91,7	82,9	94,9	94,6	94,4	93,9	86,7

Tabella 3.3: La composizione dei 12 sottocampioni a disposizione.

Distribuzione degli abbinati distinti per provenienza, genere e classe d'età.

		CENTRO – NORD			MERIDIONE			Totale
		età<40	40≤età≤49	età≥50	età<40	40≤età≤49	età≥50	
Iscritti da abbinare	donne	679	513	377	152	167	89	1.977
	uomini	716	499	991	492	365	675	3.738
	<i>totale</i>	1.395	1.012	1.368	644	532	764	5.715
Totale abbinati	donne	595	462	342	121	110	69	1.699
	uomini	654	455	927	389	269	562	3.256
	<i>totale</i>	1.249	917	1.269	510	379	631	4.955
% di abbinati per sotto-campione	donne	87,6	90,1	90,7	79,6	65,9	77,5	85,9
	uomini	91,3	91,2	93,5	79,1	73,7	83,3	87,1
	<i>totale</i>	89,5	90,6	92,8	79,2	71,2	82,6	86,7

3.2 Il campione di riferimento

La procedura di *record linkage* utilizzata ha condotto ad un abbinamento positivo per l'86,7% dell'universo di riferimento. Tuttavia, come risulta palese dalla Tabella 3.1, le tipologie di abbinati sono due: da un lato, gli abbinamenti ottenuti mediante l'utilizzo degli archivi delle liste e i soli OIM (circa il 71%), dall'altro, quelli effettuati tra le liste, gli OIM e gli Estratti Conto INPS (oltre il 15%). Mentre per il primo insieme l'episodio che conduce all'iscrizione in lista è ovviamente un rapporto di lavoro, per gli altri la situazione è molto diversa. Infatti, per gli abbinati liste-OIM-EC l'avvicinamento all'iscrizione è caratterizzato

da un susseguirsi di episodi lavorativi più o meno lunghi, intervallati da parentesi di CIGS e altre forme di indennità.⁴⁰

Dal momento che si intende proseguire la strada percorsa nei più recenti studi sulla valutazione della mobilità⁴¹, ricercando la stima dell'effetto anno aggiuntivo mediante il *propensity score matching method*, le analisi successive andrebbero svolte separatamente per le due tipologie di abbinati. Le motivazioni sono due, una di tipo logico, l'altra più prettamente di carattere operativo.

Innanzitutto, non avrebbe senso confrontare individui esposti al trattamento e provenienti dall'abbinamento liste-O1M con soggetti non esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista provenienti dagli EC, e viceversa. Infatti, i percorsi che conducono all'episodio di mobilità sono molto diversi nei due casi.

A ciò si deve aggiungere che le informazioni raccolte per gli episodi lavorativi negli archivi O1M sono maggiori di quelle presenti negli EC. Perciò, non condurre analisi separate per le due tipologie di abbinati comporterebbe problemi nella specificazione del *propensity score*. Si dovrebbe infatti scegliere se mettere da parte le variabili a disposizione per gli abbinati liste-O1M non registrate dagli EC, così da avere un *set* di variabili omogeneo per tutti gli iscritti abbinati o se, in alternativa, imputarle sulla base di qualche criterio per il gruppo meno numeroso (gli abbinati liste-O1M-EC).

Tabella 3.4: Le tipologia di abbinamento a confronto.
Numerosità dei 12 sottocampioni di riferimento.

		CENTRO – NORD			MERIDIONE			Totale
		età<40	40≤età≤49	Età≥50	età<40	40≤età≤49	età≥50	
Liste - O1M	donne	472	388	293	67	77	61	1.358
	uomini	552	368	832	282	192	464	2.690
	<i>totale</i>	<i>1.024</i>	<i>756</i>	<i>1.125</i>	<i>349</i>	<i>269</i>	<i>525</i>	4.048
Liste-O1M-EC	donne	123	74	49	54	33	8	341
	uomini	102	87	95	107	77	98	566
	<i>totale</i>	<i>225</i>	<i>161</i>	<i>144</i>	<i>161</i>	<i>110</i>	<i>106</i>	907
Totale abbinamenti	donne	595	462	342	121	110	69	1.699
	uomini	654	455	927	389	269	562	3.256
	<i>totale</i>	<i>1.249</i>	<i>917</i>	<i>1.269</i>	<i>510</i>	<i>379</i>	<i>631</i>	4.955

⁴⁰ Tra queste spicca l'indennità sostitutiva di preavviso, che spetta ai lavoratori oggetto di licenziamento collettivo ai quali non viene nemmeno data la possibilità di svolgere i giorni di preavviso previsti dal C.C.N.L. di riferimento.

⁴¹ V., *supra* § 2.1.

La necessità di condurre analisi separate per le due tipologie di abbinati è dunque palese. Tuttavia, la Tabella 3.4 mette in evidenza che, suddividendo gli iscritti abbinati nei 12 sottocampioni d'interesse e distinguendo la tipologia di abbinamento, gli abbinati liste-O1M sono in numero abbastanza soddisfacente, mentre gli altri presentano numerosità davvero basse e insufficienti agli scopi della nostra ricerca. Si ricorda, peraltro, che l'analisi di valutazione dovrà essere condotta su un sottogruppo di questi, poiché si rende necessario ridurre la finestra di osservazione in modo da poter rilevare cosa accade dopo la data di licenziamento.

Per quanto detto finora, le analisi condotte nei prossimi paragrafi si concentreranno esclusivamente sui 4.048 individui iscritti alle liste di mobilità tra il 1991 e il 1999, abbinati mediante i soli archivi O1M.

Prima di proseguire con l'analisi di durata e la valutazione dell'impatto sugli abbinati liste-O1M è di sicuro interesse effettuare, per quanto concesso dalle sole informazioni raccolte nell'archivio delle liste, un confronto tra eventuali differenze tra il gruppo degli abbinati e quello dei non abbinati. Più segnatamente, poiché le analisi successive, sia descrittive che di stima dell'impatto, saranno condotte sui soli abbinamenti liste-O1M, sarà necessario un raffronto tra questi e i mancati abbinamenti ottenuti tra l'archivio delle liste e gli O1M, al fine di controllare quanto e in che modo l'abbinamento prescelto sia selettivo.

Tabella 3.5: Abbinamenti e mancati abbinamenti a confronto.

Composizioni percentuali per i 12 sottocampioni di riferimento distinte per abbinati e non abbinati attraverso la procedura liste-O1M.

		CENTRO – NORD			MERIDIONE			Totale
		età<40	40≤età≤49	età≥50	età<40	40≤età≤49	età≥50	
Abbinamenti Liste - O1M	donne	34.6	28.35	21.2	4.9	5.7	4.5	33.6
	uomini	20.5	13.6	31.1	10.5	7.1	17.3	66.4
	<i>totale:</i>	<i>25.2</i>	<i>18.6</i>	<i>28.0</i>	<i>8.6</i>	<i>6.7</i>	<i>13.0</i>	100
Mancati abbinamenti Liste - O1M	donne	24.2	18.5	10.9	11.9	26.6	8.1	35.8
	uomini	10.3	7.7	12.4	20.1	22.4	26.4	64.2
	<i>totale</i>	<i>15.3</i>	<i>11.5</i>	<i>11.9</i>	<i>17.8</i>	<i>23.9</i>	<i>19.8</i>	100

La Tabella 3.5 riassume innanzitutto la composizione dei due gruppi, abbinati e non abbinati, suddivisa per i 12 sottocampioni considerati. Si nota immediatamente una discrepanza di tipo territoriale: mentre gli abbinamenti al centro-nord risultano sempre almeno il doppio che al sud, i non abbinati meridionali sono sempre in numero superiore di quelli provenienti dal resto del paese.

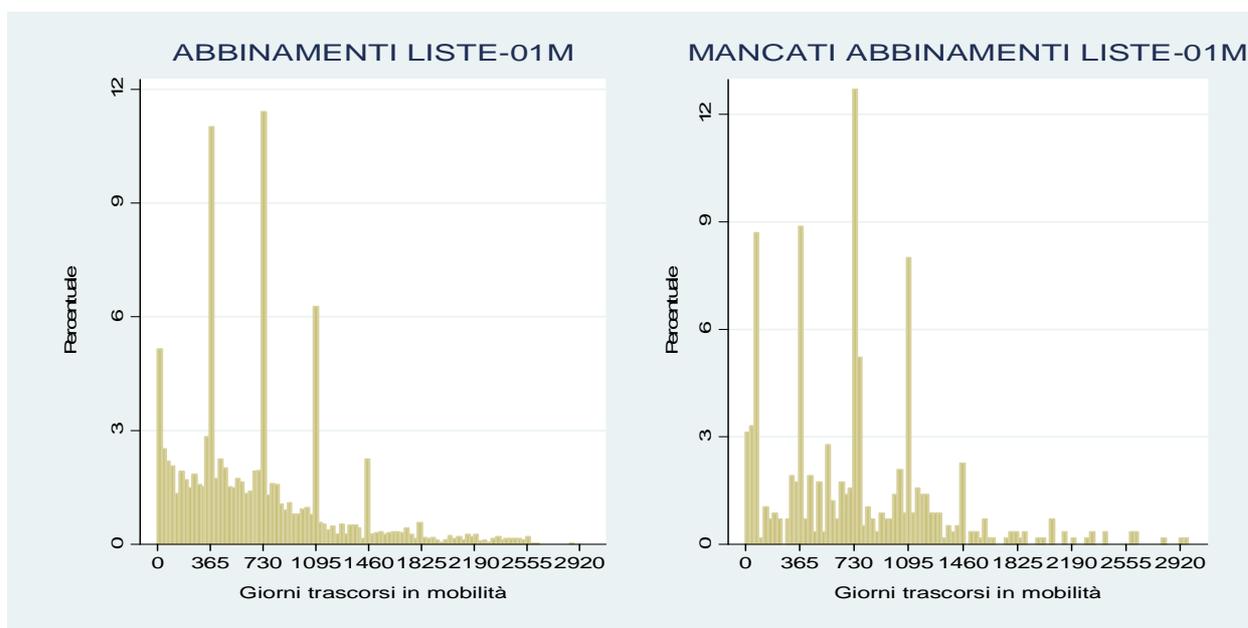
Ciò ha due possibili spiegazioni. La prima è che queste differenze siano riconducibili alla procedura di abbinamento implementata: al sud può accadere che i tempi di attesa fra il licenziamento registrato negli O1M e quello rilevato nell'archivio delle liste sia più alto, plausibilmente perché si sfruttano maggiormente altri tipi di agevolazioni. La seconda spiegazione prevede invece che sia differente la capacità di rilevazione delle informazioni da parte delle sedi regionali dell'INPS e/o la successiva trasmissione alla sede centrale dell'Istituto.

A parte ciò non sembrano sorgere particolari evidenze riguardanti la composizione per genere dei due gruppi. Abbinati e non abbinati contano complessivamente una simile proporzione di donne e uomini che tra centro-nord e sud non sembrano mostrare particolari differenze, anche considerando le suddivisioni per classe d'età.

Poiché le informazioni riguardanti i periodi di permanenza in mobilità, essendo registrate nei soli archivi delle liste, sono disponibili per l'intero universo di riferimento, è possibile effettuare un confronto fra abbinati e non abbinati in termini di durata della percezione dell'indennità. La Figura 3.1 mostra chiaramente che entrambi i gruppi presentano picchi molto elevati di uscita dalle liste in prossimità dello scadere di ogni anno.

Figura 3.1: Confronto tra abbinati e non abbinati.

Durata della permanenza nelle liste di mobilità di abbinati (N=4.048) e non abbinati (N=590).



Tuttavia, i due grafici mostrano un diverso comportamento di abbinati e non abbinati durante il primo anno di permanenza in lista. Poiché gli episodi conclusi nei primi 12 mesi non possono che essere dovuti a transizioni verso l'occupazione, si deduce facilmente che gli

abbinati hanno tendenzialmente maggiore propensione a rientrare nel mercato del lavoro anche prima del termine del periodo massimo di fruibilità dei benefici loro concesso.

Anche durante il secondo e il terzo anno di permanenza in lista i mancati abbinamenti presentano un numero sensibilmente inferiore di conclusione degli episodi di mobilità, ma in tal caso la motivazione può essere diversa e non interpretabile come in precedenza. Infatti, sebbene le durate massime di permanenza in lista siano multipli di 12 mesi, si ricorda che la legge n. 223/1991 consente di sospendere la fruizione dell'indennità di mobilità durante eventuali periodi di contratto a tempo determinato. Ciò rende impossibile determinare se le conclusioni degli episodi di mobilità avvenute fra il tredicesimo e il ventiquattresimo mese siano dovute allo scadere del periodo massimo di permanenza o alla transizione degli iscritti verso un nuovo stato di occupazione dopo eventuali periodi di lavoro con contratti a termine.

3.3 La durata della permanenza in lista

Una prima importante evidenza descrittiva sul comportamento dei 4.048 individui in mobilità ottenuti dall'abbinamento liste-OIM è fornita dalla Figura 3.2, che presenta le distribuzioni delle durate della percezione dell'indennità di mobilità per i 12 sottocampioni di riferimento. Tutti gli istogrammi mostrano un forte picco proprio in prossimità del termine massimo di iscrizione concesso, poiché riferiti a sottocampioni definiti in base a classe d'età e provenienza geografica (che sono le determinanti del periodo di trattamento), oltre che per genere. Si osserva facilmente che il picco registrato tende a ridursi all'aumentare dell'età. Per i quarantenni ciò può essere spiegato tenendo presente che, avendo diritto ad un periodo più lungo di permanenza in lista, avranno anche maggiori occasioni di transitare ad una nuova occupazione prima di raggiungere il termine massimo di percezione dei benefici loro concesso. Gli ultracinquantenni, invece, sfrutteranno la mobilità lunga in attesa di raggiungere l'età e il periodo contributivo utile al pensionamento.

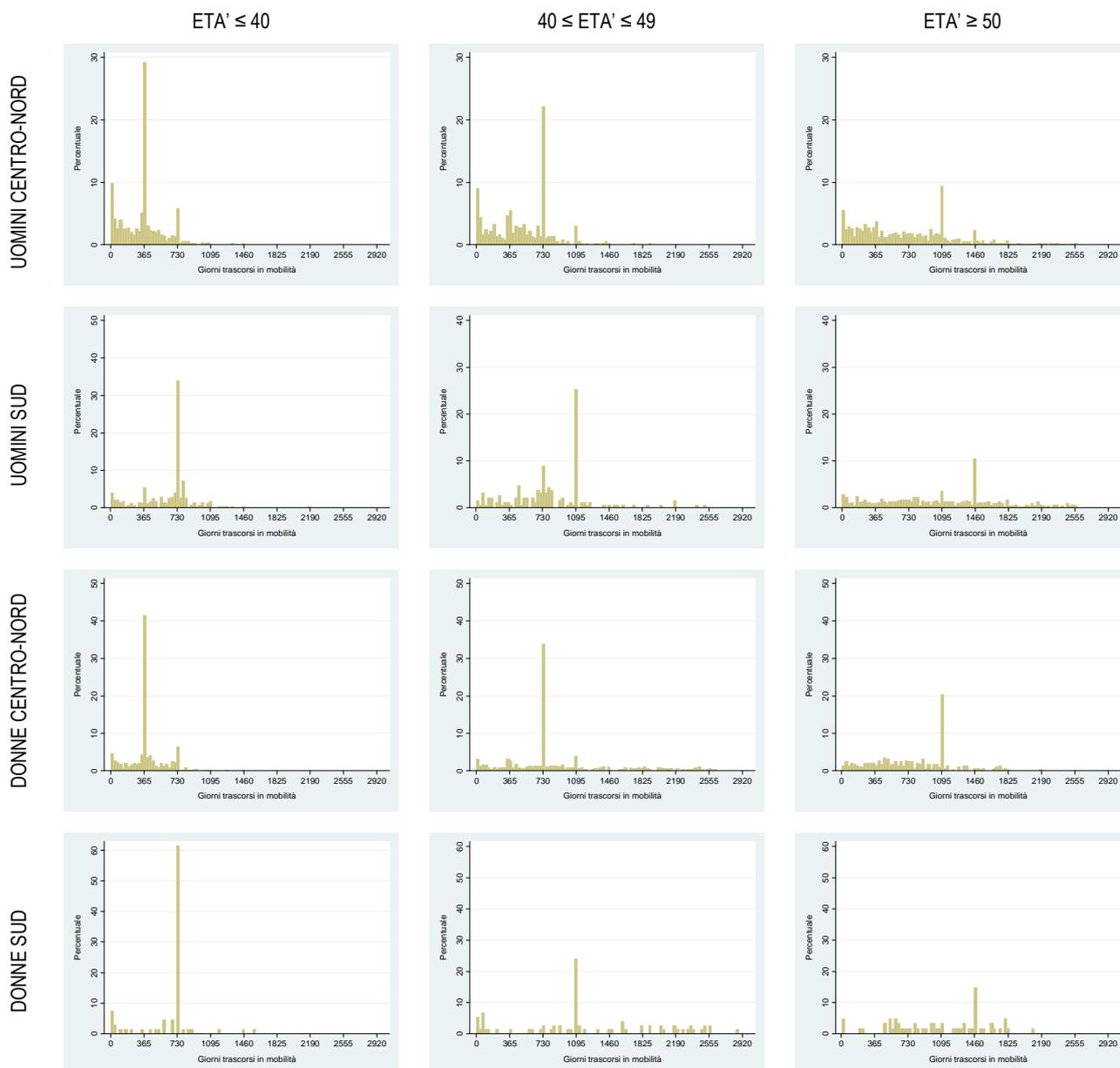
Il tasso di uscita dalle liste per decorrenza dei termini risulta particolarmente elevato per le donne, specialmente per quelle provenienti dalle regioni meridionali. Ciò suggerisce che le lavoratrici, una volta sperimentata l'iscrizione alle liste di mobilità, hanno maggiore difficoltà di rientrare nel mercato del lavoro nei confronti dei colleghi maschi.

Un secondo picco (inferiore al primo) è registrato in prossimità del dodicesimo mese successivo alla scadenza del periodo di fruibilità dei benefici, nelle distribuzioni delle durate degli abbinati del centro-nord con meno di 50 anni, senza alcuna distinzione di genere. Questa differenza nel comportamento degli iscritti è molto importante, perché testimonia che lavoratori e imprese provenienti da regioni diverse del nostro Paese sfruttano diversamente le

opportunità loro offerte dall'istituto della mobilità. Appare infatti chiaro che al centro-nord si sottoscrivono contratti di lavoro a tempo determinato durante l'iscrizione alle liste (per una durata complessiva prevalente di dodici mesi) con maggiore frequenza rispetto al sud, causando le sospensioni del decorso della mobilità che prolungano il termine massimo di fruizione dei benefici.

Figura 3.2: Durata della permanenza in lista.

Distribuzione delle durate di permanenza in lista nei 12 sottocampioni considerati.



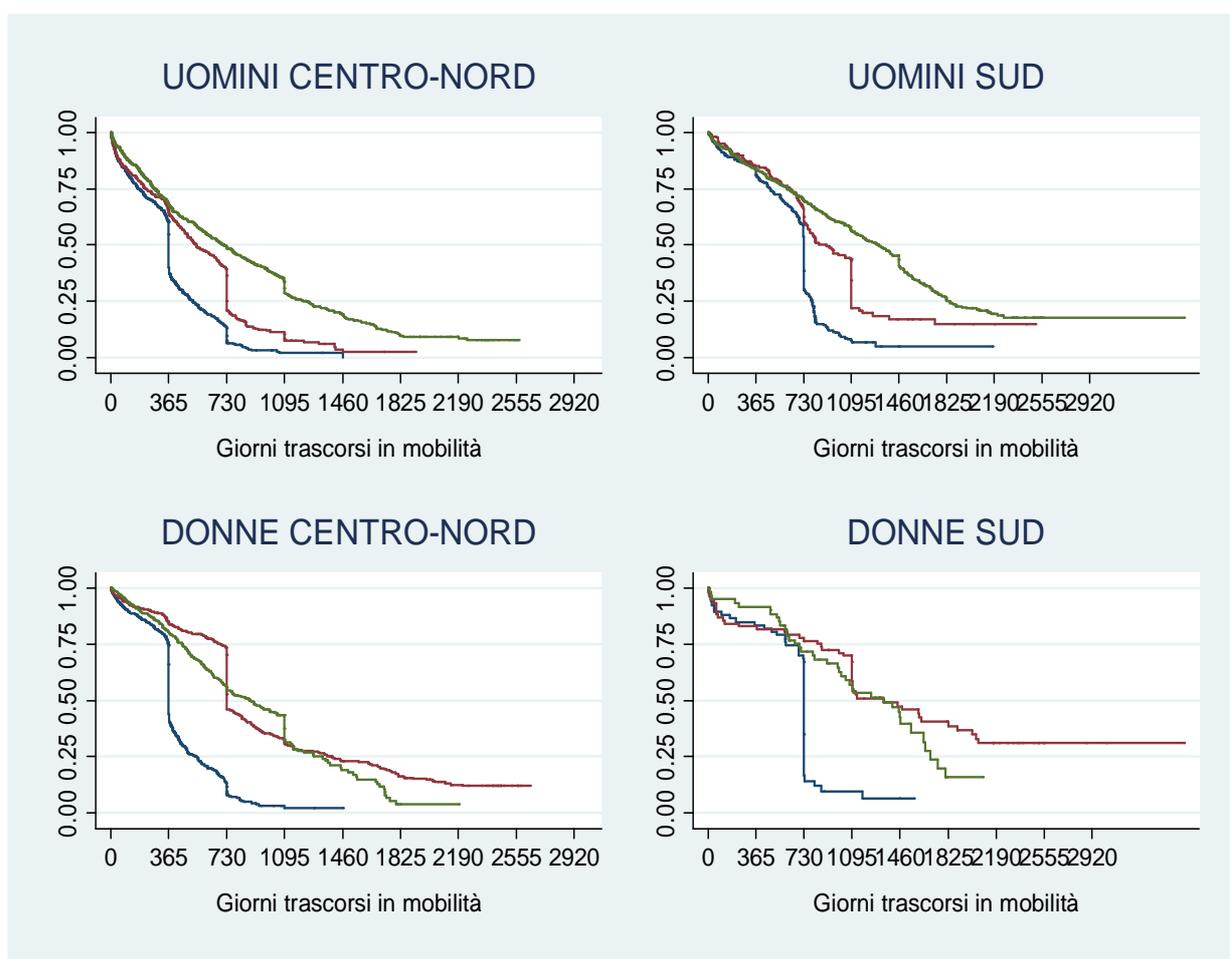
A livello territoriale si osserva un'ulteriore discrepanza nel comportamento dei lavoratori: uomini e donne del sud, specie per la classe d'età più giovane, mostrano tassi di uscita dalle liste che precedono il primo picco molto bassi. Per quanto detto alla fine del

paragrafo precedente, ciò non può che essere dovuto a transizioni verso l'occupazione. Questa evidenza suggerisce che al sud gli iscritti trovano un nuovo lavoro molto meno dei colleghi del centro-nord.

Utile ai nostri scopi può risultare lo studio della funzione di sopravvivenza, che al passare del tempo mostra la quota di individui ancora iscritti in mobilità. Per come è definita, la curva decrescente che la rappresenta mostrerà dei salti tanto più elevati quanto è il tasso di uscita dalle liste in quel momento. Al contrario, risulterà stazionaria quando il numero degli iscritti alle liste rimane pressoché costante.

Figura 3.3: Funzione di sopravvivenza per la permanenza in lista.

Stime di Kaplan-Meier della sopravvivenza in lista per le tre classi d'età considerate, nei quattro casi definiti per genere e provenienza geografica.



Non sorprende dunque che in prossimità dei picchi registrati negli istogrammi in Figura 3.2, le stime di Kaplan-Meier delle curve di sopravvivenza riportate in Figura 3.3 mostrino salti particolarmente evidenti, a confermare le evidenze emerse in precedenza. La Figura 3.3 mette inoltre in risalto l'utilizzo della mobilità lunga, specie da parte degli iscritti alle liste nel

sud: a nove anni dal licenziamento risultano ancora in lista circa il 20% degli uomini e oltre il 30% delle donne.

Per un altro verso, le funzioni di sopravvivenza stimate mostrano con chiarezza come l'età incida nel rientro nel mercato del lavoro. Ciò accade in modo particolare per le donne, distinguendo chiaramente il comportamento delle più giovani da quelle che rientrano nelle due classi d'età più anziane, che presentano curve poco distanziate anche dopo quattro anni dal licenziamento.

Questa impressione è indubbiamente confermata dai test *log-rank* condotti per la verifica dell'ipotesi di uguaglianza delle stime di Kaplan-Meier tra gruppi di età diversa, ma appartenenti allo stesso sottocampione. Per gli uomini la statistica test ottenuta induce al rifiuto dell'ipotesi nulla tra tutte le classi d'età. Per quanto riguarda invece le donne, quelle più giovani risultano avere una sopravvivenza in lista significativamente inferiore a quella delle colleghe con 40 anni o più, mentre considerando solo le quarantenni e le ultracinquantenni il test accetta l'ipotesi nulla, sia per il centro-nord che per il sud.

3.4 Storia lavorativa e tassi di occupazione

Il *linkage* fra archivi delle liste e i dati raccolti nei moduli O1M, consente di utilizzare molte più informazioni, specie per quanto riguarda i periodi di occupazione. Infatti, un modo diverso di ottenere evidenze circa il comportamento degli individui iscritti alle liste è quello di rivolgere l'attenzione alla storia lavorativa degli abbinati iscritti alle liste di mobilità, anche nei periodi precedenti e successivi alla permanenza nel programma (Anastasia *et al.*, 2004; Paggiaro, Rettore e Trivellato, 2005). L'idea è quella di costruire una variabile indicatrice per ogni mese precedente e successivo alla data di iscrizione alle liste, che valga 1 se per un certo individuo sia in corso un rapporto di lavoro, di qualsiasi tipo esso sia, 0 altrimenti. La storia lavorativa così sintetizzata, disponibile a partire da sei anni prima del licenziamento, consente facilmente il calcolo dei tassi di occupazione prima e dopo l'iscrizione in lista, calcolati come il rapporto tra la somma degli individui occupati in un certo istante e la numerosità totale che compone il gruppo di cui quegli individui fanno parte.

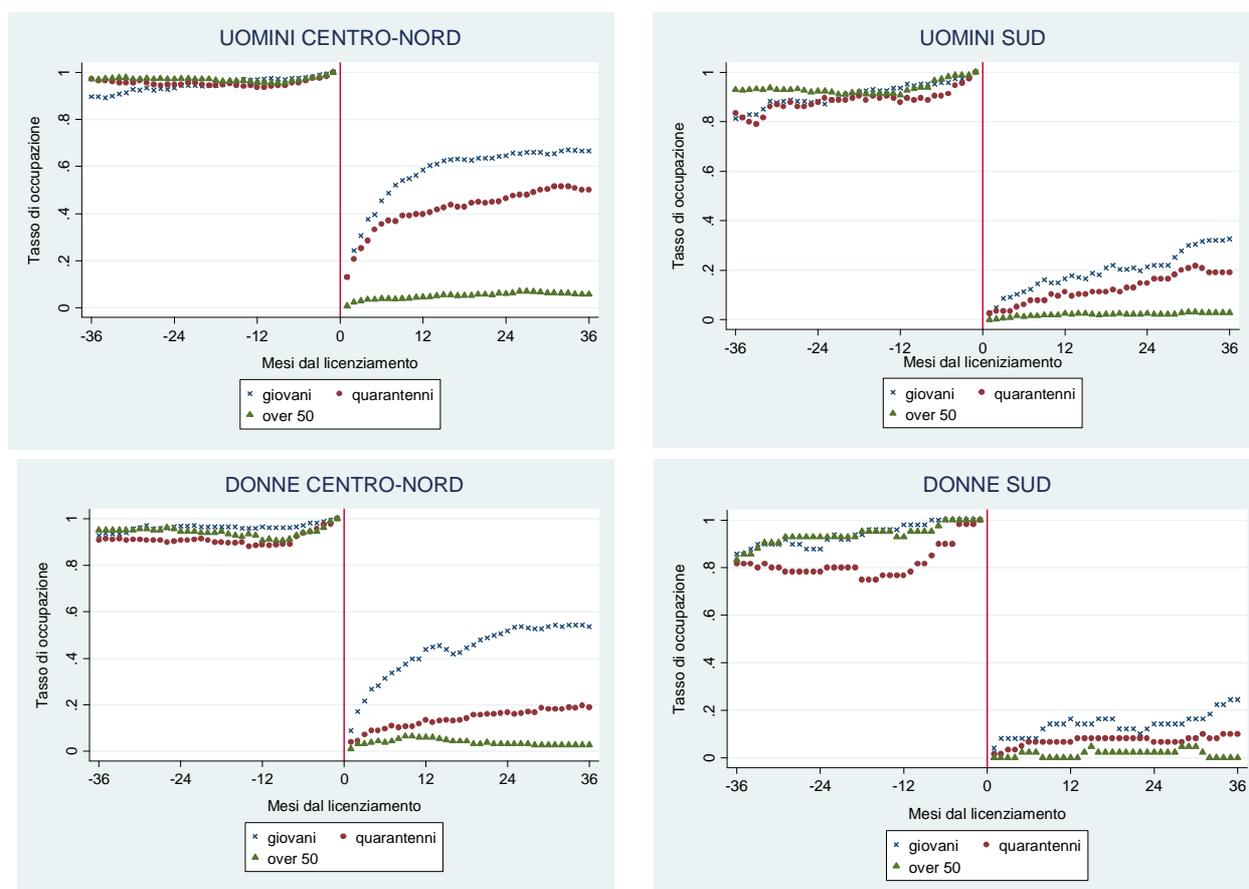
Vista la finestra temporale considerata da WHIP, al fine di poter disporre di osservazioni per almeno tre anni dopo la data di licenziamento, si considerano i soli iscritti alle liste entro il 31 dicembre 1996. La Tabella 3.6 riporta la composizione dei 12 sottocampioni e mostra come le numerosità si riducano non poco rispetto all'intero gruppo degli abbinati liste-O1M, specie per quanto riguarda le donne meridionali.

Tabella 3.6: Gli iscritti per l'analisi del tasso di occupazione.
 Composizioni percentuali per i 12 sottocampioni di riferimento, nel periodo 1991-1996.

Abbinamenti liste-O1M 1991-1996	CENTRO – NORD			MERIDIONE			Totale
	età<40	40≤età≤49	età≥50	età<40	40≤età≤49	età≥50	
donne	315	279	182	49	60	42	927
N	359	256	603	187	115	326	1.846
totale	674	535	785	236	175	368	2.773

La Figura 3.4 mostra i tassi di occupazione calcolati da 36 mesi prima a 36 mesi dopo il licenziamento, per ciascuno dei 12 sottocampioni. Questi presentano differenti comportamenti già da prima dell'iscrizione in lista: i tassi di occupazione al sud sono più bassi che per il centro-nord, specie per le donne meridionali quarantenni. Circa il 10% di queste risultano disoccupate già nei mesi immediatamente precedenti l'iscrizione in lista.

Figura 3.4: Tassi di occupazione.
 La storia lavorativa degli individui iscritti alle liste, riassunta dai tassi d'occupazione calcolati da 36 mesi prima a 36 mesi dopo il licenziamento.



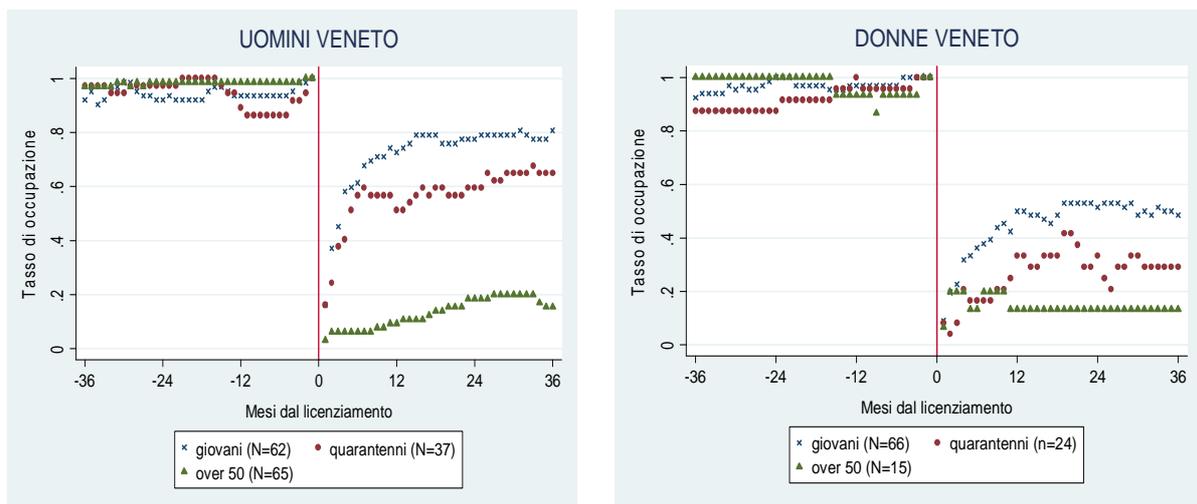
Dal momento dell'ingresso in mobilità le differenze riscontrate si amplificano. Innanzitutto, appare in modo evidente come i lavoratori più giovani abbiano maggiore probabilità di rientrare nel mercato del lavoro dei colleghi più anziani, specie al centro-nord.

Per quanto invece riguarda le differenze territoriali, serve maggior cautela nell'interpretare i grafici, poiché servirebbe una finestra temporale più ampia per poter superare i limiti imposti dal diverso regime che la politica ammette per gli iscritti alle liste meridionali. Tuttavia, appare evidente che i tassi di occupazione per i lavoratori del sud arrivano appena alla metà di quelli ottenuti per gli individui provenienti dalle altre regioni.

La Figura 3.4 consente, inoltre, di osservare il diverso comportamento di uomini e donne che abbiano sperimentato l'iscrizione in lista di mobilità, confermando quanto già segnalato dalle stime della funzione di sopravvivenza. A parte il fatto di lavorare tendenzialmente meno dei colleghi maschi, infatti, dopo l'iscrizione le quarantenni del centro-nord (quelle del sud sono poche per poter trarre conclusioni) presentano tassi di occupazione più "vicini" a quelli delle ultracinquantenni rispetto alle più giovani. Infatti, contrariamente a quanto accade per gli uomini, nei primi dodici mesi dal licenziamento i tassi delle donne delle due classi più anziane risultano non significativamente diversi gli uni dagli altri.

Figura 3.5: Tassi di occupazione per gli iscritti nella regione Veneto.

La storia lavorativa degli individui iscritti alle liste, riassunta dai tassi d'occupazione calcolati da 36 mesi prima a 36 mesi dopo il licenziamento, per il confronto tra la base dati WHIP e quella proveniente dal *linkage* di Netlabor con gli archivi delle liste.



Poiché può risultare interessante effettuare un confronto tra le evidenze emerse dal *linkage* degli archivi amministrativi delle liste e Netlabor con i dati ottenuti dall'abbinamento liste-OIM della base dati WHIP, si riportano in Figura 3.5 i tassi di occupazione riferiti ai soli iscritti nel Veneto. Seppur con le dovute precauzioni dovute al fatto che i dati qui analizzati sono di tipo campionario, si può affermare che le storie lavorative ottenute a partire da dati

INPS mostrano una dinamica molto simile a quella presentata da Anastasia *et al.* (2004) e Paggiaro, Rettore e Trivellato (2005). Anche per quanto riguarda i tassi di occupazione, non sembrano sussistere particolari evidenze, anche se quelli mostrati dalla Figura 3.5 sono leggermente inferiori a quelli mostrati dai dati derivanti dall'amministrazione corrente del programma⁴². Ciò sembra valere più per le donne che per gli uomini.

⁴² Si tenga presente che i dati utilizzati nei due studi menzionati riguardano solo parte della regione Veneto, ossia le province di Vicenza e Treviso. Ciò può spiegare le poche differenze riscontrate con quanto emerso dall'analisi di WHIP.

Capitolo 4

STIMA DELL'EFFETTO ANNO AGGIUNTIVO

Allo scopo di poter effettuare una valutazione degli effetti della mobilità sulla probabilità che un individuo iscritto alle liste transiti verso una nuova occupazione, le analisi descrittive presentate nel Capitolo 3 si rivelano insufficienti. Tuttavia, le evidenze emerse circa i differenti comportamenti tenuti dai lavoratori rispetto alla permanenza in lista, al variare del pacchetto di benefici loro concesso, servono da guida nell'esercizio di valutazione.

Per questo motivo, al fine di limitare l'eterogeneità individuale, tutte le analisi presentate nelle prossime pagine saranno condotte esaminando separatamente gruppi di individui, definiti in base a classe di età, genere e provenienza geografica. Al riguardo va osservato che tutti i soggetti iscritti alle liste dopo il compimento del cinquantesimo anno d'età verranno esclusi dall'analisi di seguito presentata, avendo loro diritto alla mobilità lunga, una sorta di prepensionamento di durata variabile caso per caso.

Si osservi inoltre che, visti i dati a nostra disposizione, lo studio degli effetti della mobilità sul rientro nel mercato del lavoro sono riferiti a qualsiasi tipologia di lavoro, senza distinguere il caso del lavoro a tempo indeterminato da quello a termine, come accaduto in alcune delle precedenti pubblicazioni più volte citate.

Il seguito del capitolo è organizzato come segue. Il paragrafo 4.1 è dedicato alla presentazione del problema di identificazione degli effetti della mobilità. Le possibili strategie di valutazione della politica, attuabili nel caso specifico, sono presentate nel paragrafo 4.2. Il paragrafo successivo ha il compito di presentare il campione a disposizione e le prime importanti evidenze empiriche, mentre nei paragrafi 4.4 e 4.5 prende corpo l'esercizio di valutazione. Infine, nel paragrafo 4.6 vengono presentate e commentate le stime dell'impatto differenziale dell'effetto anno aggiuntivo di permanenza in lista concesso ai quarantenni.

4.1 Il disegno di valutazione adottato

Per quanto detto nel Capitolo 2, visto il peculiare disegno dell'istituto della mobilità e le caratteristiche del *database* a disposizione, l'obiettivo di questa tesi è verificare l'esistenza e l'eventuale entità di quello che abbiamo definito effetto anno aggiuntivo⁴³.

L'idea è quella di ripartire il campione a disposizione in due gruppi: da un lato i lavoratori con al più 39 anni, cui spetta l'indennità di mobilità per 12 mesi (prolungati a 24 se iscritti alle liste nelle regioni meridionali); dall'altro gli iscritti in età compresa tra i 40 e i 49 anni, cui spetta un anno supplementare di permanenza in lista. Sono proprio questi ultimi ad essere considerati i "trattati", poiché esposti ad un trattamento diverso, più esteso nel tempo, mentre i più giovani vengono utilizzati come gruppo di controllo.

L'esposizione al trattamento è dunque una funzione deterministica dell'età al momento del licenziamento ed è identificata dalla variabile I , così definita:

$$I = \begin{cases} 1 & \text{se } 40 \leq \text{età} \leq 49 ; \\ 0 & \text{se } \text{età} < 40 . \end{cases}$$

La variabile d'interesse è il risultato Y_{it} , anch'essa una variabile indicatrice che vale 1 se nel t -esimo mese dopo il licenziamento (per $t = 1, \dots, 36$) l'individuo i risulta occupato e 0 altrimenti. Qualora l'individuo appartenga al gruppo degli esposti al trattamento il risultato potenziale sarà Y_{it}^T ; nel caso contrario, di mancata esposizione, la variabile d'interesse rilevata sarà, invece, Y_{it}^{NT} .

Ne consegue chiaramente che l'impatto individuale α_i della politica, definito come

$$\alpha_{it} = Y_{it}^T - Y_{it}^{NT} ,$$

non è osservabile, poiché per ogni individuo del campione considerato non si potrà conoscere contemporaneamente il risultato potenziale sia da esposto che da non esposto. Questo è comunemente noto in materia come *the fundamental problem of causal inference*.⁴⁴

Anche se la singola realizzazione α_{it} non è identificabile, non è preclusa la possibilità di risalire alla sua distribuzione. In particolare, si può pensare di rivolgere l'attenzione al valore atteso dell'impatto in un certo mese dall'iscrizione, ossia alla quantità:

$$E[\alpha] = E[Y^T - Y^{NT}] = E[Y^T] - E[Y^{NT}] .$$

Mese dopo mese, le medie di Y^T e Y^{NT} forniscono il tasso di occupazione di quel gruppo, definito come la quota di individui che risultano occupati rispetto al totale che lo compone.

⁴³ V., *supra* § 2.1.

⁴⁴ Cfr. Holland (1986).

Tuttavia, dal momento che lo scopo della nostra ricerca è ottenere, per ogni t , una stima dell'impatto medio sul solo gruppo degli esposti al trattamento, il parametro su cui focalizzare l'attenzione diventa il valore atteso di α condizionato al fatto di aver percepito l'indennità di mobilità per un anno in più.

In altri termini si cercherà, per ogni t , un'approssimazione del cosiddetto *Average Treatment on Treated* (ATT), ovvero di:

$$E[\alpha | I = 1] = E[Y^T - Y^{NT} | I = 1] = E[Y^T | I = 1] - E[Y^{NT} | I = 1]; \quad (1)$$

dove l'ultimo membro dell'espressione rimane, comunque, ancora non osservabile, poiché rappresenta la media di un evento controfattuale. Infatti, per gli individui esposti al trattamento non si rileva Y^{NT} , che risulta identificabile solo per il gruppo di età inferiore ai 39 anni. Per i più giovani è invece osservabile $E[Y^{NT} | I = 0]$, ossia il valore atteso della variabile risultato nel caso di mancato trattamento per gli individui appartenenti al gruppo di controllo. Sommando e sottraendo questa quantità alla (1) e riordinando opportunamente i termini si ottiene:

$$E[Y^T | I = 1] - E[Y^{NT} | I = 0] = E[\alpha | I = 1] + \{ E[Y^{NT} | I = 1] - E[Y^{NT} | I = 0] \}. \quad (2)$$

La (2) mostra in maniera inequivocabile come la semplice differenza tra valori medi osservati non coincida con l'impatto medio del trattamento sugli individui con più di 40 anni. Il disegno di valutazione dovrà tenere necessariamente in considerazione che le differenze osservate nei tassi d'occupazione di esposti e non esposti nei mesi successivi al licenziamento⁴⁵ risentono di un termine di distorsione: il *selection bias*. La quantità tra parentesi graffe nella (2) rappresenta le differenze medie nei tassi di occupazione che si sarebbero riscontrate in assenza del trattamento anno aggiuntivo concesso ai quarantenni. E questa quantità è indubbiamente non osservabile.

Si parla, in questo caso, anche di distorsione da selezione, poiché generata proprio dal processo che rende diversi, sin dall'inizio, gli esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista dal gruppo di controllo. L'unico modo per eliminare il *selection bias* è quello di rendere indipendenti i risultati potenziali Y^T e Y^{NT} dall'esposizione al trattamento.

Per esempio, nel caso di un esperimento casuale, ossia qualora l'assegnazione dello *status* sia frutto di un processo di randomizzazione, si verifica che:

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I \quad (3)$$

⁴⁵ V., *supra* § 3.4.

e di conseguenza il condizionamento ad I risulta ininfluente, rendendo le distribuzioni dei due risultati potenziali indipendenti dal fatto che gli individui siano stati esposti o meno al trattamento. Di conseguenza, in questa particolare situazione sperimentale, l'impatto ricercato diventa la semplice differenza tra le medie osservate:

$$E[\alpha | I = 1] = E[Y^T] - E[Y^{NT}]$$

Tuttavia, nel caso delle liste di mobilità, la (3) non potrà valere, dal momento che I è funzione dell'età, ed è ben noto che il tasso di occupazione varia in funzione dell'età. È dunque naturale supporre che la differenza che si registra, in media, fra i tassi di occupazione dei quarantenni e dei più giovani sia dovuta, oltre che a ATT, anche alla diversa età dei componenti i due gruppi. Nel seguito parleremo di “effetto età” riferendoci proprio alla differenza tra medie osservate nei due gruppi, al netto dell'impatto dell'anno aggiuntivo dei benefici concessi agli esposti.

La scelta delle strategie da adottare per la valutazione dell'effetto dell'anno aggiuntivo deve quindi cercare di tenere adeguatamente conto dell'effetto età, in modo da controllarlo e depurare così la stima di ATT dalla distorsione da selezione che altrimenti l'effetto età produrrebbe.

4.2 Due possibili strategie di valutazione

4.2.1 *Regression discontinuity design*

Come visto nel paragrafo 2.1 spesso gli esercizi di valutazione della mobilità hanno utilizzato il *regression discontinuity design* (nel seguito RDD) proprio per la struttura stessa della politica, che seleziona gli individui da esporre al trattamento in base alla loro età al momento del licenziamento. Infatti, l'istituto della mobilità prevede che la probabilità di permanenza in lista per un anno aggiuntivo passi da 0 a 1 qualora l'individuo risulti avere un'età pari o superiore al valore-soglia dei 40 anni.

In quest'ottica, anche nel caso specifico si possono ottenere stime non distorte dell'effetto anno aggiuntivo sulla probabilità d'occupazione mediante *sharp* RDD. Questo metodo, al fine di rendere indipendente il risultato potenziale dall'esposizione al trattamento, utilizza la seguente assunzione di indipendenza condizionale:

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I \mid età = 40 \tag{4}$$

La (4) afferma che, in prossimità della soglia dei 40 anni, il risultato potenziale riscontrato negli individui (trattati e non trattati) non ha alcuna relazione con lo *status* dell'individuo rispetto all'esposizione al trattamento. In prossimità della soglia, dunque, la differenza osservata nei tassi di occupazione per i due diversi gruppi non è affetta da *selection bias*.

Anche ammettendo che l'età al momento del licenziamento sia la sola caratteristica che differenzia i trattati dai controlli, rimane però il fatto che RDD consente di ottenere una stima corretta di ATT solo per gli esposti che presentino età esattamente pari a 40 anni, mentre il risultato non si può estendere a coloro che si allontanano da tale soglia.

4.2.2. Propensity-score matching

Per poter ottenere stime non distorte dell'impatto medio differenziale della mobilità, recentemente è stata proposta un'alternativa al RDD: il *matching*. Questo metodo consiste nel confronto diretto di individui esposti e non esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista che risultino effettivamente confrontabili rispetto ad un vettore X di caratteristiche individuali, che siano quelle, e tutte quelle, rilevanti per il risultato potenziale Y del trattamento (in tal caso, si parla anche di selezione nelle osservabili). Tra queste si includono le variabili riguardanti le condizioni demografiche degli individui (età esclusa), nonché tutte le informazioni riferite alla storia lavorativa precedente l'episodio di mobilità, ponendo particolare attenzione al rapporto di lavoro che conduce all'iscrizione in lista.

La scelta delle caratteristiche X è cruciale allo scopo di poter ottenere stime non distorte attraverso *matching*. Infatti l'assunzione di indipendenza condizionale:

$$Y^{NT} \perp I \mid X, \quad (5)$$

mostra come il *set* di variabili X debba essere in grado di depurare la dipendenza tra il risultato potenziale per i non esposti e lo *status*, ovvero l'età. Affinché la (5) abbia valore empirico è necessario ipotizzare che vi siano sia trattati che non trattati per i quali si rileva il vettore delle caratteristiche X , ovvero assumere che:

$$0 < P(I = 1 \mid X) < 1. \quad (6)$$

L'insieme delle condizioni (5) e (6) costituisce la *strong ignorability* (Rosenbaum e Rubin, 1983), garantendo che il *matching* produca un gruppo di confronto per gli esposti al trattamento simile ad un gruppo di controllo sperimentale, rimpiazzando la randomizzazione con il condizionamento ad X .

Tuttavia, poiché X è k -dimensionale, confrontare gli individui sulla base di tutte queste caratteristiche può comportare alcune complicazioni. Infatti, si dovrebbero cercare accoppiamenti tra esposti e non esposti che presentino lo stesso valore per le k variabili. Per ovviare a questi problemi, Rosenbaum e Rubin (1983) hanno proposto di ricorrere al *propensity score*, definito come la probabilità condizionata al vettore X di essere esposto al programma, ossia:

$$e(X) = \Pr(I=1 | X).$$

Si osservi che, per qualunque k , $e(X)$ ha dimensione 1. Inoltre, si nota facilmente che sfruttando il *propensity score* l'ipotesi di indipendenza condizionale (5) diventa:

$$Y^{NT} \perp I | e(X)$$

Il *propensity score* gode di due importanti proprietà, ovvero:

$$X \perp I | e(X); \tag{7}$$

$$\text{se } (Y^T, Y^{NT}) \perp I | X, \text{ allora } (Y^T, Y^{NT}) \perp I | e(X). \tag{8}$$

La (7) afferma che individui con lo stesso $e(X)$ hanno la stessa distribuzione del *set* di caratteristiche individuali, indipendentemente dall'esposizione o meno al trattamento, il che garantisce un'assegnazione al trattamento del tutto casuale. La (8), invece, attesta che se X risolve i problemi di *selection bias*, allora anche il *propensity score* è in grado di farlo, eliminando la dipendenza del risultato potenziale dall'età.

Le due proprietà mostrano altresì che affinché il metodo del *matching* funzioni è necessario avere a disposizione e utilizzare al meglio le variabili X , così da eliminare il *selection bias*. Per verificare la capacità di $e(X)$ di rimuovere l'effetto età, Anastasia *et al.* (2004) e Paggiaro, Rettore e Trivellato (2005) effettuano un test per verificare la validità della (5), agendo separatamente per il gruppo degli esposti e dei non esposti.

Per il gruppo di controllo, l'ipotesi è:

$$H_0: Y^{NT} \perp \text{età} | X, \text{ se età} \leq 39 \text{ anni}.$$

Per saggiare H_0 i non esposti vengono divisi in due sottogruppi di pari numerosità in base all'età: da un lato i non esposti più vecchi, dall'altro quelli più giovani. Abbinando i non esposti più vecchi con quelli più giovani attraverso $e(X)$ si ottengono due sottogruppi per i quali la distribuzione delle caratteristiche individuali non differisce. I due sottogruppi bilanciati rispetto ad X , risulteranno composti da individui di età diversa, ma tutti con una caratteristica in comune: non essere sottoposti all'anno aggiuntivo di mobilità.

Qualora non si notino differenze statisticamente significative nei tassi d'occupazione fra i non esposti più vecchi e quelli più giovani nel periodo successivo l'iscrizione alle liste, si potrà affermare che il condizionamento a $e(X)$ è sufficiente a controllare l'effetto età. In caso contrario, tassi significativamente diversi fra non esposti più vecchi e più giovani saranno imputabili all'effetto età: l'evidenza empirica suggerirebbe che le caratteristiche individuali considerate non sono in grado di eliminare la distorsione da selezione.

Analogamente, si potrà verificare la presenza di *selection bias* anche nel gruppo degli esposti, suddividendolo in due sottogruppi di pari numerosità, a seconda dell'età: gli esposti più vecchi e quelli più giovani. Di nuovo, il confronto fra le proporzioni di occupati dei due sottogruppi dopo il licenziamento che ha causato l'ingresso in mobilità determinerà se il vettore X sia adeguato o meno.

Si deve però tener presente che per i lavoratori con più di 40 anni non si osserva Y^{NT} , in quanto evento controfattuale, bensì Y^T . Perciò, in tal caso, l'ipotesi nulla da verificare diventa:

$$H_0 : Y^T \perp \text{età} \mid X, \text{ se } 40 \text{ anni} \leq \text{età} \leq 49 \text{ anni} .$$

Osservando che la variabile risposta osservata per gli individui cui spetta l'anno aggiuntivo di benefici può essere vista come

$$Y^T = Y^{NT} + (Y^T - Y^{NT}),$$

si deduce agevolmente che se H_0 viene accettata si può ragionevolmente affermare che né il risultato potenziale da non esposti Y^{NT} , né l'impatto $Y^T - Y^{NT}$ dipendono dall'età, a meno che non si creda che entrambe le quantità ne siano affette, in modo tale che la loro somma non lo sia.

Al contrario, se il test di specificazione rigettasse l'ipotesi nulla, non sarebbe possibile stabilire se a dipendere dall'età sia Y^{NT} , l'impatto $Y^T - Y^{NT}$, o entrambe le grandezze.

4.3 Il gruppo di riferimento e le prime evidenze emerse

Da quanto emerso nel Capitolo 3, si è riusciti ad abbinare gli archivi riferiti ai rapporti di lavoro con quello riguardante l'episodio di mobilità per 4.048 lavoratori, iscritti alle liste tra il 1991 e il 1999.

Poiché per l'analisi serve disporre di informazioni per almeno tre anni sulla storia successiva all'iscrizione in lista, si devono accantonare i 1.275 iscritti nelle liste negli anni tra il 1997 e il 1999. Dei 2.773 individui rimasti, 1.153 risultano avere almeno 50 anni al momento del licenziamento.

Rimangono complessivamente 1.620 soggetti iscritti alle liste di mobilità tra il 1991 e il 1996, sui quali condurre l'analisi d'impatto della politica. Di questi, poco meno della metà sono individui esposti all'anno aggiuntivo di percezione dell'indennità di mobilità, in quanto d'età compresa tra i 40 e i 49 anni, mentre i rimanenti costituiscono invece il gruppo di controllo, composto da tutti gli individui di età compresa fra i 18 e i 39 anni.

Come per tutti i principali studi sull'impatto differenziale di questo istituto, allo scopo di controllare al meglio l'eterogeneità individuale, l'esercizio di valutazione è stato condotto separatamente per uomini e donne, dal momento che in questi due casi il comportamento osservato si è solitamente rilevato diverso.

Poiché per la prima volta la base dati a disposizione contiene informazioni su lavoratori provenienti da tutta Italia, le analisi sono state effettuate separatamente per zona di provenienza. Specificamente, essendo il termine massimo di permanenza in mobilità prolungato di un anno per coloro i quali risultino iscritti alle liste nelle regioni meridionali, è risultato consigliabile distinguere i lavoratori del Mezzogiorno da quelli del centro-nord del paese.

In altri termini, poiché la zona di provenienza e il genere degli individui fungono da variabili di *matching* "pure", nel senso che suddividono gli iscritti in mobilità impedendo l'abbinamento tra soggetti che presentino queste caratteristiche tra loro diverse, si creano quattro diversi sottocampioni, le cui composizioni sono riportate nella Tabella 4.1.

Tabella 4.1: Gli iscritti utilizzati per la valutazione dell'impatto dell'effetto anno aggiuntivo.
Valori assoluti e percentuali di ogni sottocampione.

Status	Uomini				Donne				Totale	
	Centro-nord		Sud		Centro-nord		Sud		N	%
	N	%	N	%	N	%	N	%		
Non esposti	359	58,4	187	61,9	315	53,0	49	45,0	910	56,2
Esposti	256	41,6	115	38,1	279	47,0	60	55,0	710	43,8
Totale	615	38,0	302	18,6	594	36,7	109	6,7	1.620	100,0

Inoltre, dal momento che nel 1994 la legge n. 451 ha ristretto le possibilità di riassunzione in blocco dalle liste di mobilità⁴⁶, la stima dell'impatto differenziale è stato condotta anche distinguendo tra gli iscritti negli anni compresi tra il 1991 e il 1994 e quelli entrati in lista nel biennio successivo. Tuttavia, dato che i risultati complessivi non hanno evidenziato particolari differenze nei due diversi periodi considerati, si riporta solo la

⁴⁶ V., supra § 1.3.

distinzione per gli uomini del centro-nord, che, essendo il sottocampione più numeroso, consente una più facile interpretazione e una maggiore robustezza dei risultati. In Tabella 4.2 se ne riporta la composizione in relazione ai due diversi periodi considerati.

Tabella 4.2: Uomini del centro-nord suddivisi per periodo di iscrizione: 1991-1994 vs 1995-1996.
Valori assoluti e percentuali.

Status	Uomini centro-nord				Totale	
	'91 - '94		'95 - '96		'91 - '99	
	N	%	N	%	N	%
Non esposti	227	56,2	132	62,6	359	58,4
Esposti	177	43,8	79	37,4	256	41,6
Totale	404	65,7	211	34,3	615	38,0

La disponibilità della variabile Y_{it} , rende possibile una prima e semplice analisi descrittiva basata sul confronto dei tassi d'occupazione a 12 e 36 mesi dall'iscrizione, al variare dell'età registrata al momento del licenziamento. Mettendo in evidenza nei grafici la soglia dei 40 anni, nella logica del RDD, è possibile effettuare un confronto sui tassi d'occupazione attorno a tale valore.

Per quanto riguarda il tasso a 12 mesi dal licenziamento, riportato in Figura 4.1, si nota, innanzitutto, una netta distinzione fra le evidenze emerse dalle due diverse zone di provenienza dei lavoratori.⁴⁷

Al centro-nord si osserva una marcata dipendenza dei tassi di occupazione dall'età, sia prima che dopo la soglia dei 40 anni. L'effetto età appare più evidente per le donne che per gli uomini e agisce nel senso di ridurre il numero di occupati all'aumentare dell'età degli individui. Per quanto riguarda l'impatto differenziale ricercato, la ridotta numerosità campionaria induce ad interpretare le deboli differenze tra le medie osservate intorno alla soglia con una certa cautela: anche l'utilizzo di *spline* polinomiali di terzo grado riduce solo in parte l'alta variabilità nelle stime. L'impatto, dove esiste, sembra comunque negativo, come ci si aspettava, trattandosi di dati riferiti a individui iscritti alle liste con diritto di percezione dell'indennità di mobilità.

Al sud, invece, la situazione appare diversa: come si può facilmente ipotizzare, visto il disegno della politica (con l'ulteriore anno concesso agli iscritti nelle regioni meridionali), i tassi di occupazione sono molto bassi dopo 12 mesi dall'ingresso in mobilità, il che impedisce di trarre conclusioni circa la presenza dell'effetto anno aggiuntivo.

⁴⁷ Poiché le numerosità degli individui di 18 e 19 anni sono molto basse, i tassi di occupazione riferiti a questi soggetti non vengono riportati nei grafici, per facilitarne l'interpretazione.

Diversa è la situazione a 36 mesi dal licenziamento. A parte le donne del sud (la cui bassissima numerosità impedisce ogni ragionevole interpretazione), per gli altri tre gruppi l'effetto età, pur agendo con intensità diversa, sembra evidente, in modo particolare per gli individui esposti al trattamento. La differenza in termini di tassi d'occupazione prima e dopo la soglia dei 40 anni è abbastanza chiara tra centro-nord e sud e così per uomini e donne.

4.4 La specificazione del *propensity score* e il *matching*

Il procedimento di identificazione dell'effetto anno aggiuntivo, descritto nel paragrafo 4.2, inizia dal calcolo del *propensity score*. Per stimare $e(X)$ viene specificato un modello *logit* includendo tra i regressori: la regione di iscrizione alle liste, la qualifica del lavoratore e la sua eventuale percezione dell'indennità di malattia e/o di maternità, il settore e la dimensione dell'azienda in cui operava prima di essere licenziato e l'anno in cui il licenziamento è avvenuto. Per la previsione del *propensity score* si inserisce inoltre tra le covariate la storia lavorativa dal secondo al sesto anno precedente il licenziamento, riassunta in sei variabili: ciascuna di queste conta i mesi lavorati rispettivamente nei quattro trimestri del penultimo anno prima del licenziamento, nel terzultimo anno e nel triennio rimanente.⁴⁸

Tabella 4.3: Risultati dell'abbinamento mediante *Nearest Neighbor Matching* con soglia.
Numero di abbinamenti e percentuale di esposti abbinati al variare della differenza massima ammessa tra *propensity score*.

Sottocampione	individui		Soglia					
	esposti	non esposti	.01		.05		.10	
			N	% esposti	N	% esposti	N	% esposti
Uomini centro-nord	256	359	120	47	209	82	216	84
iscritti '91-'94	177	227	81	46	115	65	137	77
iscritti '95-'96	79	132	54	68	65	83	65	83
Uomini sud	115	187	66	57	80	70	85	73
Donne centro-nord	279	315	123	44	142	50	146	52
Donne sud	60	49	5	10	12	24	12	24
Totale	710	910	314	44	443	62	459	65

Il primo tentativo di abbinamento è stato condotto attraverso *Nearest Neighbor matching* (senza rimpiazzo) che, dopo aver ordinato gli individui in ordine crescente di

⁴⁸ Operativamente, il *propensity score* è stato stimato con Stata™ attraverso il programma *pscore.ado*, implementato e presentato da Becker e Ichino (2002). Questo ha il pregio di condurre automaticamente il test per l'ipotesi di bilanciamento della stima ottenuta fra trattati e non trattati, che è una condizione necessaria, ma non sufficiente, per la *strong ignorability*.

propensity score, abbina ad ogni esposto il soggetto non esposto più vicino in termini di differenze fra $e(X)$. La tabella 4.3 riporta i risultati di questo abbinamento al variare del valore massimo di tolleranza per le differenze di *propensity score* tra gli abbinati.

Il programma utilizzato⁴⁹ per l'abbinamento, tuttavia, consente di condurre il cosiddetto *Caliper matching* fra trattati e non trattati, abbinando ad ogni esposto al più un non esposto al trattamento, attraverso un algoritmo che ottimizza il numero di abbinamenti all'interno di una certa soglia prestabilita in termini di differenze fra *propensity score*. I risultati di questo abbinamento, riportati in Tabella 4.4, mostrano che questo secondo metodo è il più efficiente, in quanto perdendo alcuni dei migliori abbinamenti (quelli che hanno differenze di *propensity score* pressoché nulle) riesce ad abbinare molti altri individui. Il *Caliper matching*, almeno per i dati utilizzati, è evidentemente più valido del precedente, poiché con una soglia dell'1%, riesce a far complessivamente meglio, in termini di abbinamenti portati a termine, di quanto non riesca a fare il primo metodo con una soglia del 5%.

Tabella 4.4: Risultati dell'abbinamento mediante *Caliper Matching* al variare della soglia prefissata.
Numero di abbinamenti e percentuale di esposti al trattamento abbinati.

Sottocampione	individui		Soglia					
			.01		.05		.10	
	esposti	non esposti	N	% esposti	N	% esposti	N	% esposti
Uomini centro-nord	256	359	211	82	220	86	220	86
iscritti '91-'94	177	227	131	74	140	79	140	79
iscritti '95-'96	79	132	60	76	67	84	67	84
Uomini sud	115	187	85	74	89	77	89	77
Donne centro-nord	279	315	159	57	163	58	163	58
Donne sud	60	49	5	8	12	20	12	20
Totale	710	910	460	64,8	484	68,2	484	68,2

Si sceglie pertanto, il secondo metodo di abbinamento considerato, imponendo che fra ogni coppia di esposti e non esposti al trattamento la differenza massima tra i *propensity score* sia inferiore a .05. Questa soglia sembra una buona soluzione al *trade-off* tra quantità e qualità degli abbinamenti e pur non comportandone un aumento sostanzioso rispetto alla scelta della soglia dello .01, consente un importante passo avanti per il gruppo delle donne del sud.

L'abbinamento scelto conduce ad ottenere un totale di 484 abbinamenti, che garantisce il confronto con un individuo non esposto al 68,2% degli individui trattati con l'anno aggiuntivo di mobilità, esito sul quale pesa non poco il cattivo risultato ottenuto per le donne

⁴⁹ Per condurre l'abbinamento si utilizza, invece, il programma *psmatch2* di Leuven e Sianesi (2003) creato per Stata™.

del sud (20%). Ottimo è il risultato ottenuto per gli uomini del centro-nord, 86%, buono per quelli del sud, 77%, e appena soddisfacente per le donne del nord, 58%.

Un primo modo di verificare se l'abbinamento condotto sia in grado di eliminare la dipendenza dei risultati potenziali dallo *status* e quindi dall'età, è quello di ritornare sui grafici visti in precedenza, che analizzano i tassi d'occupazione a 12 e 36 mesi al variare dell'età, considerando però solamente gli individui abbinati.

La Figura 4.3 mostra che l'abbinamento non sembra migliorare molto la situazione circa l'effetto età, che al centro-nord sembra influenzare la vita lavorativa più per gli esposti al trattamento che tra i non esposti, specie se non si considerano gli individui più giovani, quelli di età inferiore ai 27 anni. Al sud, la situazione non offre modo di interpretazione.

A 36 mesi dal licenziamento, la situazione sembra invece migliorare, come mostra la Figura 4.4. Al centro-nord l'effetto età è ancora presente tra gli esposti, specie per quanto riguarda i trattati più vecchi, in età 48 e 49 anni, mentre per i non esposti quasi non ve ne è traccia. Al sud la situazione cambia: per gli uomini l'effetto età risulta del tutto assente, mentre per le donne la carente numerosità non consente interpretazioni.

4.5 Test per la presenza di *selection bias*

Le Figure 4.3 e 4.4 forniscono solo una prima indicazione sulla capacità della strategia utilizzata di eliminare l'effetto età dai sottocampioni considerati. Tuttavia, per un'analisi più rigorosa circa la presenza di *selection bias* nei sottocampioni anche dopo l'abbinamento, è necessario condurre il test così come descritto nel paragrafo 4.2.

In particolare si vuole verificare se le differenze fra tassi di occupazione riscontrati tra i non esposti suddivisi in due gruppi, uno più giovane (in età 18-30) e uno più anziano (31-39 anni), risultano statisticamente diverse. Per farlo si costruiscono i grafici che mostrano lo scostamento da zero della differenza fra i tassi nei due sottogruppi. Analogamente si conduce il test per verificare la presenza di effetto età, suddividendo gli esposti in due sottogruppi, quello dei più giovani (40-44 anni) e quello dei più vecchi (in età 45-49).

Per quanto riguarda il gruppo degli individui non esposti al trattamento, la Figura 4.5 riporta le differenze in termini di tassi d'occupazione fra i non esposti più vecchi e quelli più giovani, abbinati con *Caliper matching* (con soglia fissata sempre al .05) sulla base dello stesso *propensity score* precedentemente stimato. Poiché non vi sono evidenti segnali di rifiuto dell'ipotesi di indipendenza di Y^{NT} dall'età, si può affermare che il condizionamento a e (X) elimina l'effetto età per il gruppo dei non esposti al trattamento.

La situazione cambia quando si conduce il test per il gruppo degli esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista. La Figura 4.6 riporta le differenze nei tassi d'occupazione fra i trattati più vecchi e quelli più giovani, anch'essi abbinati tra loro mediante *propensity score Caliper matching* (sempre con soglia fissata .05).

I grafici mostrano che al sud, per gli uomini, l'età non sembra influenzare il ritorno all'occupazione (d'altronde al sud i quarantenni hanno diritto alla percezione dell'indennità per ben 3 anni), mentre per le donne, nonostante la bassa numerosità campionaria imponga cautela nell'esprimere qualsiasi commento, l'età sembra influenzare in modo molto netto le scelte occupazionali prima dell'ingresso in mobilità e non dopo.

Al centro-nord, al contrario, si osservano differenze statisticamente significative tra i due sottogruppi di individui esposti al trattamento. In particolare, per quanto riguarda gli uomini, si osserva che nei 36 mesi successivi all'iscrizione alle liste quelli in età 46-49 sembrano costantemente meno occupati rispetto a quelli in età 40-45. Per le donne, invece, la differenza aumenta al passare del tempo trascorso in lista.

Complessivamente, dunque, il test per la presenza di *selection bias* per gli individui esposti al trattamento non accetta l'ipotesi di indipendenza fra il risultato potenziale e l'età. In altre parole, la stima dell'effetto anno aggiuntivo basata sul confronto dei tassi d'occupazione di esposti e non esposti al trattamento risulterebbe distorta, poiché ancora affetta da una distorsione da selezione.

Facendo un passo indietro, poiché le Figure 4.3 e 4.4 mostrano che l'effetto età sui tassi d'occupazione appare meno pronunciato se si restringe l'attenzione agli esposti con meno di 48 anni (specie per il gruppo degli uomini del centro-nord), si è deciso di ricondurre l'esercizio escludendo dall'analisi tutti i soggetti di 48 e 49 anni.

Replicando la stima del *propensity score* e procedendo ad un nuovo abbinamento fra esposti in età 40-47 e tutti i non esposti si ottengono i risultati riportati in Tabella 4.5. Complessivamente, rispetto a prima si ottiene una maggiore quota di esposti abbinati che considerando l'intero gruppo degli individui esposti al trattamento, anche se la numerosità complessiva diminuisce. Ciò comporta una perdita di precisione, ma consente di guadagnare sulla correttezza delle stime finali.

Per quanto riguarda la qualità degli abbinamenti, la Figura 4.7 confronta le distribuzioni del *propensity score* fra esposti (in età 40-47) e non esposti distinguendo i diversi casi in base a genere e provenienza geografica. Vista la buona sovrapposizione delle distribuzioni, per gli uomini il reperimento di *match* adeguati risulta facile; il contrario accade invece per le donne,

specialmente per quelle del sud, le cui distribuzioni del *propensity score* appaiono notevolmente diverse.

Tabella 4.5: Caliper matching sugli esposti in età 48-49.

I risultati del nuovo abbinamento. Differenza massima consentita fra i *propensity score* di .05.

Sottocampione	individui		abbinamenti		
	esposti	non esposti	N	% esposti	% non esposti
Uomini centro-nord	178	359	170	95,5	47,4
iscritti '91-'94	116	227	108	93,1	47,6
iscritti '95-'96	62	132	52	83,9	39,4
Uomini sud	89	187	78	87,6	41,7
Donne centro-nord	200	315	140	70,0	44,4
Donne sud	45	49	8	17,8	16,3
Totale	512	920	396	77,3	43,0

La Figura 4.8 mostra che per quanto riguarda gli iscritti in mobilità non esposti al trattamento dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista, l'abbinamento mediante *propensity score* elimina quasi interamente la dipendenza del tasso d'occupazione dall'età per gli uomini (sia al centro-nord che al sud), mentre per le donne l'effetto età sembra ancora presente, ma statisticamente non significativo.

Riducendo l'analisi agli individui con meno di 48 anni, gli individui che hanno diritto ad un anno in più di permanenza nelle liste di mobilità mostrano due comportamenti diversi. Come mostrato dalla Figura 4.8, mentre per gli uomini l'effetto età sembra totalmente scomparso, per le donne è invece ancora significativamente presente (ad un livello di significatività di .95). Per questo gruppo la cautela nell'interpretare la stima dell'impatto dell'anno aggiuntivo dovrà essere massima. Infatti, per quanto detto nel paragrafo 4.1.1, non si è in grado di stabilire se a dipendere dall'età sia il risultato controfattuale degli esposti, incorrendo dunque in un problema di *selection bias*, o l'impatto dell'anno aggiuntivo.

4.6 La stima dell'impatto dell'anno aggiuntivo

La Figura 4.10 confronta i tassi d'occupazione per tutti i sottocampioni finora considerati, calcolati separatamente per gli esposti e i non esposti abbinati, resi cioè equivalenti rispetto ad X, nei 36 mesi precedenti e successivi l'iscrizione in lista. Innanzitutto,

si nota come il *matching* abbia selezionato due gruppi che si assomigliano molto per quanto riguarda la storia lavorativa precedente il licenziamento che conduce all'ingresso in mobilità.

Solo al centro-nord, il comportamento di esposti e non esposti dopo l'iscrizione in lista, in termini di sequenza dei tassi di occupazione, appare differente : sia gli uomini (in particolare nei primi quattro anni di istituzione della politica) che le donne esposte al trattamento, a parità di mesi trascorsi dal licenziamento, lavorano meno dei rispettivi gruppi di controllo. Anche se ciò accomuna uomini e donne, si nota una differenza nelle rispettive opportunità occupazionali. Infatti, mentre negli uomini i tassi di occupazione di trattati e non trattati si discostano solo dopo sei-otto mesi dal licenziamento, le donne mostrano sensibili differenze da subito.

Interessante è anche la situazione dei lavoratori del sud, per i quali i tassi cominciano a distanziarsi solo dopo la metà del terzo anno di percezione dell'indennità, quando cioè si è già concluso il periodo massimo di percezione dei benefici da parte degli individui con età inferiore ai 39 anni.

Tuttavia, è fondamentale valutare con più attenzione le differenze tra tassi di occupazione di esposti e non esposti, che, per il disegno dell'esercizio di valutazione, costituiscono le vere e proprie stime dell'impatto differenziale delle liste di mobilità sulla probabilità di transitare ad una nuova occupazione. La Figura 4.11 mostra che le uniche differenze per le quali non si possa rifiutare (ad un livello di confidenza di .95) l'ipotesi nulla di uguaglianza delle medie dei tassi di occupazione, in ciascuno dei 36 mesi dopo il licenziamento, sono quelle riferite al sottocampione delle donne iscritte alle liste del centro-nord. Poiché per questo gruppo il test per la presenza di *selection bias* condotto nel paragrafo 4.5 non rifiutava la presenza di effetto età per le esposte al trattamento, non si è in grado di affermare se queste differenze siano dovute propriamente all'anno aggiuntivo di mobilità o anche ad una distorsione da selezione.

Per gli altri sottocampioni considerati, non si può affermare che la stima di ATT sia significativamente diversa da zero, ai convenzionali livelli di significatività.

La base dati utilizzata in questa tesi ha condotto ad ottenere risultati simili a quelli raggiunti con l'analisi dei dati provenienti dall'integrazione degli archivi amministrativi delle liste e di Netlabor⁵⁰. Nonostante le differenze circa la composizione degli individui considerati, in entrambi i casi si sono evidenziati comportamenti analoghi. In particolare sia per l'esperienza delle province di Treviso e Vicenza che per quanto riguarda il campione WHIP, i tassi di occupazione delle donne hanno mostrato una forte dipendenza dall'età, che

⁵⁰ Cfr. Anastasia *et al.* (2004) e Paggiaro, Rettore e Trivellato (2005).

ha reso impossibile la stima dell'effetto anno aggiuntivo. Per gli uomini entrambe le fonti hanno condotto verso la stima di effetti differenziali negativi, tuttavia, quelli ottenuti in questa tesi non risultano significativamente diversi da zero, come invece accade nell'altro caso.

Ovviamente il confronto che si può effettuare tra le due fonti è solamente approssimativo, poiché la bassa numerosità dei dati forniti al LRR da parte dell'INPS non ha consentito di ottenere stime riferite solamente al Veneto. Infatti, una dimensione campionaria maggiore consentirebbe non solo di ottenere stime più efficienti, ma anche di condurre l'analisi su porzioni territoriali più ristrette. Ciò condurrebbe inoltre ad ottenere risultati interpretabili anche per gli iscritti alle liste del sud ed in particolare per le donne.

Ad ogni modo, si deve riconoscere che le informazioni contenute nel *database* WHIP si sono indubbiamente rivelate adeguate alle strategie di valutazione utilizzate per il raggiungimento dell'obiettivo preposti.

Figura 4.1: Tassi di occupazione a 12 mesi dal licenziamento: intero campione di riferimento.
 Confronto fra esposti (40-49 anni) e non esposti (20-39 anni) all'effetto anno aggiuntivo.

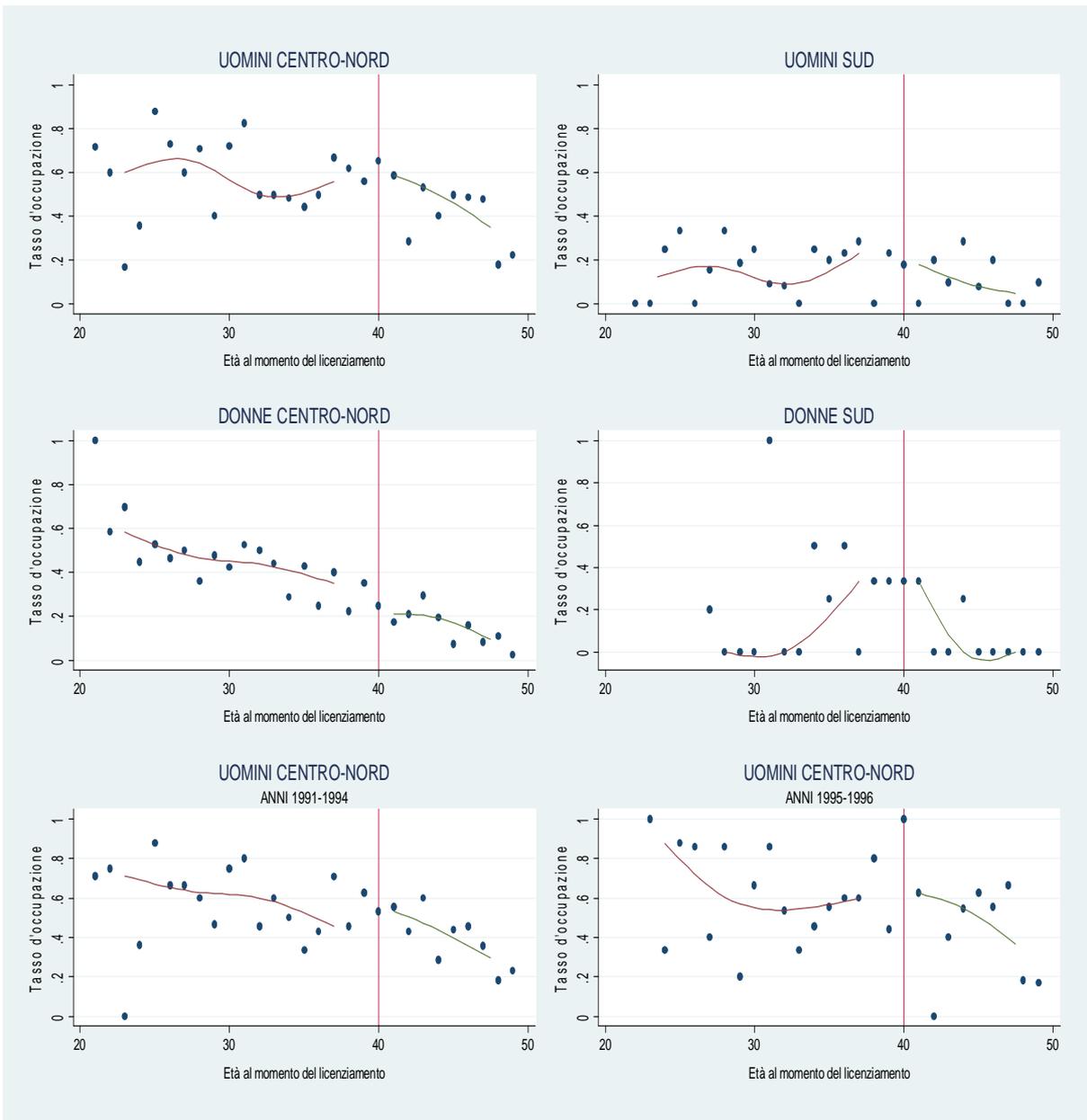


Figura 4.2: Tassi di occupazione a 36 mesi dal licenziamento: intero campione di riferimento.
 Confronto fra esposti (40-49 anni) e non esposti (20-39 anni) all'effetto anno aggiuntivo.

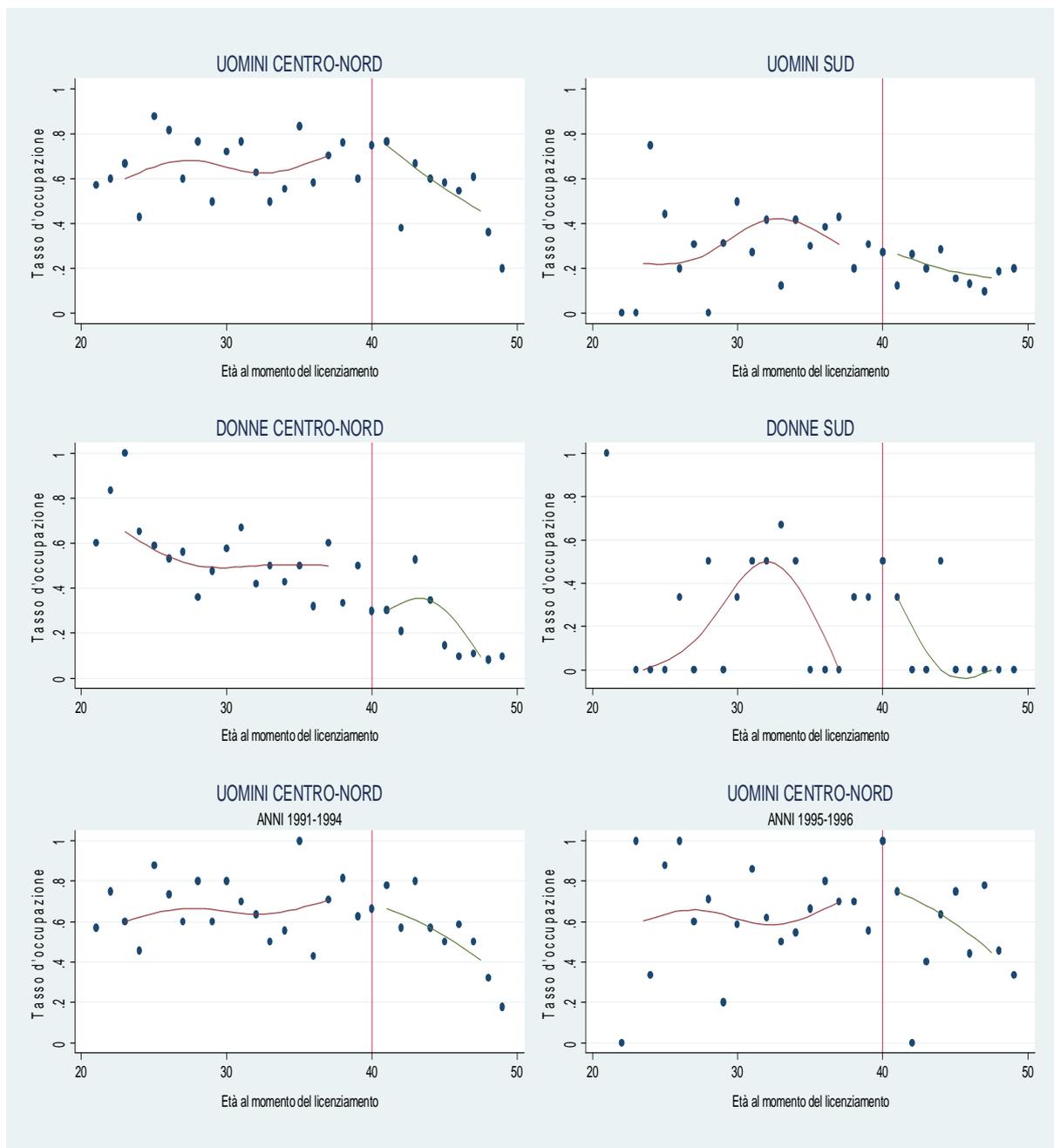


Figura 4.3: Tassi di occupazione a 12 mesi dal licenziamento: solo abbinati.
 Confronto fra esposti (40-49 anni) e non esposti (20-39 anni) all'effetto anno aggiuntivo abbinati mediante *propensity score*.

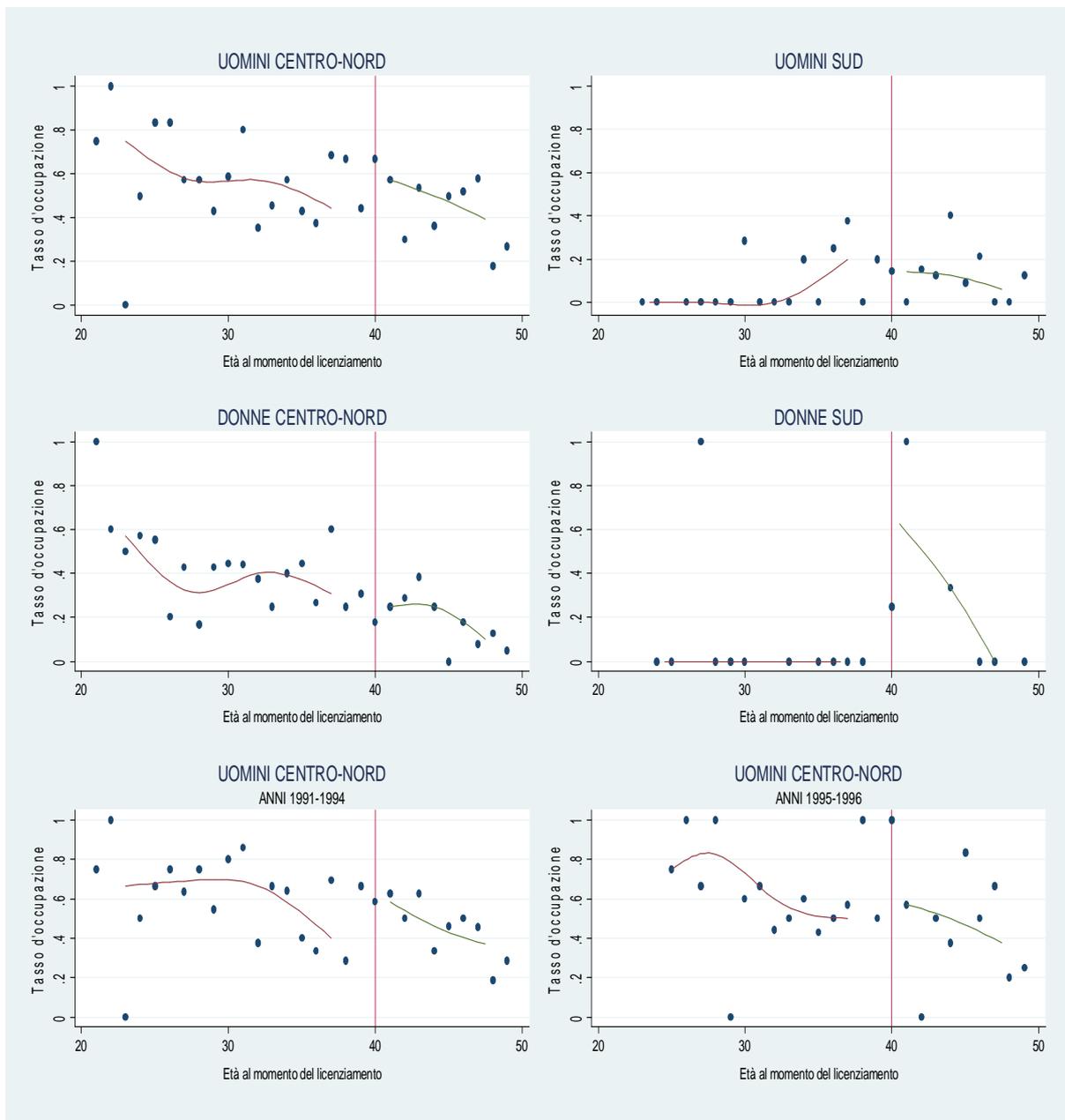


Figura 4.4: Tassi di occupazione a 36 mesi dal licenziamento: solo abbinati.
 Confronto fra esposti (40-49 anni) e non esposti (20-39 anni) all'effetto anno aggiuntivo abbinati mediante *propensity score*.

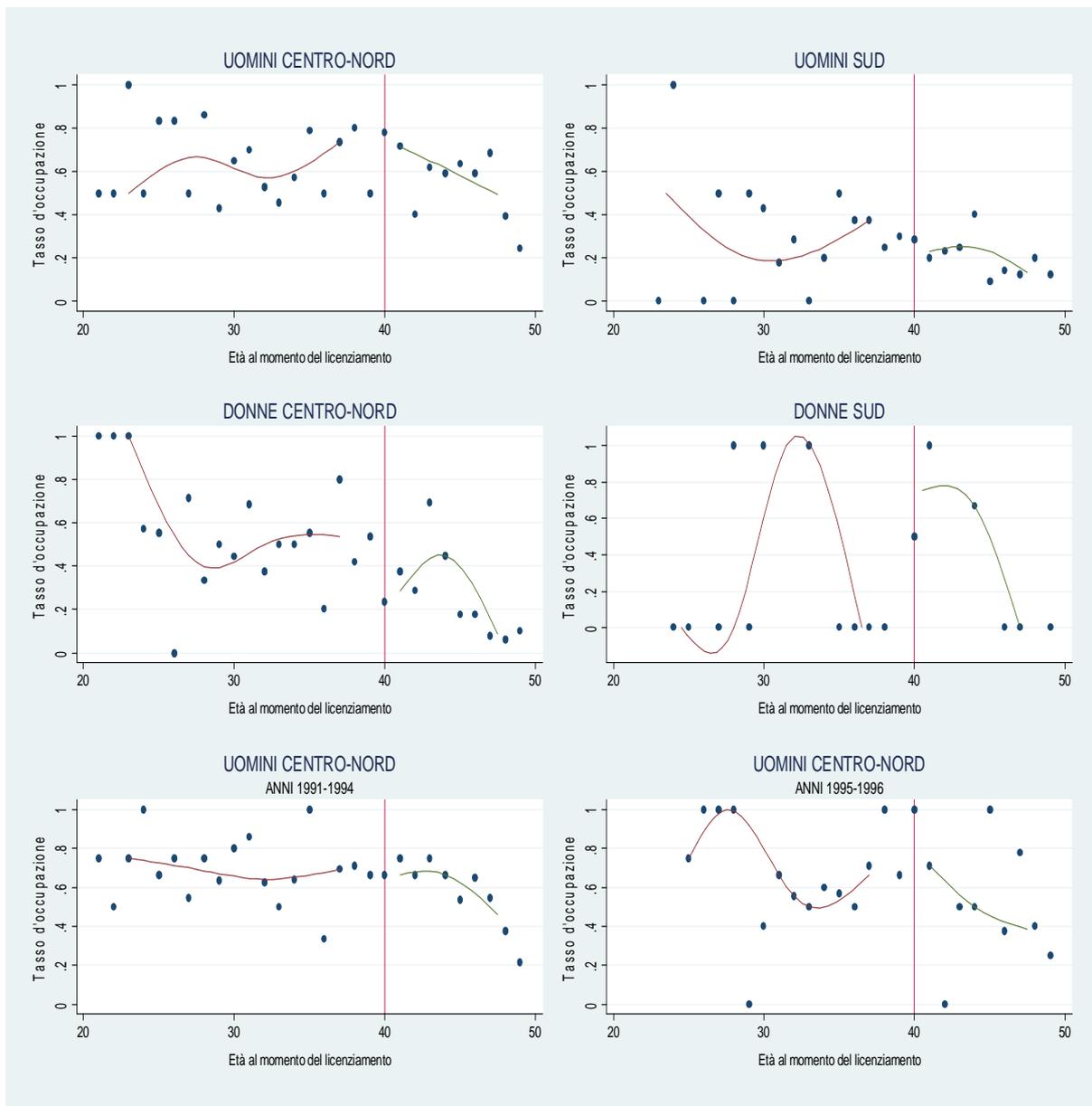


Figura 4.5: Test per la presenza dell'effetto età fra i non esposti
 Differenze nei tassi d'occupazione fra non esposti in età 31-39 e 18-30, abbinati mediante propensity score (intervalli di confidenza al 95%).

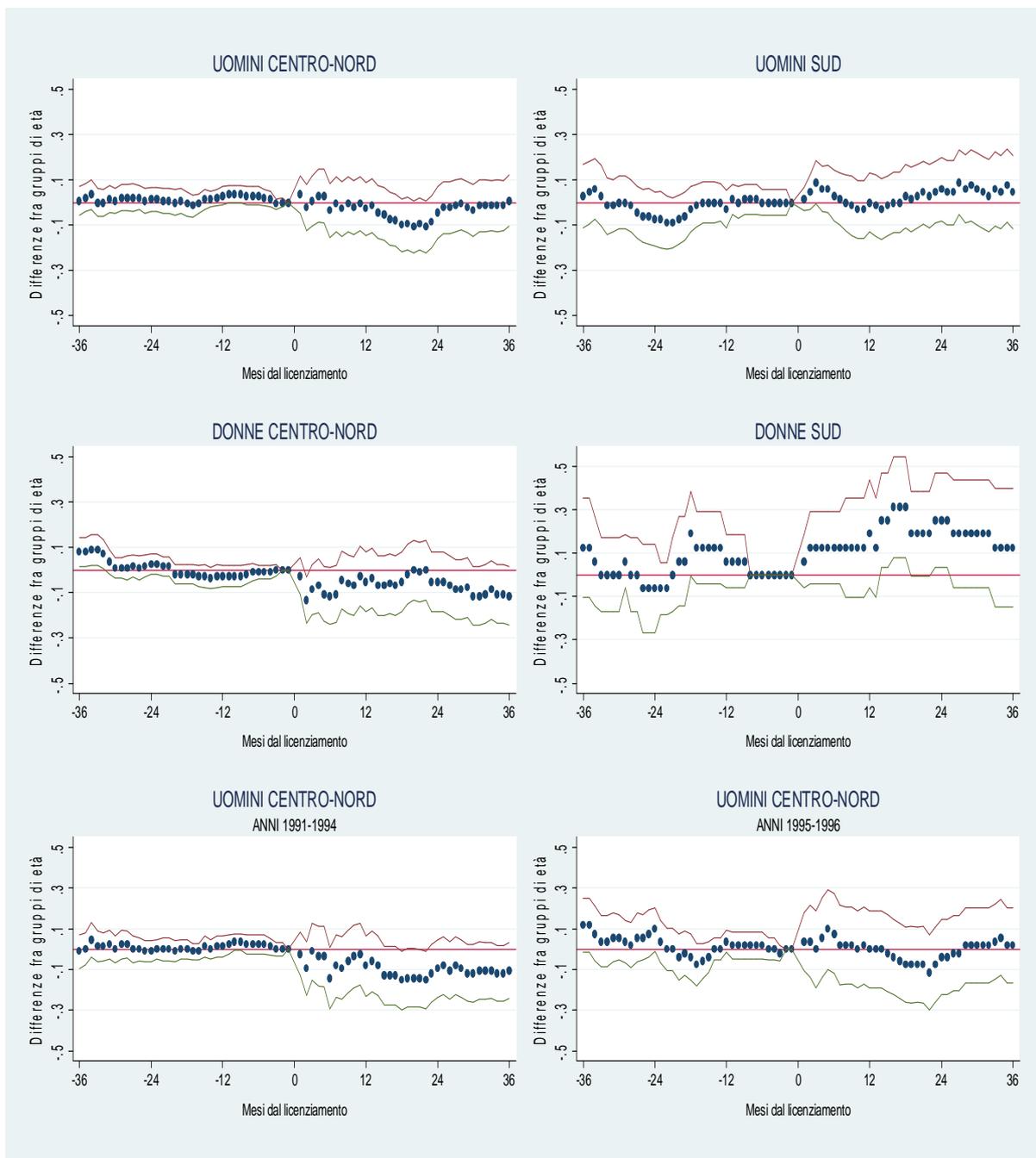


Figura 4.6: Test per la presenza dell'effetto età fra gli esposti al trattamento.
 Differenze nei tassi d'occupazione fra gli esposti in età 46-49 e 40-45, abbinati mediante propensity score (intervalli di confidenza al 95%).

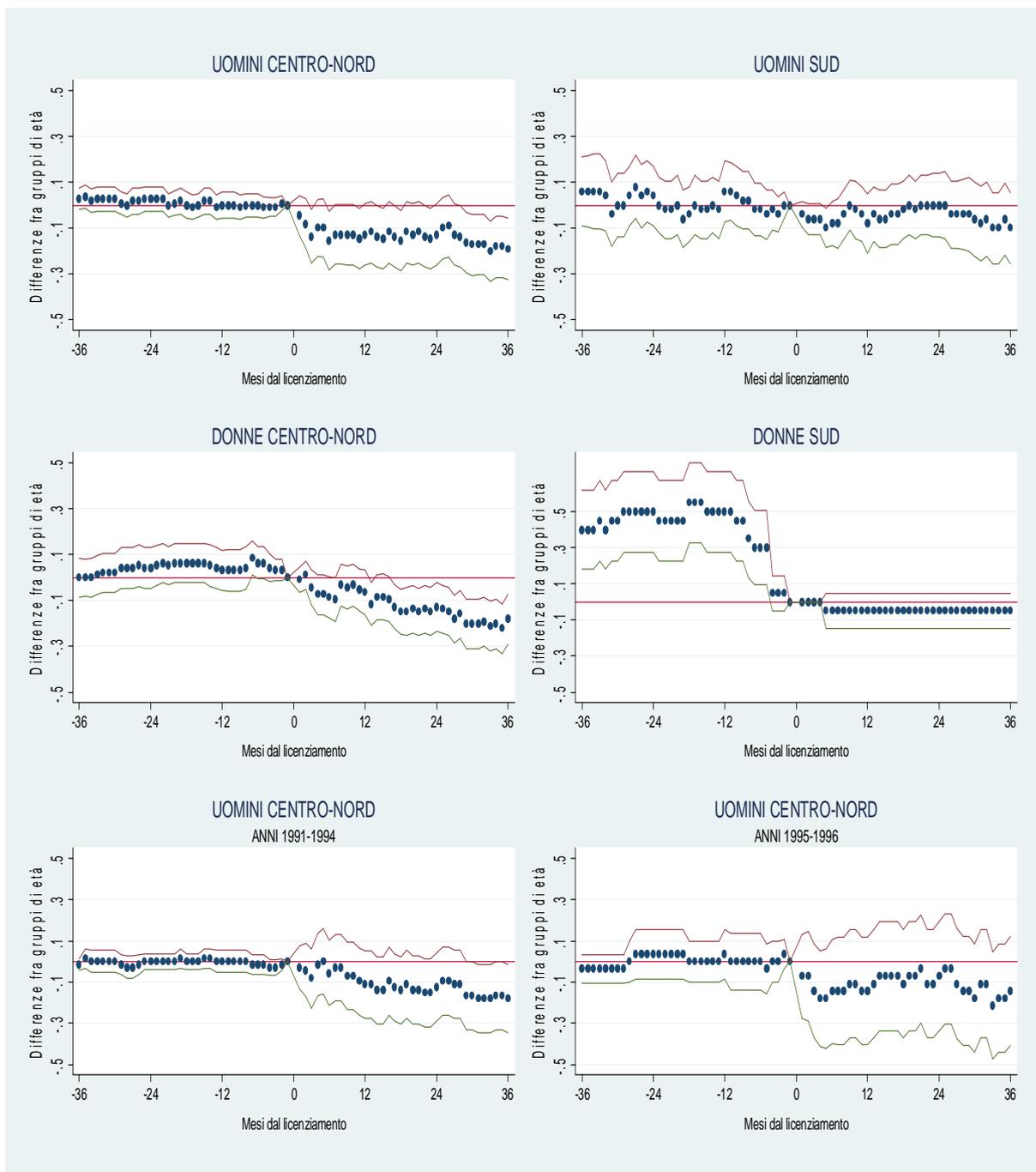


Figura 4.7: Distribuzione del propensity score.
 Confronto fra le distribuzioni del propensity score fra esposti (40-47 anni) e non esposti (18-39 anni).

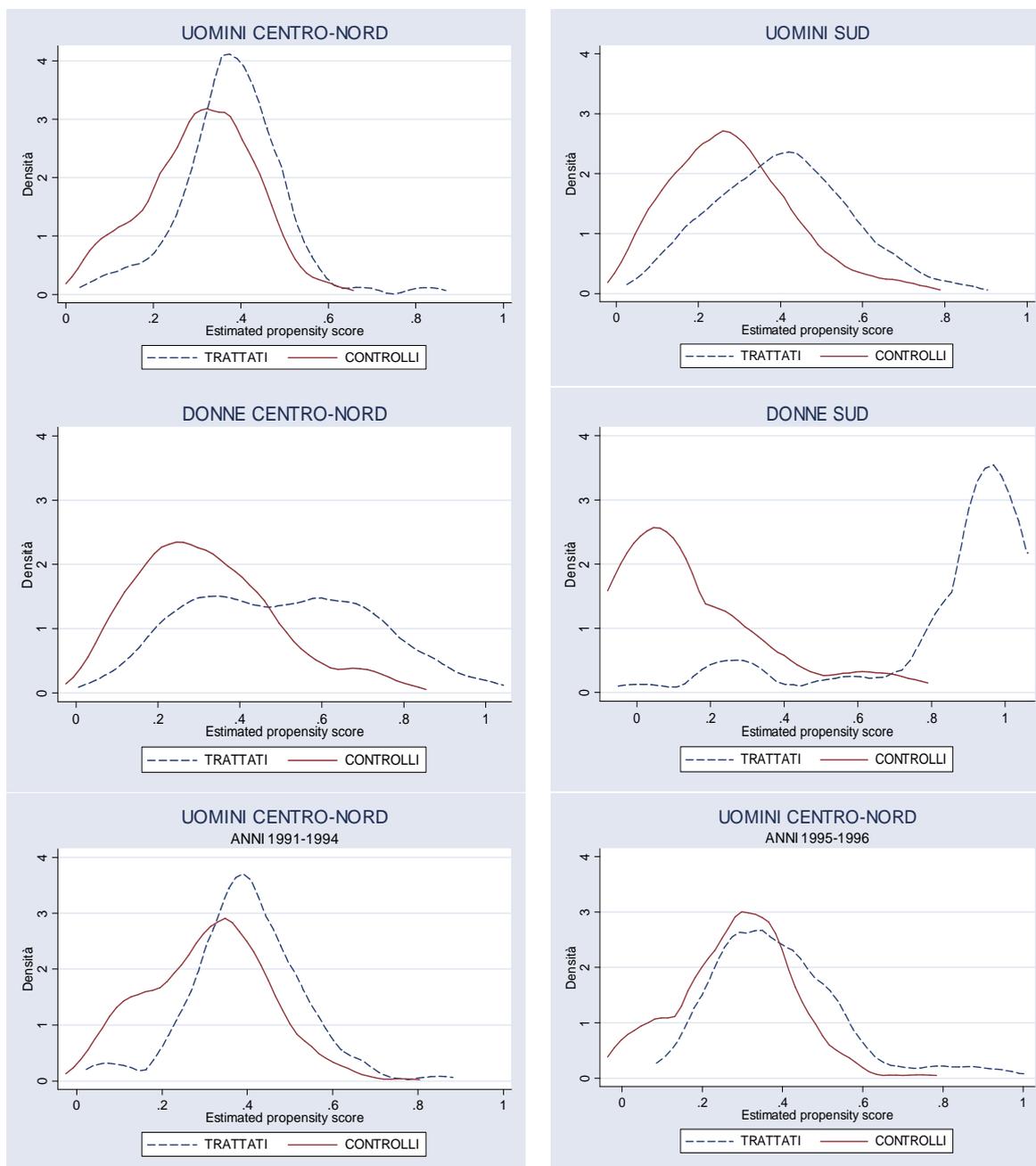


Figura 4.8: Secondo test per la presenza dell'effetto età fra i non esposti: iscritti 18-47 anni.
 Differenze nei tassi d'occupazione fra non esposti in età 31-39 e 18-30, abbinati mediante propensity score (intervalli di confidenza al 95%).

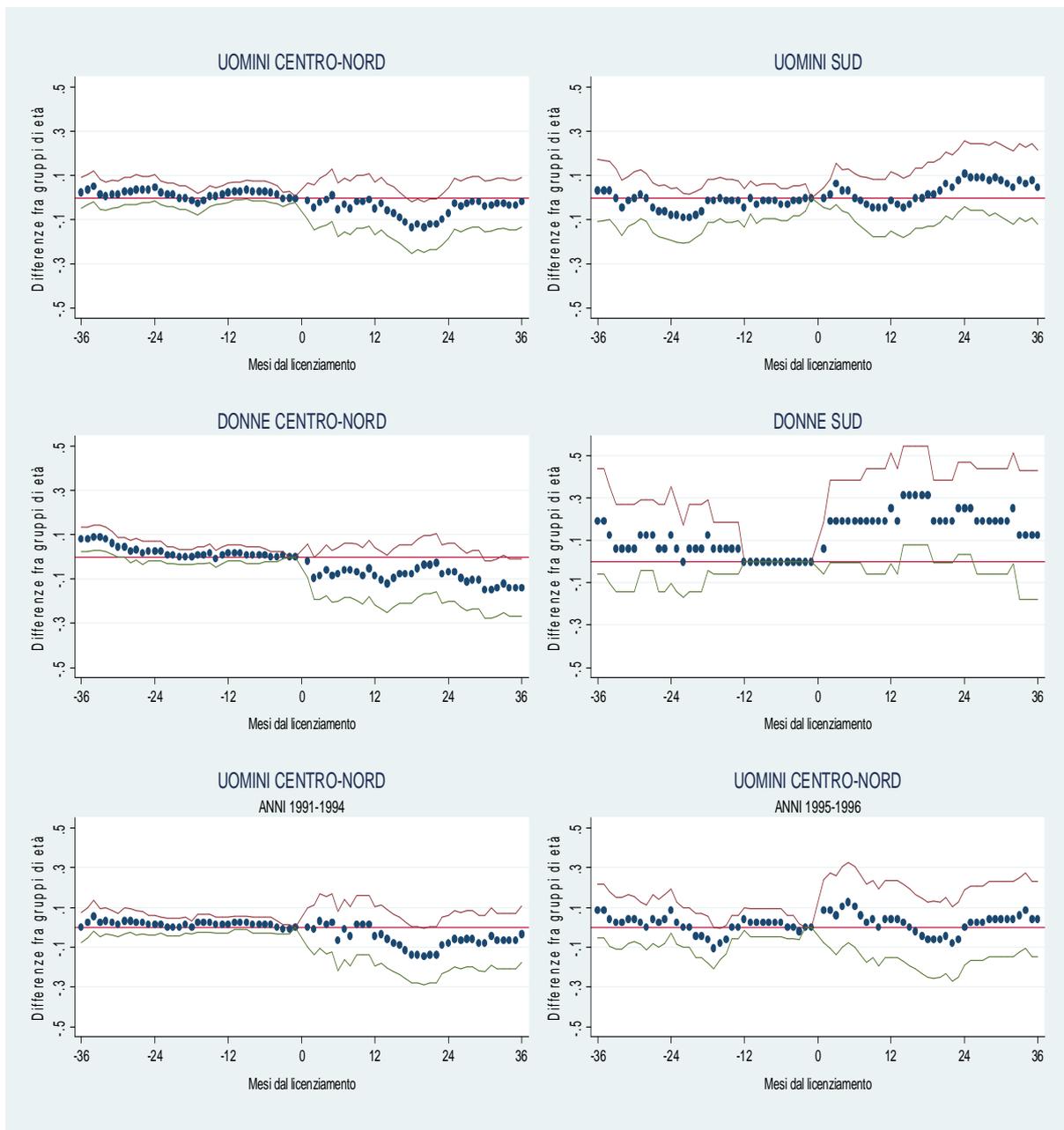


Figura 4.9: Secondo test per la presenza dell'effetto età fra gli esposti: iscritti 18-47 anni.
 Differenze nei tassi d'occupazione fra esposti in età 45-47 e 40-44, abbinati mediante *propensity score* (intervalli di confidenza al 95%).

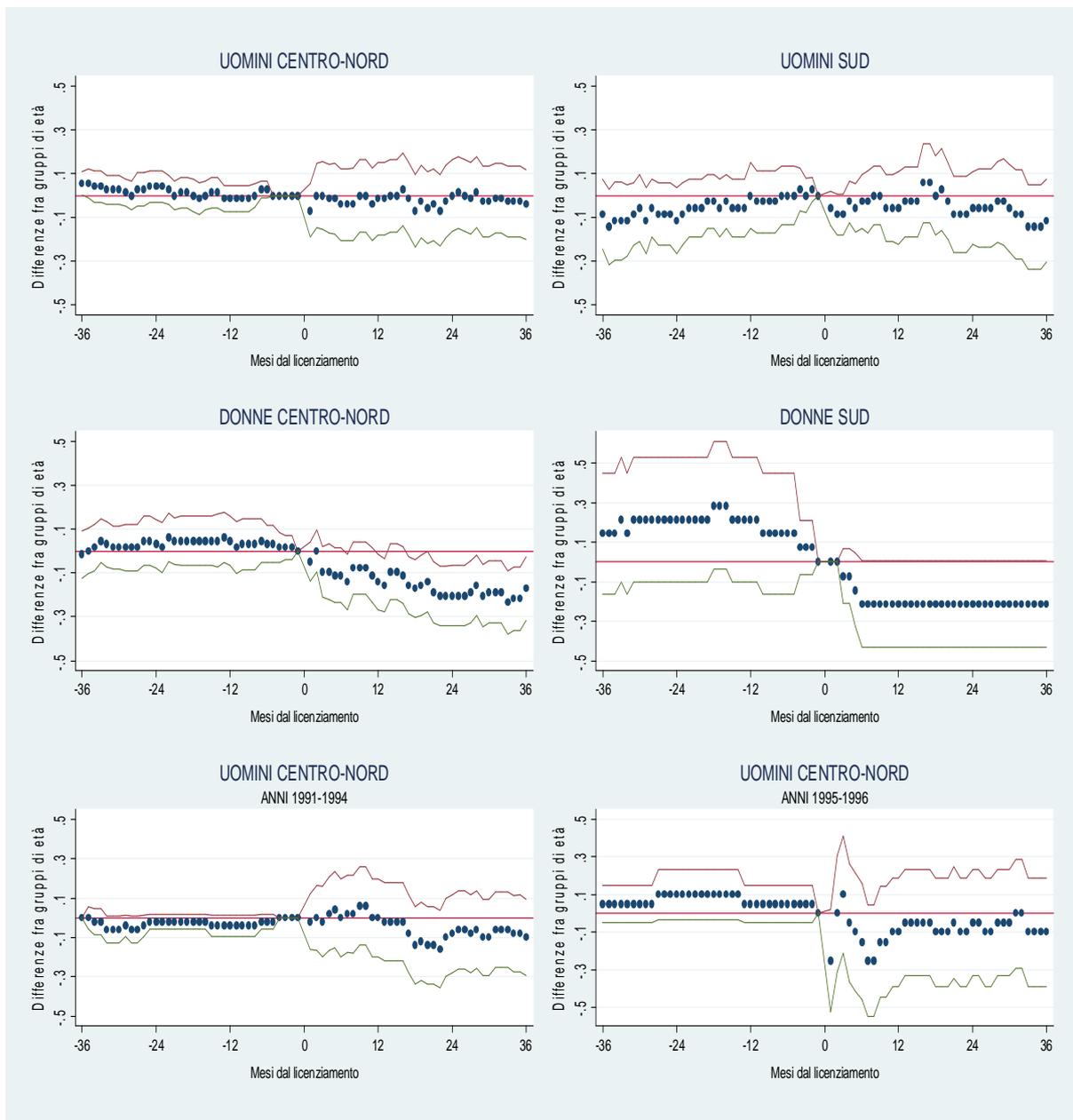


Figura 4.10: Tassi di occupazione dopo il *matching*.

Tassi di occupazione da 36 mesi prima del licenziamento a 36 mesi dopo; esposti (40-47 anni) e non esposti (18-39 anni) abbinati mediante *propensity score*.

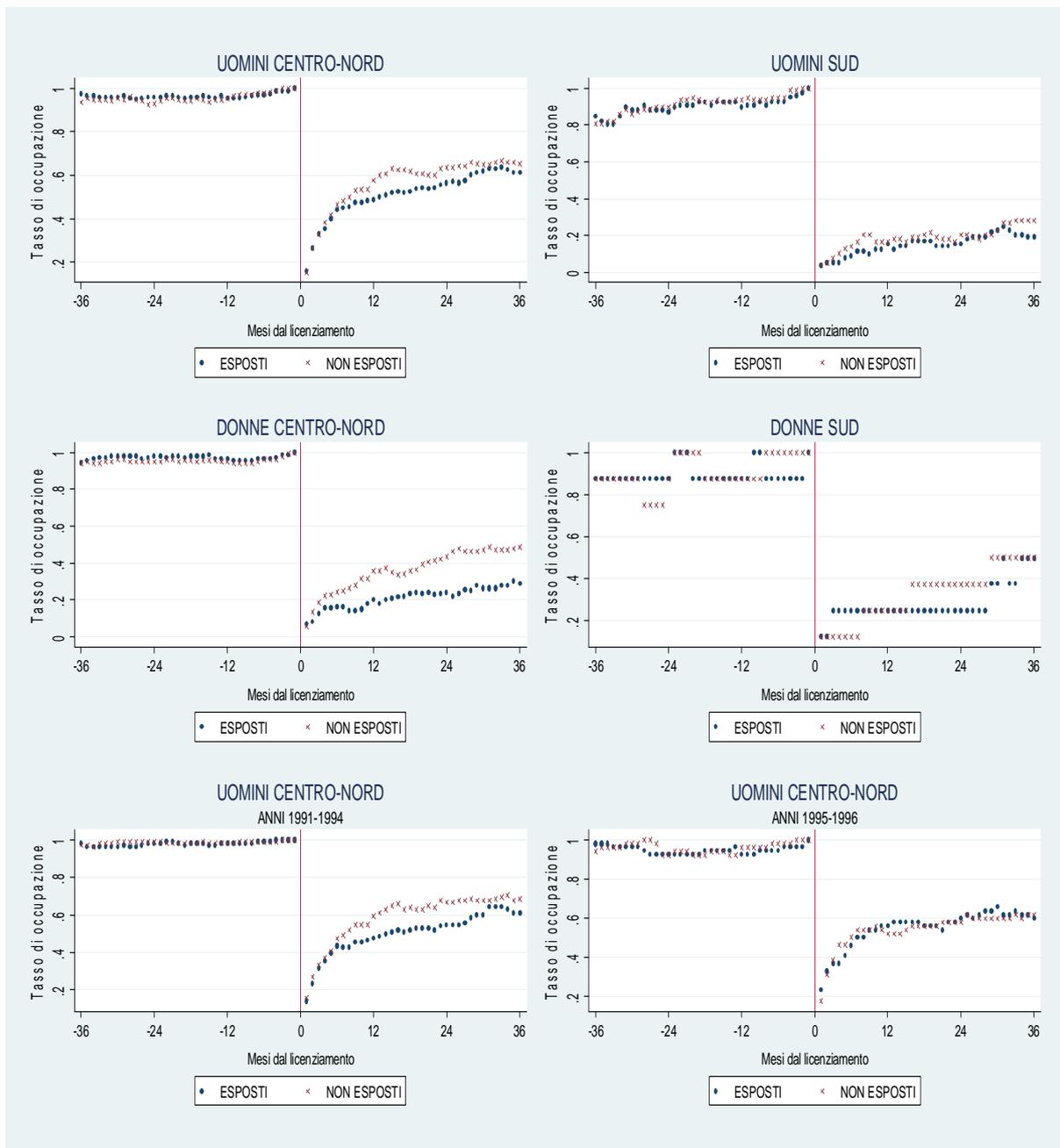
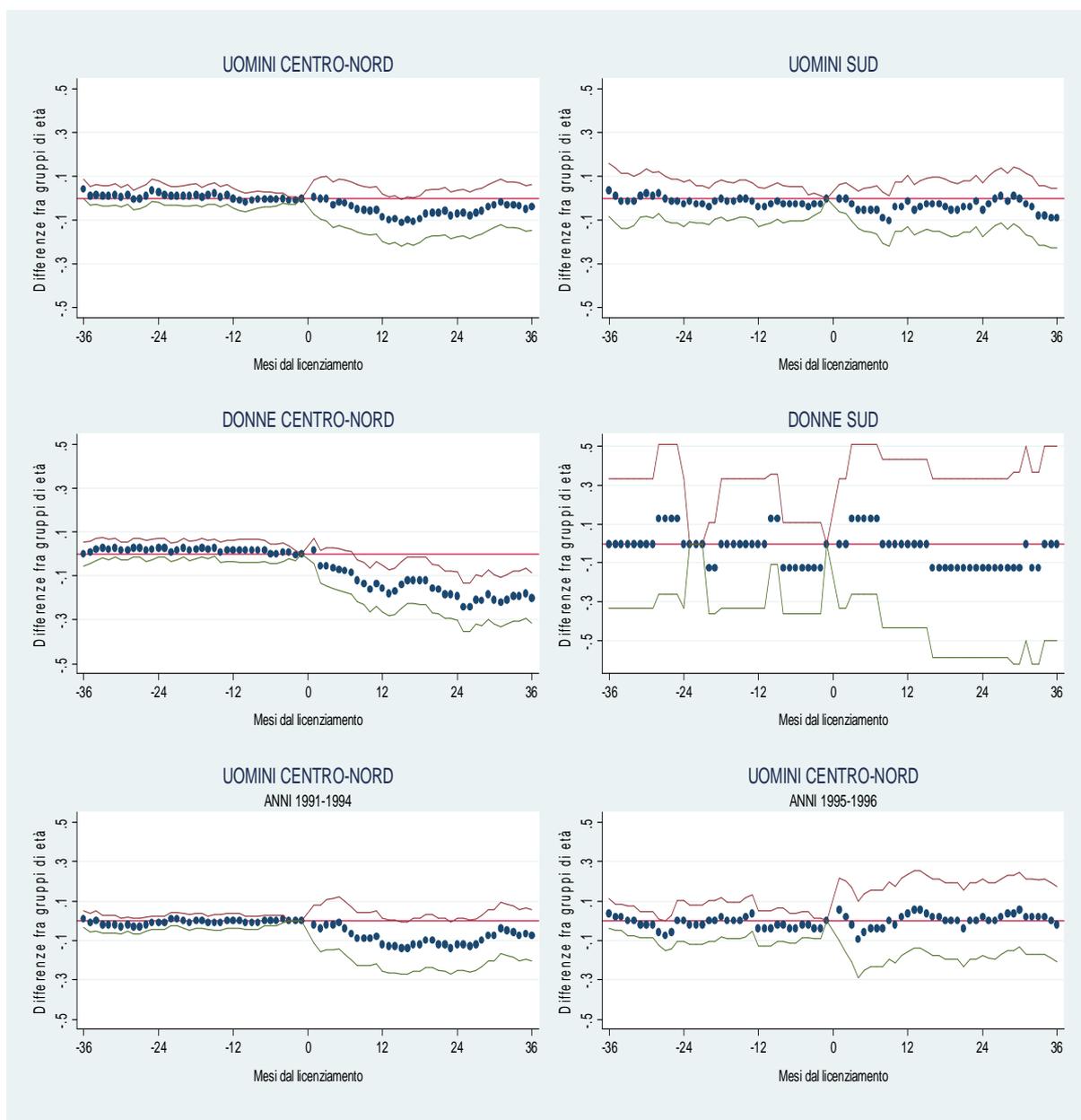


Figura 4.11: Stima dell'impatto differenziale.

Differenze nei tassi d'occupazione fra esposti (40-47) e non esposti, abbinati mediante *propensity score* (intervalli di confidenza al 95%).



Appendice A

I DATI UTILIZZATI: DALLA FONTE ALLE VARIABILI A DISPOSIZIONE

Il database WHIP

L'attività istituzionale dell'INPS riguarda la raccolta di contributi sociali versati da imprese e lavoratori del settore privato, così da ridistribuirli sottoforma di pensioni, indennità di infortunio, integrazioni salariali, sussidi di disoccupazione, *etc.* (Contini, 2002).

Per gestire questa immensa mole di informazioni, l'INPS si appoggia su un insieme di archivi amministrativi. I principali riguardano:

- i pensionati e le somme loro elargite mensilmente;
- gli addetti al settore agricolo (autonomi, dipendenti e datori di lavoro);
- i lavoratori autonomi: commercianti, artigiani, collaboratori domestici, lavoratori a progetto (gli *ex* CO.CO.CO.), *etc.*;
- le imprese con dipendenti, che redigono dei moduli mensili (DM10M) circa il versamento dei contributi sociali;
- i singoli lavoratori, per i quali il datore di lavoro compila annualmente dei moduli (O1M) utili alla certificazione dei diritti pensionistici;
- gli individui interessati dalle integrazioni salariali e dalle altre forme di sostegno al reddito dei disoccupati il cui costo è totalmente a carico dell'INPS, tra cui rientra l'indennità di mobilità.

A partire dagli archivi amministrativi fornitigli, il LRR ha implementato una sequenza di complesse operazioni che, in maniera automatica (grazie ad un centinaio di programmi), procedono alla costituzione della base dati nella sua versione finale.

Ricevuti come *input* i dati grezzi, la procedura di creazione di WHIP comincia dalla normalizzazione, pulizia e ricodifica⁵¹ di gran parte delle variabili. La fase seguente prosegue con l'individuazione longitudinale delle imprese (tenendo conto di scorpori, fusioni, *etc.*), mentre il terzo passo serve ad identificare in maniera longitudinale i rapporti di lavoro, definendone precisamente le date di inizio e conclusione (seppur approssimate al mese). Infine, avviene il consolidamento dei *record* contributivi in dati annui dei rapporti di lavoro.

WHIP si presenta sotto due diverse versioni. La *standard edition* ha dimensione campionaria 1:180 ed è costituita da microdati anonimizzati ai sensi dell'art. 1 della legge 675/1996 sulla tutela della *privacy*, quindi non associabili a soggetti identificabili e per questo facilmente divulgabili⁵². La *full edition*, invece, è costituita da un campione casuale con un coefficiente di campionamento di circa 1:90, dunque molto più rappresentativa e, proprio per la sua ricchezza informativa, di più difficile accesso⁵³.

A nostra disposizione vi è proprio quest'ultima, la versione completa, seppur ridotta ai soli dati utili alla ricerca che si intende portare avanti e quindi riferita alle storie lavorative degli individui e a gli episodi di permanenza in lista di mobilità.

Il contenuto informativo di WHIP

I dati si presentano come una raccolta di archivi per un totale di 18 *file*⁵⁴, che la Tabella A.1 presenta sinteticamente.

Il primo di questi, denominato "anagrafica_individui", raccoglie i principali dati anagrafici delle 714.188 persone che costituiscono l'intero campione. Per ciascun soggetto, INPS deve aver registrato una posizione aperta di qualche tipo tra il 1985 e il 1999. Di questi, oltre ad un identificatore univoco, l'archivio riporta il sesso del lavoratore, nonché la data di nascita⁵⁵ e la regione.

⁵¹ I metadati sono reperibili al sito <http://www.laboratoriorevelli.it/whip/>.

⁵² E' possibile il *download* dalla sezione apposita del sito <http://www.laboratoriorevelli.it/whip/>.

⁵³ Per agevolarne l'accesso è stata creata una sala *visiting* presso il Collegio Carlo Alberto, sede del LRR. All'utilizzatore viene richiesta l'ottemperanza del Codice di deontologia e buona condotta per il trattamento dei dati personali per scopi scientifici, promulgato dall'Autorità garante per la protezione dei dati personali con una delibera del giugno 2004.

⁵⁴ Per semplificare il più possibile l'utilizzatore, inoltre, ciascuno di questi 18 *file* è presente in tre diversi formati: testo (.txt), Stata™ (.dta), SAS™ (.sas7bdat).

⁵⁵ Si osservi che non si ha a disposizione il giorno esatto di nascita e soprattutto il mese, il che rende impossibile il calcolo esatto dell'età del lavoratore in un certo istante, ma ne consente solo un'approssimazione.

Rispetto alla totalità degli individui, però, solo un sottoinsieme di questi (275.673 unità) risultano esser stati lavoratori dipendenti del settore privato nel periodo considerato, mentre gli altri risultano appartenenti ad altre categorie: lavoratori autonomi, pensionati o altro. In particolare l'archivio "rl" è dedicato alla registrazione delle principali informazioni riguardanti i periodi di lavoro: l'inizio e la fine di ogni relazione individuo-impresa registrata negli anni, oltre all'indispensabile identificatore univoco del rapporto di lavoro stesso e dell'individuo cui si riferisce⁵⁶.

Dati molto più ricchi sono invece quelli presenti nei 15 *file*, uno per ogni anno tra 1985 e il 1999, che rappresentano la rielaborazione dei moduli OIM compilati da tutti i datori di lavoro per ciascuno dei suoi dipendenti. Per ognuno degli anni compresi nel quindicennio coperto da WHIP, dunque, gli archivi "rl_annui_<t>" presentano un *record* per ogni rapporto di lavoro dipendente in essere durante l'anno *t* (per $t=1985, \dots, 1999$). Se ne deduce facilmente che possono esserci più *record* per individuo, ovvero tanti quanti sono i rapporti di lavoro che in quell'anno, quel lavoratore ha instaurato con una o più imprese.

Grazie all'abbinamento con l'Ossevatorio delle imprese INPS, questi archivi contengono molte informazioni: per ogni anno, oltre all'identificatore del rapporto di lavoro, dell'individuo e dell'impresa che stipulano l'accordo si hanno a disposizione variabili riguardanti, appunto, le peculiarità che lo caratterizzano. Si può tentare di classificarle a seconda che siano riferite:

- alle caratteristiche stesse del contratto stipulato tra lavoratore e impresa:
 - la sua tipologia, cioè se *full* o *part-time* e se a tempo determinato, stagionale o indeterminato⁵⁷;
 - la qualifica del lavoratore (operaio, impiegato, quadro, *etc.*);
 - l'inquadramento nel posto di lavoro;
 - eventuali agevolazioni contributive spettanti al datore di lavoro;
 - il contratto collettivo cui il rapporto di lavoro si riferisce;
- alla durata e al decorso del contratto:
 - date di inizio e fine del rapporti di lavoro;
 - settimane e giorni effettivamente lavorati (e quindi retribuiti) dal dipendente presso l'impresa;
 - eventuale sospensione del rapporto per ricorso alla CIG;
 - eventuale ricezione dell'indennità di maternità o di malattia;

⁵⁶ Questa informazione è cruciale, poiché costituisce una sorta di variabile di *link* con gli altri archivi.

⁵⁷ Queste ultime caratteristiche sono rilevate solo per gli ultimi due anni di riferimento.

- al trattamento economico spettante:
 - la retribuzione annua percepita dal lavoratore (al netto dei contributi sociali a carico dell'impresa e al lordo delle imposte sul reddito e dei contributi sociali a carico del lavoratore);
 - l'ammontare del fondo TFR complessivamente spettante al lavoratore;
- all'impresa con cui si stipula il contratto:
 - il settore e il sottosectore di appartenenza (secondo la classificazione Ateco91);
 - la regione sede dell'azienda e quella presso cui viene materialmente prestato il lavoro;
 - la dimensione annua media dell'impresa e il numero di lavoratori dipendenti presso l'impresa al 31 dicembre (a partire dal 1987);

Poiché solo un ristretto e ben determinato gruppo di lavoratori gode dell'indennità di mobilità, diverso risulta l'universo di riferimento del *file* che, allo scopo della nostra ricerca, risulta più interessante, ovvero quello riferito alle liste di mobilità che per la prima volta il LRR mette a disposizione. In "liste_mobilità", infatti, il numero di osservazioni si riduce drasticamente, tanto che, come mostrato in Tabella 1.1, vi è una differenza di due ordini di grandezza tra gli individui dell'intero campione considerato da WHIP e il sottoinsieme di quelli che vengono sottoposti allo speciale *status* di protezione.

Questo archivio presenta un *record* per ogni episodio di iscrizione alle liste di mobilità tra il 1991 e il 2005 registrato per ciascuno degli individui del campione, che abbiano sperimentato almeno un episodio di iscrizione in lista. Dal momento che il numero di osservazioni e individui presenti non coincidono precisamente è facile dedurre e verificare che alcune persone vengono sottoposte alla politica occupazionale più volte.

I dati riportati sono riferiti quasi esclusivamente a date: quella di licenziamento, ovvero di interruzione del rapporto di lavoro che causa il ricorso alla mobilità, quella di iscrizione alle liste e quella di cessazione della fruizione del beneficio. Oltre a queste vengono registrati tutti i periodi di eventuale sospensione del decorso del periodo di mobilità, ma senza alcuna informazione circa la motivazione (missioni di lavoro temporaneo, infortunio, maternità, o altro). Viene anche raccolta la regione di riferimento, ovvero quella presso il cui apposito ufficio regionale del lavoro avviene l'effettiva registrazione alle liste.

Le variabili rilevate in questo archivio riguardano esclusivamente l'episodio di mobilità, senza riportare alcuna informazione riguardante il motivo che ha comportato la cancellazione dalle liste o la storia lavorativa che ha caratterizzato il periodo precedente l'iscrizione. Tuttavia, come già segnalato, WHIP si presenta come un *Linked Employer-Employee Panel*

Database, poiché in ciascun archivio l'identificatore univoco di individuo è comunque riportato. Ciò ha un'importanza cruciale: consente infatti di poter seguire qualsiasi individuo nei diversi archivi rendendo possibile la ricostruzione della storia lavorativa di tutto il campione, con particolare riferimento ai periodi precedenti e successivi l'episodio di mobilità.

Tabella A.1: Gli archivi WHIP e il loro contenuto informativo.

Si osservi che $t=1985, 1986, \dots, 1999$, ovvero esistono 15 archivi $rl_annui_<t>$.

Nome archivio	Breve descrizione archivio	Chiave archivio	Numero record	Numero variabili	Variabile di <i>link</i>
anagrafica_individui	informazioni anagrafiche sugli individui del campione di WHIP	individuo	714.188	4	-
rl	date mensili di inizio e fine di ciascun rapporto di lavoro	rapporto di lavoro	702.125	4	individuo
liste_mobilità	date riferite all'episodio di mobilità (licenziamento, all'iscrizione, alla sospensione e alla cancellazione dalle liste) e la regione di riferimento	episodio di iscrizione alle liste	7.741	44	individuo
rl_annui_<t>	informazioni circa la tipologia durata del contratto, sulle condizioni economiche contrattuali e alcune caratteristiche dell'impresa presso cui opera l'individuo	rapporto di lavoro in essere nell'anno t	(dipende da t)	26	individuo

Appendice B

LA PREDISPOSIZIONE DEL DATASET PER LA PROCEDURA DI *RECORD LINKAGE*

Al fine di definire chiaramente l'insieme degli individui su cui le analisi sarebbero state condotte, nel paragrafo 3.1 sono stati presentati solo i principali passi della procedura di *record linkage* attuata. In realtà, il lavoro svolto è più complesso di quanto emerso in precedenza.

Innanzitutto, vale la pena ricordare che, come mostrato nell'appendice A, i *file* WHIP riferiti ai rapporti di lavoro (“rl_annui_<t>”) sono quindici, uno per ogni anno compreso tra il 1985 e il 1999. Per come sono costruiti, gli archivi O1M sono organizzati per rapporto di lavoro: ogni individuo può presentare in uno stesso *file* più episodi lavorativi. Inoltre, un rapporto di lavoro può durare anche per più anni solari e, di conseguenza, lo stesso rapporto di lavoro sarà registrato in diversi archivi, ciascuno con le informazioni riferite a quell'anno.

Il primo passo da compiere per ottenere un unico *dataset* è dunque quello di condurre un *multiple merge* fra i *file* “rl_annui_<t>”. In questo modo, tutte le informazioni annualmente registrate dai moduli O1M sono contenute in un unico archivio. Per ciascun episodio lavorativo, oltre al codice identificativo del rapporto di lavoro e dell'individuo cui si riferisce, il *file* risultante presenta tutte le variabili presenti negli O1M ripetute 15 volte, poiché ognuna è riferita ad un anno diverso di quelli considerati da WHIP.

Parallelamente, è necessario predisporre un *file* che contenga tutte le altre informazioni necessarie all'analisi, in modo particolare, quelle riferite all'episodio di iscrizione alle liste. Ricordando che, come mostrato nella Tabella A.1, l'archivio “liste_mobilità” conta 7.741 *record* che risultano riferiti a 7.494 individui del campione WHIP, iscritti alle liste tra il 1991 e il 2002, si evince facilmente che alcuni di questi individui presentano episodi multipli di mobilità.

Anche per questo archivio è dunque necessario effettuare una “trasposizione” utilizzando il comando “reshape” di StataTM, in modo che il codice identificativo individuale

diventi chiave del *database*, così da identificare univocamente ogni *record* con un solo individuo.

A questo punto, il *file* è pronto per essere unito all'archivio unico delle informazioni provenienti dagli archivi O1M, ottenuto in precedenza come sopra descritto. Il *merge* tra i due continua a presentare un solo *record* per ogni rapporto di lavoro, ma ogni individuo compare più volte. Solo trasponendolo e agganciandovi le informazioni anagrafiche provenienti dall'apposito archivio WHIP si ottiene il *dataset* unico, che costituirà la base per tutte le analisi condotte in questa tesi.

Per ciascun individuo questo *file* raccoglie le informazioni riguardanti l'anagrafica, i periodi di iscrizione alle liste di mobilità e quelle annuali riferite ai rapporti di lavoro, ciascuna replicata tante volte quanto è il numero di episodi massimi fatti registrare dagli individui del campione WHIP. Il *dataset* complessivo conta dunque 7.494 record individuali e un totale di oltre 3.000 variabili. Ciò è dovuto in gran parte alle repliche delle variabili effettuate con i "reshape" al fine di ottenere *file* con chiavi univoche.

Nonostante siano 7.494 gli individui del campione WHIP che hanno sperimentato l'iscrizione in mobilità, solo 5.715 costituiscono l'universo di riferimento, per il quale si cercherà di individuare l'episodio lavorativo che ne causi l'iscrizione alle liste. Infatti, il problema sta nel diverso periodo cui l'archivio delle liste e gli O1M si riferiscono: mentre questi ultimi sono riferiti agli anni compresi tra il 1985 e il 1999, si hanno a disposizione informazioni su individui con ingressi in lista che dall'istituzione della politica arrivano fino al 2002.

Ne consegue evidentemente che i 1.779 individui iscritti dopo il 31 dicembre 1999 non possono far parte dell'universo di riferimento.

Si osservi infine, che per tutte le analisi condotte si è ristretta l'attenzione al primo episodio di iscrizione sperimentato da ciascun individuo (anche quelli con episodi multipli), poiché quelli riferiti alla seconda, terza e quarta iscrizione vengono ritenuti essere causati da cancellazioni troppo frettolose o da iscrizioni erronee.

Riferimenti bibliografici

- Anastasia B. *et al.* (2004), *Interazione fra sussidi passivi e incentivi al reimpiego: provenienze ed esiti di lavoratori iscritti nelle Liste di Mobilità. Rapporto finale*, Venezia: Agenzia Veneto Lavoro (mimeo).
- Bassi F., M. Gambuzza e M. Rasera (2001), “Il sistema informatizzato Netlabor: struttura, caratteristiche e qualità”, in U. Trivellato (2001), *cit.*
- Becker S. O. e P. Ichino (2002), “Estimation of average treatment effects based on propensity scores”, *The Stata Journal*, 2(4): 358-377.
- Borzaga C. e G. Brunello (a cura di) (1997), *L’impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Firenze: Edizioni Scientifiche Italiane.
- Borzaga C. e M. Carpita (1997), “Le determinanti della durata di iscrizione alle Liste di mobilità: i casi della regione Veneto e della provincia di Trento”, in Borzaga C. e Brunello G. (a cura di), *cit.*
- Brunello G. e R. Miniaci (1997a), “Benefit transfers in Italy: An empirical study of mobility lists in the Milan area”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59: 329-347.
- Brunello G. and R. Miniaci (1997b), “Fattore Milano? Un’esplorazione delle liste di mobilità in Lombardia”, in Borzaga C. e G. Brunello (a cura di), *cit.*
- Caroleo F. *et al.* (1997), “Liste di (im)mobilità? L’impatto della L. 223 sulla probabilità di rioccupazione. Studio di un caso: la Campania”, in Borzaga C. e G. Brunello (a cura di), *cit.*
- Caruso E. (2001), “Durata della disoccupazione e probabilità di impiego in presenza di incentivi all’assunzione: l’evidenza della Lista di mobilità della regione Umbria”, *Politica Economica*, 17 (1): 73-95.
- Caruso E. e G. Pisauro (2005), “Licenziamenti definitivi o temporanei? Durata della disoccupazione nelle Liste di mobilità tra nuovi e vecchi datori di lavoro”, *Politica Economica*, 21 (3): 361-399.
- Contini B. (a cura di) (2002), *Osservatorio sulla mobilità del lavoro in Italia*, Bologna: Il Mulino.
- Contini B. e U. Trivellato (a cura di) (2005), *Eppur si muove. Dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, Bologna: Il Mulino.

- Dehejia R. H. e S. Wahba (2002), "Propensity-score matching methods for nonexperimental causal studies", *The Review of Economics and Statistics*, 84(1): 151-161.
- Franceschini F. e U. Trivellato (1998), "L'impatto delle Liste di mobilità nel Veneto: un sussidio di disoccupazione o uno strumento di politica attiva del lavoro?", in Agenzia per l'impiego del Veneto (a cura di), *Il mercato del lavoro nel Veneto. Tendenze e Politiche. Rapporto 1998*, Milano: Franco Angeli.
- Hahn J., P. Todd e W. Van der Klaauw (2001), "Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design", *Econometrica*, 69 (3): 201-209.
- Heckman J.J., R.J. Lalonde e J.A. Smith (1999), "The economics and econometrics of active labor market programs", in Ashenfelter O. e D. Card (a cura di), *Handbook of Labor Economics, Vol. 3A*, Amsterdam: Elsevier.
- Holland P. W. (1986), "Statistics and causal inference", *Journal of the American Statistical Association*, 81(396): 945-960.
- Lancaster T. (1990), *The econometric analysis of transition data*, Cambridge (MA): Cambridge University Press.
- Leombruni R. (2005), "WHIP, il Work Histories Italian Panel", in Contini B. e U. Trivellato (2005), *cit.*
- E. Leuven e B. Sianesi. (2003), "PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html> (this version 3.0.0).
- Martini A. e L. Mo Costabella (2005), *Unemployment benefits and reemployment probabilities of permanently laid-off workers: Evidence from Northern Italy*, Economics Working Paper Series 58/2005, Alessandria: Department of Public Policy and Public Choice, Università del Piemonte Orientale.
- Martini A., Mo Costabella L., Paggiaro A. Rettore E., Trivellato (2005), *What do we learn from two evaluation studies of an Italian program for dismissed workers?*, presentato al *Workshop "The Evaluation of Labour Market, Welfare and Firms Incentives Programmes"*, 11-13 Maggio 2006, Venezia (da http://valutazione2003.stat.unipd.it/common_ITA/convegni_mag2006ve.php)
- Martini A., E. Rettore, U. Trivellato (2003), "La valutazione delle politiche del lavoro in presenza di selezione: migliorare la teoria, i metodi o i dati?", *Politica Economica*, 19 (3): 301-341.

- Paggiaro A. (2002), “I lavoratori in mobilità: informazioni dagli archivi dei Centri per l’impiego”, in Veneto Lavoro, *Il mercato del lavoro nel Veneto, tendenze e politiche, rapporto 2002*, Milano: Franco Angeli.
- Paggiaro A., E. Rettore e U. Trivellato (2005), *The impact of the Italian ‘Mobility Lists’ on employment chances: New evidence from linked administrative archives*, Progetto MIUR ‘Metodi e studi di valutazione degli effetti di politiche del lavoro, di aiuto alle imprese e di *welfare*’, Working paper n. 65, Padova: Dipartimento di Scienze Statistiche, Università di Padova.
- Paggiaro A. e U. Trivellato (2001), “Il monitoraggio e la valutazione delle ‘Liste di Mobilità’: prime evidenze dalla integrazione con gli archivi Netlabor”, in U. Trivellato (2001), *cit.*
- Paggiaro A. e U. Trivellato (2002), “Assessing the effects of the ‘Mobility Lists’ programme by flexible duration models”, *Labour*, 16 (2): 235-266.
- Rosenbaum P. e D. Rubin (1983), “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects”, *Biometrika*, 70 (1): 41-55.
- Snowder D. (1994), “Converting unemployment benefits into employment subsidies”, *American Economic Review*, 84 (2): 65-70.
- Squeglia M. (2004), *Manuale del lavoro in crisi: licenziamenti collettivi, integrazioni salariali indennità di disoccupazione e di mobilità*, Torino: G. Giappichelli.
- Trivellato U. (2001) (a cura di), *Servizi per l’impiego e ricerche sul lavoro. L’esperienza del Veneto*, Quaderni di economia del lavoro, 72, Milano: FrancoAngeli.
- Trochim W. (1984), *Research design for program evaluation: the regression-discontinuity approach*, Beverly Hills: Sage Publications.

Ringraziamenti

Ritengo che il raggiungimento di un obiettivo importante, sia raramente il frutto del lavoro di un singolo, bensì il risultato di un insieme di forze che interagiscono tra loro. Desidero pertanto porgere un doveroso ringraziamento al Prof. U. Trivellato e al Prof. A. Paggiaro che durante tutto il periodo in cui questa tesi è stata realizzata, si sono sempre fatti trovare pronti con i loro suggerimenti quando più ne avevo bisogno ed in particolare in quest'ultimo periodo.

Tuttavia, una ricerca di questo tipo non avrebbe mai potuto prendere il via se i ricercatori del Laboratorio R. Revelli non avessero lavorato allo scopo di rendere disponibile il WHIP. Per questo motivo desidero ringraziare il Prof. R. Leombruni e il Prof. R. Quaranta per la disponibilità dimostrata nei miei confronti.

Questa tesi rappresenta la conclusione di un percorso intrapreso qualche anno fa. Fin dal principio una persona è sempre stata al mio fianco, gioendo con me nei momenti più positivi, supportandomi in quelli più difficili e sacrificandosi quando necessario. Grazie Beatrice per il per la tua immensa comprensione e per il tuo immancabile sostegno, che mai mi è mancato, specie in queste ultime settimane.

Un caloroso ringraziamento va anche alla mia grande famiglia per essersi dimostrata un punto di riferimento che a nessuno dovrebbe mai mancare.

Infine, voglio rivolgere un pensiero ad una persona che oggi non può essere qui ma che, ne sono certo, avrebbe affrontato la lettura della mia tesi come la sua ennesima sfida personale con se stesso. Grazie Zio per avermi insegnato che «volere è potere».