

# Capitolo 1

## Introduzione e sommario

In Italia i licenziamenti collettivi sono gestiti dal programma “Liste di mobilità”, in base al quale i lavoratori in eccedenza che soddisfano certi requisiti in termini di anzianità aziendale e tipo di contratto lavorativo hanno il diritto ad essere iscritti (o ad iscriversi se licenziati da un’impresa con al più 15 dipendenti) a delle liste regionali create appositamente per loro (le Liste di mobilità).

A differenza del lavoratore in Cassa Integrazione Guadagni, il soggetto iscritto alle Liste è a tutti gli effetti un disoccupato, ma, come lui, se licenziato da un’azienda con più di 15 dipendenti, ha diritto ad un’indennità, di molto superiore a quella garantita ai disoccupati ordinari.

Comunque la mobilità non si limita ad essere una semplice politica passiva del lavoro e attua una serie di misure mirate ad incentivare l’assunzione di un disoccupato dalle Liste, per mezzo di una riduzione del costo del lavoro ad esso associato (sgravi fiscali come quelli per gli apprendisti, più un *bonus* pari all’indennità residua se il contratto è a tempo pieno e indeterminato). Infine, oltre che con la dimensione dell’impresa di provenienza, i benefici offerti dal programma crescono con l’età del lavoratore e la durata di permanenza in lista varia da 1 anno per i soggetti con meno di 40 anni a 3 anni per i soggetti da 50 anni in su.

Il duplice obiettivo della tesi è stimare l’effetto dell’anno aggiuntivo di permanenza in lista per i soggetti quarantenni rispetto ai soggetti di età inferiore (effetto differenziale del trattamento) e l’effetto del possesso dell’indennità (effetto indennità) sulla probabilità di reimpiego, cercando di isolarli dall’influenza esercitata da altri fattori che possono incidere sulla probabilità di trovare una nuova occupazione.

Da un lato questi due effetti tendono a combinarsi l’uno con l’altro, per cui l’analisi viene effettuata separatamente per i soggetti con e senza il sussidio e distintamente per classe d’età nella stima, rispettivamente, dell’effetto differenziale e dell’effetto indennità. Precisamente si confrontano i quarantenni coi soli trentenni, dato che questi ultimi sembrano comportarsi in modo significativamente diverso dai ventenni, specialmente per le donne, e si stratifica l’analisi pure in base al sesso, considerato il forte divario tra uomini e donne osservato empiricamente.

In secondo luogo l’effetto differenziale tende a sovrapporsi all’effetto generato dall’età (effetto età) e lo stesso effetto indennità tende a combinarsi con l’effetto prodotto dalla grandezza dell’impresa licenziante (effetto dimensione). Quindi ci si serve della tecnica del *matching* per neutralizzare l’azione distorsiva del fattore di disturbo nei due casi. In realtà è più appropriato dire

che ‘si cerca’ di annullare l’effetto generato dall’età e dalla dimensione, perché la validità del *matching* non è garantita e dei test possono solo darci delle prove a sostegno del raggiungimento dei nostri obiettivi.

Per far questo possiamo contare su una base dati particolarmente ricca d’informazioni. Essa si riferisce agli individui iscritti alle Liste durante il biennio ‘95-’96 nelle province di Treviso e Vicenza ed è costituita essenzialmente da dati estratti dagli archivi Inps per la storia precedente all’iscrizione in lista e per le caratteristiche del soggetto. Per cui il *matching* viene realizzato servendosi quasi esclusivamente delle informazioni provenienti da Inps ed un altro obiettivo della tesi è proprio quello di verificarne l’utilità in sede di valutazione d’impatto nel reperire un adeguato gruppo di confronto a quello degli esposti considerato.

Inoltre si ricorda che l’utilizzo degli archivi Inps è importante soprattutto perché permette di conoscere la dimensione dell’impresa di provenienza del lavoratore, fondamentale nella stima dell’effetto indennità. Infatti gli archivi Inps contengono informazioni aggiuntive, rispetto agli archivi Netlabor utilizzati finora, sulla dimensione delle aziende e sulla dinamica retributiva del soggetto, e, soprattutto, consentono di osservare il singolo individuo per un periodo molto esteso nel tempo (dal 1975). Infine la base dati utilizzata, che invece si riferisce a Netlabor per il periodo successivo all’iscrizione in lista, permette di valutare gli effetti di medio periodo del programma, anche questo un elemento innovativo rispetto ai precedenti studi di valutazione.

Ad ogni modo, in questa tesi vengono fornite solo le prime evidenze derivanti dallo sfruttamento degli archivi Inps, specialmente per quanto riguarda la valutazione dell’effetto prodotto dalla concessione del sussidio. Possano, quindi, servire i risultati ottenuti nell’analisi dei nuovi dati provenienti da Inps e nella realizzazione del *matching* da indicazioni per una valutazione d’impatto più precisa e approfondita del programma “Liste di mobilità”.

Risulta che l’effetto differenziale è significativo solo nella popolazione degli indennizzati ed agisce nel senso di ritardare il rientro nel mercato del lavoro dei soggetti più anziani, in modo particolarmente evidente per le donne. Invece, nella popolazione dei soggetti licenziati da imprese piccole, per i quali il miglior trattamento del programma destinato ai lavoratori più anziani consiste semplicemente di un periodo più lungo di permanenza in lista, senza alcun trasferimento in denaro, l’effetto differenziale può considerarsi inesistente.

Quindi, emerge l’influenza negativa esercitata dall’indennità, la quale è particolarmente intensa per i soggetti più anziani. Il sussidio non sembra, invece, giocare alcun ruolo negativo per i trentenni. Per cui, come l’effetto differenziale varia col possesso dell’indennità, anche l’effetto indennità varia con la classe d’età di appartenenza del soggetto.

In conclusione, ammettendo la veridicità dei risultati ottenuti, la tesi conferma quanto già osservato nella letteratura precedente sulle Liste: la politica è essenzialmente passiva per i lavoratori anziani con l'indennità, specialmente donne, che possono rimanere più a lungo in lista, e l'influenza positiva esercitata dal *bonus* non è mai quella dominante e non favorisce il rientro nel mercato del lavoro dei meno giovani, come sperato nel disegno del programma. Comunque, grazie ai nuovi dati a disposizione che permettono di estendere l'orizzonte temporale di osservazione, questi effetti potrebbero essere solo di breve periodo.

La tesi è organizzata come segue. Nel Capitolo 2 vengono delineate le caratteristiche istituzionali del programma, si presentano le possibili fonti informative in sede di valutazione e si richiamano sinteticamente i risultati principali dei precedenti studi di caso. Il Capitolo 3 spiega il concetto di valutazione di impatto e il problema che ne sta alla base. Analizza quindi il *matching* quale tecnica di valutazione nei suoi aspetti teorici ed operativi, proponendo un test per il controllo della sua validità. Nel Capitolo 4 si procede alla descrizione dei dati a disposizione, con particolare attenzione alle nuove informazioni provenienti da Inps, e si presentano le caratteristiche principali dell'aggregato dei lavoratori oggetto di analisi rispetto ad alcune variabili d'interesse. Infine si effettua una verifica del corretto abbinamento Netlabor-Inps. Il Capitolo 5 definisce la strategia di valutazione in tutti i suoi aspetti ed il Capitolo 6 ne mostra i risultati. Nell'Appendice A si riportano gli schemi riassuntivi degli studi finora svolti sull'istituto di mobilità. L'Appendice B fornisce un'analisi dettagliata sulla ricostruzione della storia lavorativa precedente all'iscrizione in lista. Nell'Appendice C si riporta una tabella con la distribuzione nei campioni risultanti dalla stratificazione delle variabili utilizzate nella valutazione. Infine nell'Appendice D si mostrano i risultati dei test di validità del *matching* realizzato.



## Capitolo 2

# L'istituto della mobilità

### 2.1 Le caratteristiche istituzionali del programma

Prima dell'agosto 1991 la disciplina sulla mobilità extra-aziendale era regolata dalla legge 675 del 1977, in base alla quale ai lavoratori licenziati da grandi imprese in fase di crisi o di ristrutturazioni temporanee era garantito l'accesso al trattamento straordinario di integrazione salariale, che pagava loro un sussidio senza procurare l'interruzione del rapporto di lavoro. Poiché tale sussidio poteva essere pagato per un periodo illimitato di tempo, la Cassa Integrazione Guadagni (CIG) era diventata un ponte verso il ritiro dalla forza lavoro.

Con la legge 223 dell'agosto '91 e l'introduzione del programma "Liste di mobilità", viene limitato il ruolo assistenziale della CIG e si passa da uno strumento di difesa dell'occupazione ad uno strumento di sussidio e protezione della disoccupazione, che combina elementi di politica attiva e passiva. Esso, infatti, comporta la rottura del rapporto di lavoro e oltre a garantire un sostegno di reddito al disoccupato gli offre una serie di agevolazioni al fine di facilitarne il rientro nel mondo del lavoro.

Le imprese ammesse al trattamento di integrazione salariale<sup>1</sup> che prevedono di non riuscire a reimpiegare tutti o parte dei lavoratori sospesi e quelle con più di 15 dipendenti che hanno intenzione di effettuare almeno 5 licenziamenti nell'arco di 4 mesi in seguito a riduzione, trasformazione o cessazione dell'attività, possono licenziare i lavoratori in eccedenza ed iscriverli nelle Liste di mobilità regionali. Con la legge 236 del 1993 l'iscrizione alle Liste è stata estesa anche ai soggetti licenziati da imprese con meno di 15 addetti, ma per questi la registrazione è volontaria. I requisiti soggettivi per avere diritto al programma riguardano l'ultima occupazione, che deve essere a tempo indeterminato e con durata di almeno 1 anno.

Il periodo massimo di permanenza in lista varia con l'età del lavoratore al momento del licenziamento ed è pari a 12 mesi per i soggetti con meno di 40 anni, a 24 mesi per i soggetti con età compresa tra 40 e 49 anni e a 36 mesi per i soggetti da 50 anni in su<sup>2</sup>. Nel caso in cui il lavoratore venga assunto con un contratto a tempo determinato o *part-time*, continua a rimanere in lista e il tempo d'iscrizione smette di trascorrere fino al termine dell'episodio lavorativo. Comunque

---

<sup>1</sup> Le procedure di ammissione al trattamento di CIG sono diventate più stingingenti con la legge 223 e riguardano soltanto le imprese con più di 15 addetti.

<sup>2</sup> I soggetti licenziati nel mezzogiorno o da imprese chimiche hanno diritto ad 1 anno addizionale di permanenza in lista.

la durata di una singola occupazione a tempo determinato non può essere superiore a 12 mesi e sommata a tutte le altre dello stesso tipo o *part-time* non può superare il periodo massimo concesso in lista<sup>3</sup> (che al limite, quindi, può raddoppiare). Il lavoratore è cancellato nel momento in cui viene assunto con un contratto a tempo pieno e indeterminato o scadono i termini massimi consentiti. Viene cancellato anche qualora si serva della possibilità di percepire in un'unica soluzione la prestazione di mobilità al fine di intraprendere un'attività autonoma o non adempia a tutta una serie di obblighi cui è sottoposto (partecipazione a corsi di formazione professionale, impiego in opere o servizi di pubblica utilità, etc.)

Per quanto riguarda l'elemento di politica passiva del programma, ovvero il diritto all'indennità, essa spetta solamente ai lavoratori licenziati da imprese con più di 15 dipendenti (legge 223/91) e con la mansione di operaio, impiegato o quadro. L'importo dell'indennità viene fissato sulla base del trattamento straordinario di integrazione salariale<sup>4</sup> che il lavoratore ha percepito o avrebbe dovuto percepire nella settimana immediatamente precedente al licenziamento ed è pari al 100% di tale trattamento per i primi 12 mesi e all'80% nei mesi successivi. La riscossione dell'indennità viene, naturalmente, sospesa durante il/i periodo/i di occupazione a tempo determinato o *part-time*, mentre può essere prolungata sino alla data di maturazione dei diritti pensionistici (cosiddetta "mobilità lunga") per i lavoratori con più di 50 anni delle aree di declino industriale o licenziati da imprese operanti in specifici settori (chimica, siderurgia, industria minero-metallurgica, etc.).

Per quanto riguarda, invece, la componente di politica attiva del programma, gli iscritti alle Liste hanno diritto alla precedenza nelle assunzioni da parte delle imprese e della Pubblica amministrazione le quali devono riservarne una quota ad un insieme di lavoratori che comprende quelli delle Liste. Comunque questa pratica viene usata molto raramente e i vantaggi essenziali di cui godono i lavoratori in mobilità rispetto agli altri disoccupati consistono negli incentivi economici predisposti per le aziende che li assumono.

Esse in primo luogo beneficiano di una notevole riduzione degli oneri sociali, pari a quella prevista per gli apprendisti (l'aliquota contributiva scende al 2,5% di quella standard). Questi sgravi durano 18 mesi nel caso di un'assunzione a tempo pieno e indeterminato e per la durata dell'episodio lavorativo nel caso di un'assunzione a tempo determinato (che, come detto sopra, al massimo può essere di 1 anno). Quindi per un'impresa risulta essere conveniente far precedere l'assunzione a tempo indeterminato da un'assunzione a tempo determinato di 1 anno, in modo da

---

<sup>3</sup> Se viene superata tale soglia il tempo d'iscrizione in lista riprende a scorrere.

<sup>4</sup> L'ammontare della CIG cui far riferimento per il pagamento dell'indennità è pari all'80% della retribuzione spettante al lavoratore.

poter sfruttare per il tempo più lungo possibile gli sgravi contributivi, la cui durata in tal caso può arrivare fino ai 2 anni.

In secondo luogo le imprese che assumono a tempo pieno e indeterminato un lavoratore in mobilità che non abbia ancora completato il periodo massimo concesso in lista ricevono un *bonus* pari al 50% dell'indennità residua. In pratica il *bonus* è un trasferimento volontario di benefici dal lavoratore nella lista al datore ed è esattamente quanto proposto da Snower, nel 1994, con il “*benefit transfer program*”. Comunque la rilevanza di tale caratteristica del programma, quale strumento di politica attiva, è discutibile, qualora si prendano in considerazione i vantaggi offerti al potenziale datore dai tagli negli oneri sociali e dal loro cumulo. Infatti gran parte del risparmio derivante dall'assunzione di un disoccupato nelle Liste piuttosto che di un disoccupato ordinario deriva dalla riduzione contributiva e questa, a differenza del *bonus*, non dipende né dalla dimensione dell'impresa licenziante né dall'età del lavoratore<sup>5</sup>.

## 2.2 La valutazione d'impatto del programma

Il programma persegue l'obiettivo di facilitare il rientro nel mondo del lavoro dei disoccupati in mobilità, ma la compresenza di elementi di politica attiva e passiva che lo contraddistingue rende incerti i suoi esiti. Da un lato l'indennità accresce il salario di riserva del soggetto rendendolo più selettivo nel vaglio delle offerte di lavoro ricevute e prolunga il periodo di disoccupazione. Dall'altro gli incentivi economici per le imprese che assumono incrementano il numero di offerte di lavoro ed accorciano la durata di inattività. Dunque, da un punto di vista teorico, il segno dell'effetto netto è a priori incerto e dipende da quale delle due componenti prevarrà. Esso inoltre sarà inestricabilmente correlato all'effetto dei provvedimenti sui tagli negli oneri sociali. Infatti ad un'indeterminatezza di natura teorica, si affiancano incertezze legate alla costruzione stessa del programma, le cui modalità operative sono piuttosto variegate, complesse e talvolta incongruenti<sup>6</sup>: è dubbio che la scelta fatta sull'entità e sulla durata dei benefici in base all'età e alla dimensione dell'impresa di provenienza sia quella più idonea agli obiettivi predisposti.

Quindi si ha a che fare con una politica i cui esiti necessitano di una valutazione empirica, ma neppure questo compito è privo di difficoltà. Innanzitutto c'è da considerare il fatto che l'intervento oggetto di studio è universale (tutti i soggetti che possiedono certi requisiti possono accedervi), per cui è problematica l'individuazione di un adeguato gruppo di confronto. Di conseguenza è

---

<sup>5</sup> Per maggiori dettagli vedi Paggiaro e Trivellato, 2002.

<sup>6</sup> All'estremo, per i soggetti ammessi alla 'mobilità lunga', il programma si riduce ad una semplice politica passiva di fuoriuscita dal mercato del lavoro.

impossibile una stima dell'impatto totale del programma e la valutazione deve essere ristretta agli effetti differenziali tra gruppi di lavoratori sottoposti a trattamenti diversi. In particolare ci si concentra sugli effetti differenziali prodotti da variazioni nel regime dei benefici offerti in base all'età e alla dimensione dell'impresa licenziante:

- Effetto differenziale del trattamento

La durata di permanenza in lista varia con l'età del lavoratore al momento dell'iscrizione. L'effetto differenziale in particolare si riferisce alle differenze nella probabilità di rioccupazione successiva all'ingresso in mobilità tra i soggetti di età inferiore ai 40 anni e i soggetti di età compresa tra 40 e 49 anni, che hanno diritto a godere per un anno in più dei vantaggi offerti dall'iscrizione in lista (due anni invece di uno). Si trascura la terza classe d'età, costituita per lo più da individui che stanno semplicemente transitando verso il pensionamento e usano la mobilità come un ponte verso il ritiro dalla forza lavoro.

- Effetto indennità

Solo i lavoratori iscritti mediante la legge 223/91 hanno diritto a percepire l'indennità e la modalità d'iscrizione sulla base della legge 223/91 o della legge 236/93 dipende dalla dimensione dell'impresa di provenienza del soggetto: nel primo caso l'impresa comprende più di 15 dipendenti e nel secondo non più di 15<sup>7</sup>.

Comunque, anche in questo contesto più ristretto di stima degli effetti differenziali tra i lavoratori iscritti, le cose non sono affatto facili a causa dei potenziali problemi di selezione non casuale sia nella partecipazione al programma che nell'allocazione in diversi livelli di trattamento. Si deve tenere conto che l'iscrizione alle Liste è volontaria per i soggetti licenziati da imprese con al più 15 dipendenti e per questi la decisione di prendere parte al programma potrebbe essere il prodotto di un processo di auto-selezione. Fortunatamente in pratica, almeno per la regione Veneto, il problema non sussiste dato che le informazioni provenienti dall'Agenzia regionale per l'impiego ci assicurano che quasi tutti i lavoratori licenziati da imprese piccole che possono iscriversi alle Liste lo fanno. Però non si deve trascurare il fatto che fattori come la dimensione dell'impresa di provenienza, il tipo di contratto e l'anzianità aziendale sono correlati l'uno con l'altro e con caratteristiche individuali non osservate, ed essi congiuntamente determinano l'iscrizione alle Liste e l'esposizione a diversi trattamenti del programma.

Inoltre, ai fini di una corretta valutazione del programma, è importante riuscire ad isolare i due effetti descritti sopra da quello di altri fattori, rilevanti anch'essi sulla probabilità di trovare un nuovo impiego, con cui tendono a combinarsi:

---

<sup>7</sup> Nella determinazione della grandezza dell'impresa si considera il numero di dipendenti in essa occupati nel semestre immediatamente precedente all'avvio della procedura di mobilità.



- Effetto età vs. effetto differenziale del trattamento

L'effetto età tende a sovrapporsi all'effetto differenziale del trattamento ed entrambi gli effetti sono a priori incerti agendo contemporaneamente su due direzioni contrapposte.

L'età ha un suo peso non irrilevante nel favorire o meno il rientro nel mercato del lavoro. Da un lato l'età influenza negativamente le probabilità di reimpiego dei lavoratori più anziani, perché l'interesse delle aziende è quello di assumere personale giovane di minor costo e maggiore versatilità. Dall'altro gli anziani, soprattutto maschi, con famiglia a carico, sono spesso vincolati a dover accettare proposte di lavoro con salari inferiori a quello di riserva.

Per quanto riguarda, invece, l'effetto differenziale, la minore durata del diritto a permanere in lista per i lavoratori più giovani potrebbe indurli ad essere meno selettivi nell'accettazione delle offerte di lavoro e ad accelerare le uscite dallo stato di disoccupazione. D'altro canto la maggior durata di permanenza in lista concessa ai soggetti della seconda classe d'età è associata ad un bonus potenzialmente superiore per le imprese, per cui i più vecchi potrebbero risultare avvantaggiati al momento dell'assunzione.

Quindi abbiamo l'azione congiunta di più effetti e per poter riconoscere quello che c'interessa, ovvero l'effetto differenziale, non basta un semplice confronto tra le prime due classi d'età, perché queste si comporterebbero diversamente comunque, anche in assenza della politica.

- Effetto dimensione vs. effetto indennità

L'effetto dimensione tende a sovrapporsi all'effetto indennità e, come nella situazione appena descritta, il segno di entrambi non è noto a priori.

L'indennità, da un lato, rende il soggetto appetibile per le imprese che assumono e possono beneficiare del bonus, dall'altro, è una remunerazione alternativa a quella di una vera occupazione per i lavoratori, che possono permettersi di essere meno precipitosi nell'accettazione delle offerte di lavoro. Ad ogni modo, visto che nella decisione di assunzione il bonus riveste minore importanza rispetto ai tagli negli oneri sociali, che sono identici per tutti gli iscritti, ammettiamo che prevalga l'effetto negativo dell'indennità.

Tale effetto andrà ad intersecarsi con quello prodotto dalla dimensione dell'impresa, che contribuisce anch'esso a rendere differenti le *chances* di rioccupazione dei soggetti licenziati da imprese con più di 15 addetti da quelle dei soggetti provenienti da imprese piccole. Non è infatti irragionevole congetturare che i lavoratori provenienti da imprese grandi “abbiano professionalità più facilmente ‘trasferibili’, dispongano di una maggiore rete di relazioni, siano più sindacalizzati e godano di un maggior sostegno da parte degli stessi sindacati” (Franceschini e Trivellato, 1998).

Infine si deve tenere conto del fatto che gli stessi effetti differenziale ed indennità tendono a combinarsi l'uno con l'altro. L'effetto negativo dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista si spiega principalmente con l'influenza negativa esercitata dall'indennità e potrà quindi non essere significativo per coloro che non godono della prestazione di mobilità. Questi, infatti, dispongono del modesto sussidio ordinario di disoccupazione la cui riscossione non viene a dipendere dal tempo di permanenza concessa in lista. Inoltre, come abbiamo detto, i gruppi degli indennizzati e dei non indennizzati sono due insiemi di soggetti diversi per la loro esperienza lavorativa e le loro caratteristiche personali. Per quanto riguarda, invece, l'effetto indennità, esso potrà essere più o meno forte a seconda della classe d'età considerata e del tempo a cui il soggetto è permesso di rimanere in lista. Segue che in sede di valutazione d'impatto la cosa migliore è stimare l'effetto differenziale separatamente per i soggetti con e senza il sussidio e l'effetto indennità distintamente per classe d'età.

## **2.3 Possibili fonti informative in sede di valutazione**

### **2.3.1 Gli archivi regionali delle Liste**

Non esiste un archivio nazionale in cui sono raccolti in modo uniforme i dati individuali sugli iscritti alle Liste. I dati sono gestiti dalle Agenzie regionali per l'impiego (oggi sostituite da analoghi organismi provinciali) che amministrano il programma e disegnano autonomamente le metodologie per la raccolta e l'elaborazione delle informazioni. Quindi gli archivi regionali sono piuttosto eterogenei e differiscono anche per la qualità dell'informazione disponibile.

In generale di ciascun lavoratore in mobilità si hanno informazioni sulle sue caratteristiche socio-demografiche e dell'ultimo episodio lavorativo ed altre informazioni propriamente inerenti all'iscrizione in lista. Per quanto riguarda il Veneto sono note le variabili: sesso, età, provincia di residenza, titolo di studio, qualifica professionale, settore di provenienza, diritto all'indennità, data d'iscrizione e stato corrente nella lista. Quest'ultimo classifica il soggetto come ancora iscritto e disoccupato, ancora iscritto e occupato temporaneamente, assunto a tempo indeterminato o cancellato dalla lista per decorrenza dei termini massimi consentiti. Anche per i lavoratori decaduti è possibile sapere se al momento della cancellazione il soggetto era disoccupato o assunto temporaneamente<sup>8</sup>. Per quanto riguarda, invece, gli episodi di occupazione a tempo determinato

---

<sup>8</sup> Come abbiamo detto durante gli episodi di occupazione a tempo determinato il tempo d'iscrizione in lista si ferma. Esso riprende a scorrere non appena la loro durata complessiva supera il periodo massimo concesso in lista. Superata tale soglia è ancora comunque possibile ottenere contratti a tempo determinato, ma essi saranno equivalenti ai periodi di disoccupazione e andranno ad accrescere il tempo trascorso in lista.

conclusisi, possiamo solo congetturare l'esistenza di alcuni se la durata di permanenza in lista è superiore a quella permessa dalla legge in base all'età. Non sappiamo quindi quanti sono stati, quanto sono durati e quando sono avvenuti. Con la sola informazione proveniente dagli archivi amministrativi regionali non è possibile in alcun modo ricostruire la storia lavorativa dell'individuo durante il periodo di mobilità e si trascura il fatto che durate di permanenza in lista di uguale lunghezza possono riferirsi a situazioni radicalmente diverse: al limite sola disoccupazione o solo lavoro a tempo determinato.

Ma neppure la durata di permanenza in lista è un'informazione del tutto attendibile, infatti Paggiaro e Trivellato (2001) dimostrano che la qualità degli archivi è scadente anche per quanto riguarda la registrazione delle uscite in seguito ad assunzione a tempo indeterminato. L'unica cosa su cui possiamo fare affidamento è la data d'ingresso in mobilità. Ciò è dovuto al fatto che nella gestione del programma intervengono molteplici enti ciascuno con proprie funzioni e con propri archivi. Per quanto riguarda quelli regionali delle Liste, essi, come già detto, sono gestiti dalle Commissioni regionali per l'impiego, le quali hanno principalmente il compito di approvare l'ammissione dei soggetti al programma, per cui si spiega l'attendibilità delle Liste quanto alla registrazione degli ingressi. L'attività di aggiornamento sui successivi episodi di occupazione sia a tempo determinato che a tempo indeterminato è legata, invece, ad una serie di disposizioni burocratiche emesse dai Centri per l'impiego, irrilevanti per entrambe le parti coinvolte nella gestione del programma (tanto per il lavoratore che per le aziende che assumono). Infine, gli altri enti coinvolti nella gestione del programma, ovvero l'Inps, cui spetta l'erogazione dei benefici, e il Ministero del lavoro, interessato nell'attività di controllo e gestione, dispongono di propri archivi senza alcuna connessione a quelli regionali delle Agenzie per l'impiego.

### **2.3.2 L'archivio integrato Netlabor-Liste (NL)**

Data l'impossibilità di conoscere gli episodi lavorativi di occupazione temporanea durante il periodo di permanenza in lista, si è integrata l'informazione presente negli archivi regionali con quella proveniente da Netlabor, il *database* informatizzato dei Centri per l'impiego (CPI).

Netlabor, introdotto nel triennio '91-'94 presso i CPI, raccoglie informazioni su tutti i soggetti che lavorano nel settore privato o sono alla ricerca di un'occupazione e per questo si iscrivono alle liste di collocamento. Sono note caratteristiche socio-demografiche e professionali, aspirazioni e

disponibilità, etc., ma soprattutto sono registrati gli ingressi e le uscite nel mercato del lavoro ed è quindi possibile ricostruire i percorsi lavorativi dei soggetti iscritti<sup>9</sup>.

L'integrazione degli archivi delle Liste riguarda la regione Veneto e precisamente le provincie di Belluno, Treviso e Vicenza. L'universo di riferimento è costituito da tutti gli iscritti al programma nel periodo da gennaio '95 ad aprile '99. Tale scelta è motivata dal fatto che, relativamente alle Liste, la qualità delle informazioni è notevolmente migliorata dopo il '95 in seguito ad apprezzabili progressi nella gestione dei dati, a cambiamenti nella legislazione (la legge 451 del 1994<sup>10</sup>) e ad un'attenta revisione del *database* amministrativo. Inoltre Netlabor risulta inaffidabile nel triennio della sua introduzione<sup>11</sup> ed è solo per le provincie considerate che i dati sono attendibili nel periodo di riferimento.

Inizialmente nella ricostruzione dei percorsi lavorativi dei soggetti abbinati, gli episodi registrati in Netlabor hanno costituito una semplice integrazione delle poche transizioni segnalate dalle Liste, di cui è stata mantenuta la data di censura del periodo di osservazione (Paggiaro e Trivellato, 2001). Poiché i dati delle Liste si sono rilevati inaffidabili, la scelta definitiva è stata di utilizzare solo le informazioni provenienti da Netlabor per la ricostruzione della storia lavorativa (Paggiaro, 2002). Fissato l'episodio d'ingresso in mobilità, la cui data di licenziamento doveva coincidere, nel margine di qualche giorno, con quella d'iscrizione in lista rilevata dall'archivio regionale (nel periodo da gennaio '95 ad aprile '99), il percorso lavorativo successivo è stato ricostruito basandosi esclusivamente su Netlabor, il che ha permesso di estendere l'orizzonte temporale di osservazione sino al 31 dicembre 2001.

Quindi l'integrazione tra i due archivi consente di ricostruire la storia lavorativa dei soggetti non solo nel periodo di permanenza in lista, ma anche al di fuori di esso, prima e dopo la mobilità, cosa utile in sede di valutazione d'impatto del programma nel controllo della distorsione da selezione<sup>12</sup> e nel giudizio degli effetti a medio termine. Inoltre l'integrazione permette di valutare la coerenza delle informazioni contenute nelle due fonti e, indirettamente, la loro qualità. Ad esempio si è riscontrata una buona affidabilità delle Liste solo per quanto riguarda le informazioni relative all'ingresso in mobilità ed in particolare alla data di iscrizione in lista.

---

<sup>9</sup> Per approfondimenti si veda Bassi, Gambuzza, Rasera, 1999.

<sup>10</sup> Con la legge 451 del 1994 è stato vietato l'utilizzo delle Liste di mobilità nel caso di ristrutturazione di gruppi industriali o di variazione della ragione sociale. Erano, infatti, pratica comune i cosiddetti 'avviamenti in blocco', ossia il licenziamento di gruppi di lavoratori da parte di un'impresa e la loro assunzione in blocco presso un'altra, in stretto rapporto con la prima, nel medesimo giorno.

<sup>11</sup> Gli addetti hanno ragionevolmente impiegato un po' di tempo per imparare ad utilizzare correttamente il *software* e sfruttare le potenzialità da esso offerte.

<sup>12</sup> Grazie all'integrazione dell'archivio delle Liste con quello Netlabor è possibile disporre di nuove variabili socio-demografiche e, soprattutto, di variabili relative alla storia lavorativa del soggetto. Queste, come si vedrà nel seguito, sono particolarmente utili nella stima degli effetti differenziali del programma tramite tecniche di *matching* per reperire un adeguato gruppo di confronto a quello degli esposti considerato. Inoltre con Netlabor possiamo avere informazioni su altri disoccupati non iscritti alle Liste e svincolarci dalla stima dei soli effetti differenziali all'interno del programma.

La procedura di abbinamento<sup>13</sup> consta di tre fasi: nella prima è stato effettuato un abbinamento esatto dei record fra gli iscritti dei due archivi; con la seconda sono stati rilevati tutti gli episodi lavorativi registrati in Netlabor dei soggetti abbinati nella prima fase; nella terza è stato individuato l'episodio d'ingresso in mobilità dalla storia lavorativa ricostruita con Netlabor. Alla fine sono stati considerati abbinati tutti quei soggetti per cui è presente in Netlabor un evento di licenziamento la cui data è coerente a quella di messa in mobilità segnalata dalle Liste. Ciò garantisce l'attendibilità delle informazioni registrate in Netlabor dopo l'iscrizione in lista e riguarda circa il 90% dei soggetti complessivamente abbinati nella seconda fase, a conferma dell'elevata affidabilità della data d'ingresso in mobilità.

La percentuale di abbinamento è piuttosto buona per le provincie di Belluno e Treviso (pari rispettivamente al 94 e all'89%), mentre è significativamente inferiore per la provincia di Vicenza (79%), dove per quasi il 16% dei soggetti abbinati nella seconda fase non è possibile individuare l'episodio d'ingresso in mobilità. Quindi vi sono variazioni a livello geografico nell'affidabilità di Netlabor, la quale pure aumenta nel tempo con una crescita di quasi il 40% del numero di individui con l'episodio d'ingresso in mobilità dal '95 al '99. Infine l'abbinamento è migliore per le donne e per i soggetti che sono stati licenziati da imprese con meno di 15 addetti, tra i quali il divario fra i due sessi si fa più consistente. Ciò si spiega col fatto che l'iscrizione è volontaria per i soggetti licenziati da imprese piccole mentre per gli altri è competenza dell'impresa licenziante comunicare i nominativi dei lavoratori messi in mobilità e tutte le altre informazioni necessarie presso i rispettivi CPI.

Mediante la ricostruzione dei percorsi lavorativi con Netlabor il numero di transizioni a tempo indeterminato aumenta di circa il 70% rispetto a quello segnalato dalle Liste: questo sia a causa dell'estensione del periodo di osservazione che a causa della carenza informativa degli archivi regionali delle Liste. Inoltre il peso degli episodi di lavoro a tempo determinato è tutt'altro che irrilevante e nel complesso quasi il 40% del tempo trascorso in lista è di occupazione temporanea. Le distribuzioni delle durate di permanenza in lista variano notevolmente con la tipologia del percorso lavorativo ed indicano uno sfruttamento piuttosto consistente delle possibilità offerte dal programma da parte dei lavoratori e delle aziende. Quest'ultime nella maggior parte dei casi in cui assumono un lavoratore lo fanno poco dopo la sua iscrizione in lista direttamente con un contratto a tempo indeterminato o con un contratto a tempo determinato di un anno convertito, alla scadenza, in un'occupazione permanente.

Ciò conduce ad ipotizzare che l'acquisizione di dati migliori potrebbe mettere in discussione i risultati finora ottenuti dagli studi di valutazione sull'istituto di mobilità.

---

<sup>13</sup> Per maggiori dettagli si veda Paggiaro (2002).

### 2.3.3 L'archivio integrato NL-Inps

Un'altra fonte particolarmente ricca sono gli archivi amministrativi dell'Istituto nazionale della previdenza sociale (Inps), i quali contengono informazioni sia sulle imprese che sui lavoratori in esse occupati<sup>14</sup>. L'universo di riferimento è simile a quello di Netlabor, ma oltre alla pubblica amministrazione è escluso il settore dell'agricoltura, rimandando entrambi ad altri enti previdenziali. Quindi, come per gli archivi Netlabor, è possibile ricostruire la carriera lavorativa dei singoli soggetti all'interno di una stessa azienda e nel passaggio in aziende diverse. In particolare possiamo disporre di nuove informazioni, come ad esempio la dinamica retributiva del lavoratore, che può essere seguito per un periodo molto più esteso nel tempo rispetto a quello consentito da Netlabor, sistema informativo di recente introduzione.

Considerato questo e l'intento di ottenere dati migliori in sede di valutazione d'impatto, l'archivio integrato Netlabor-Liste è stato a sua volta integrato con l'informazione proveniente da Inps. In seguito all'abbinamento NL-Inps, coloro che lavorano con Netlabor e le Liste non solo possono disporre di nuove e più affidabili informazioni, ma anche di una storia lavorativa molto più lunga, mentre gli utilizzatori di Inps possono riconoscere i lavoratori interessati dal programma tra quelli dell'universo di riferimento, oltre che accedere ai dati più aggiornati provenienti da Netlabor.

Nell'abbinamento è stato considerato un sottocampione dell'insieme dei soggetti di NL e precisamente gli individui che hanno sperimentato almeno un episodio di mobilità nel biennio '95-'96 nelle provincie di Treviso e Vicenza. Nella scelta di tale intervallo di tempo si deve considerare che l'archivio integrato Netlabor-Liste prende in esame i soggetti messi in mobilità dal '95 al '99 mentre gli archivi Inps contengono informazioni fino al '97. Quindi è stato escluso il 1997 per avere almeno un anno di sovrapposizione tra le due fonti per la storia lavorativa successiva all'ingresso in mobilità, cosa utile per un eventuale confronto e per un migliore abbinamento.

Come per NL la procedura di abbinamento è stata realizzata in modo sequenziale per passi (Romano, 2003). Inizialmente (1) l'abbinamento è avvenuto sui soli dati anagrafici sesso, data e luogo di nascita. Nel complesso sono stati abbinati ben il 98% dei soggetti estratti da NL, infatti le caratteristiche considerate permettono ampi margini di incertezza. Maggiore pulizia c'è stata al secondo passo dove (2) dell'insieme dei soggetti candidati all'unione sono stati tenuti quelli che nei due archivi presentano almeno un episodio lavorativo compatibile, avente cioè le date di assunzione e di licenziamento e la ragione sociale coincidenti. La percentuale di abbinamento si abbassa al 90% ed il calo è molto più brusco nel 1995, con una riduzione dell'11% contro quella del 7% nell'anno successivo. Nella terza fase (3) è stato identificato il rapporto di mobilità ed il vincolo di

---

<sup>14</sup> Per approfondimenti si veda Occari, Tattara, Volpe, 1996.

compatibilità di un qualsiasi episodio lavorativo è stato ristretto al vincolo di compatibilità dell'episodio d'ingresso in mobilità. In particolare sono state confrontate la ragione sociale e la data di licenziamento e, per quest'ultima, è stato ammesso uno scarto non superiore al mese. Dobbiamo, infatti, ricordare che l'Inps a differenza di NL non riporta le date complete, ma solo l'anno ed il mese, per cui una differenza anche di pochi giorni può produrre uno sfasamento mensile (ad esempio Inps registra 29 marzo e NL 2 aprile). A differenza del passo precedente, la percentuale di abbinamento non si abbassa molto e la riduzione è della stessa entità nei due anni esaminati. Complessivamente risultano abbinati l'88% degli individui inizialmente considerati da NL.

La fase conclusiva della costruzione dell'archivio è stata la ricostruzione dei percorsi lavorativi dei singoli soggetti abbinati. Dall'unione dei due archivi possiamo disporre di una storia lavorativa piuttosto lunga ed aggiornata dato che l'Inps copre un arco temporale che va dal '75 al '97 ed NL fornisce informazioni molto recenti (fino al 2001). Precisamente sono stati considerati tutti gli episodi registrati in Inps mentre di NL sono stati considerati quelli più recenti e le date di licenziamento degli episodi censurati in Inps.

Per quanto riguarda i risultati dell'abbinamento per sesso, legge e anno d'iscrizione, essi continuano ad essere migliori nel '96. Come per l'abbinamento Netlabor-Liste, i soggetti licenziati da imprese con meno di 15 addetti, per cui l'iscrizione è volontaria, presentano tassi di abbinamento notevolmente superiori. In questo caso non vi è un divario fra i due sessi a favore delle femmine, anzi spicca il gran numero di donne con indennità non abbinata nel 1995 (il 26%).

## 2.4 Risultati provenienti da precedenti studi di caso

Data l'incertezza a livello teorico sugli esiti della politica e l'importanza che essa riveste in Italia nel sussidio e nella protezione della disoccupazione, sono stati effettuati numerosi studi empirici di valutazione<sup>15</sup>. Essi esaminano aree geografiche diverse del Paese e differiscono per i metodi statistici adottati, prevalentemente nell'ambito di un'analisi di durata, ma fanno quasi tutti riferimento agli archivi regionali delle Liste, con le limitazioni che ne derivano.

Solo in recenti studi sulla regione Veneto si è fatto uso della base dati integrata con Netlabor e vengono fornite delle prime indicazioni per la riconsiderazione degli effetti del programma. Già da una prima analisi esplorativa emergono notevoli differenze con i risultati ottenuti dai precedenti studi di caso, a sostegno delle preoccupazioni circa la necessità di ottenere dati più adeguati per una corretta valutazione del programma: *'Too little [emphasis has been] given to the quality of the*

---

<sup>15</sup> Per un'analisi dettagliata si veda l'Appendice A.

*underlying data. Although it is expensive, obtaining better data is the only way to solve the evaluation problem in a convincing way*”, (Heckman, Lalonde e Smith, 1999).

In generale, l’effetto della componente passiva della politica sembra prevalere su quello della componente attiva, specialmente nel Sud e per i lavoratori più vecchi. L’effetto differenziale del trattamento risulta significativamente negativo nella popolazione degli indennizzati, mentre è trascurabile per i soggetti licenziati da imprese piccole a cui non è destinato alcun trasferimento economico. Quindi emerge l’effetto negativo prodotto dall’indennità, il quale è tanto più forte quanto maggiore è la durata del tempo concesso in lista (ovvero l’età del lavoratore)<sup>16</sup>. Infine vengono fornite indirette ma inequivocabili indicazioni circa la strategia delle aziende di cumulare i tagli nei contributi sociali assumendo i lavoratori inizialmente con un contratto a tempo determinato di un anno. Anche il *bonus*, però, a differenza di quanto si riteneva in passato, gioca un ruolo non irrilevante, infatti quando le imprese assumono un lavoratore lo fanno soprattutto poco dopo la sua iscrizione in lista e in molti casi con un contratto direttamente a tempo indeterminato per poter usufruire subito ed interamente del *bonus*.

---

<sup>16</sup> L’effetto indennità è negativo per la seconda e la terza classe d’età. Nella regione Veneto esso può considerarsi inesistente nel gruppo dei lavoratori con meno di 40 anni, per i quali il sussidio sembra agire come uno strumento di politica attiva favorendo le *chances* di rioccupazione.



## Capitolo 3

# La tecnica del *matching* per la stima dell'impatto di una politica

### 3.1 La valutazione d'impatto di un programma e il *selection bias*

Una politica è un intervento sociale intrapreso allo scopo di modificare in una certa direzione la condizione e/o il comportamento di un certo insieme di soggetti. Spesso gli esiti di una politica sono incerti perché è difficile stabilire se i cambiamenti osservati nella condizione e/o comportamento in questione sono dovuti all'intervento o si sarebbero manifestati comunque in assenza di esso: quanto della variazione osservata nella caratteristica d'interesse è da attribuire alla politica e quanto invece è da attribuire al corso naturale degli eventi?

La valutazione d'impatto cerca di dare una risposta a questa domanda e in teoria dovrebbe confrontare ciò che si osserva nel gruppo degli esposti in seguito alla politica con ciò si sarebbe osservato nello stesso gruppo di soggetti in assenza di essa. Ovviamente tale confronto è irrealizzabile, dato che non è possibile osservare la condizione/comportamento degli esposti all'intervento nella loro situazione controfattuale di non partecipazione alla politica.

Nella pratica la strategia adottata è quella di approssimare il risultato controfattuale degli esposti con il risultato di un gruppo equivalente di soggetti non trattati (gruppo di controllo). Il rischio che si corre è di utilizzare come gruppo di confronto soggetti sistematicamente diversi dagli esposti indipendentemente dalla politica (già da prima dell'intervento). Ovvero gli esposti differiscono dai non esposti non solo per il fatto di aver partecipato al programma, ma anche per il processo attraverso il quale hanno scelto di (o sono stati scelti per) prendervi parte (processo di selezione, autoselezione).

Questa differenza a priori tra i due gruppi di confronto è nota in letteratura con il nome di *selection bias*. È un *bias* nel senso che impedisce una stima corretta dell'impatto del programma ed è un *bias* dovuto a *selection* perché gli esposti otterrebbero risultati diversi dai non esposti anche in assenza della politica per qualche motivo connesso al modo in cui sono stati selezionati per prendervi parte.

### 3.2 La rappresentazione formale del problema e il ruolo della randomizzazione

Sia  $Y$  la condizione/comportamento<sup>1</sup> che la politica intende modificare nel gruppo di soggetti a cui è stata destinata (variabile risultato) e sia  $I$  la variabile *dummy* che identifica i soggetti esposti ( $I=1$ ) da quelli non esposti ( $I=0$ ). Indichiamo con  $Y_i^T$  il livello della variabile risultato per l'individuo  $i$  nel caso di partecipazione all'intervento e con  $Y_i^{NT}$  il livello della stessa variabile risultato per lo stesso individuo  $i$  nel caso di non partecipazione all'intervento.

L'effetto (o impatto) della politica sul soggetto  $i$  è dato dalla differenza

$$\mathbf{a}_i = Y_i^T - Y_i^{NT}.$$

Ovviamente tale quantità non può essere calcolata perché può manifestarsi solo uno dei due potenziali risultati  $Y_i^T$  e  $Y_i^{NT}$ . Ciò che può essere osservato per ciascun soggetto è

$$Y_i = Y_i^T I_i + Y_i^{NT} (1 - I_i),$$

ovvero l'uno o l'altro dei due risultati potenziali a seconda del valore assunto da  $I_i$  (a seconda dell'esposizione o meno all'intervento da parte del soggetto  $i$ ). Il fatto che  $\mathbf{a}_i$  non è osservabile è stato definito in letteratura come il '*fundamental problem of causal inference*' (Holland, 1986).

Stabilita la non identificabilità dell'impatto sui singoli soggetti, si sposta l'attenzione dai singoli  $\mathbf{a}_i$  alla distribuzione di  $\mathbf{a}$  e ci si propone di stimare il valor medio dell'impatto nel gruppo degli esposti

$$E\{\mathbf{a}|I=1\} = E\{Y^T/I=1\} - E\{Y^{NT}/I=1\}.$$

Lo si fa confrontando ciò che è effettivamente osservabile, ossia calcolando la differenza tra il risultato medio degli esposti e il risultato medio dei non esposti

$$E\{Y^T/I=1\} - E\{Y^{NT}/I=0\}. \tag{1}$$

Purtroppo questa quantità differisce da quella d'interesse, infatti  $E\{\mathbf{a}|I=1\}$  può essere scritto come  $[E\{Y^T/I=1\} - E\{Y^{NT}/I=0\}] - [E\{Y^{NT}/I=1\} - E\{Y^{NT}/I=0\}]$ , da cui

$$E\{Y^T/I=1\} - E\{Y^{NT}/I=0\} = E\{\mathbf{a}|I=1\} + [E\{Y^{NT}/I=1\} - E\{Y^{NT}/I=0\}].$$

La differenza tra ciò che possiamo stimare e l'impatto medio sugli esposti è quello che abbiamo denominato *selection bias* ed è dovuta al fatto che il gruppo di controllo non è rappresentativo di quello trattato e il risultato medio che si osserva per i non esposti è diverso da quello che si sarebbe osservato per gli esposti nella situazione controfattuale di non partecipazione

---

<sup>1</sup> E' importante che  $Y$  sia una caratteristica che può essere modificata dalla politica. Non deve necessariamente coincidere con la variabile obiettivo.

all'intervento. Detto in altre parole il risultato medio dei trattati ed il risultato medio dei non trattati non è identico in assenza della politica:

$$E\{Y^{NT}/I=1\} \neq E\{Y^{NT}/I=0\}.$$

L'esistenza del *selection bias* dipende dal modo in cui sono stati selezionati i due gruppi. Esso risulta diverso da 0 in tutte quelle situazioni in cui il processo di selezione dà origine ad un gruppo di soggetti esposti sistematicamente diversi dai non esposti rispetto ad un certo insieme di caratteristiche  $X$ , al variare delle quali corrispondono valori mediamente diversi della variabile risultato  $Y^{NT}$ . Devono valere le due seguenti condizioni:

$$- F_X(x/I=1) \neq F_X(x/I=0), \quad (2)$$

$$- E\{Y^{NT}/X\} \neq E\{Y^{NT}\}. \quad (3)$$

La prima dice che la distribuzione del vettore delle variabili  $X$  è diversa nel gruppo degli esposti e dei non esposti e quindi la partecipazione al programma dipende da  $X$ . Nel caso di un processo di autoselezione, questo significa che le caratteristiche considerate influenzano la decisione dei singoli potenziali esposti di prendere o meno parte al programma. La seconda, invece, dice che il risultato potenziale in assenza della politica (quello coinvolto nel *selection bias*) dipende anch'esso dalle variabili  $X$ .

Se una di queste proprietà viene meno il problema del *selection bias* ovviamente scompare. Consideriamo ad esempio il caso in cui non valga la (3) per tutte le variabili  $X$  da cui dipende  $I$ : esposti e non esposti sarebbero sì diversi rispetto ad  $X$ , ma non differirebbero nel valore medio del risultato potenziale  $Y^{NT}$ , perché esso è indipendente dalle caratteristiche considerate. Nel caso in cui, invece, non valesse la (2) per tutte le variabili  $X$  da cui dipende  $Y^{NT}$ , i due gruppi non differirebbero nel valore medio di  $Y^{NT}$  perché la loro composizione rispetto ad  $X$  è la medesima.

Il *selection bias* è sicuramente pari a 0 nel caso in cui avvenga una selezione casuale dei soggetti partecipanti all'intervento, ovvero l'assegnazione all'uno o all'altro dei due gruppi abbia luogo mediante il lancio di una moneta non truccata. In tale contesto per costruzione vale la seguente condizione di ortogonalità:

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

da cui

$$F_{Y^T|I=1}(y) = F_{Y^T|I=0}(y) = F_{Y^T}(y)$$

e

$$F_{Y^{NT}|I=1}(y) = F_{Y^{NT}|I=0}(y) = F_{Y^{NT}}(y).$$

Ciò implica non soltanto che la distorsione da selezione è nulla<sup>2</sup>:

---

<sup>2</sup> In realtà basta soltanto che  $Y^{NT} \perp I$  affinché il *selection bias* sia nullo.

$$E\{Y^{NT}/I=1\} = E\{Y^{NT}/I=0\} = E\{Y^{NT}\},$$

ma anche che l'impatto medio nel gruppo degli esposti coincide con quello nell'intera popolazione:

$$E\{\mathbf{a}|I=1\} = E\{Y^T/I=1\} - E\{Y^{NT}/I=0\} = E\{Y^T\} - E\{Y^{NT}\} = E\{\mathbf{a}\}^3.$$

### 3.3 Possibili soluzioni al problema

Scopo della valutazione d'impatto è depurare la quantità osservabile (1) dal *selection bias*, in modo che essa risulti pari all'impatto medio nel gruppo degli esposti. Nelle situazioni in cui abbiamo a disposizione dati di tipo sezionale ci sono due possibili soluzioni: il *matching* e le variabili strumentali.

#### 1. Tecnica del *matching*

Si suppone di conoscere e saper misurare tutte le variabili  $X$  che generano il *selection bias*, ovvero quelle da cui dipende il processo di selezione (proprietà 2) e il risultato potenziale  $Y^{NT}$  (proprietà 3).

Condizionatamente ad  $X$  ci si riconduce alla situazione ideale di assegnazione casuale al trattamento<sup>4</sup> e confrontando il risultato osservato degli esposti con quello dei non esposti a parità di  $X$  è possibile annullare il *selection bias*:

$$E\{Y^{NT}/I=1, X\} = E\{Y^{NT}/I=0, X\}$$

ed ottenere l'impatto medio sugli esposti in corrispondenza del particolare valore di  $X$ :

$$E\{\mathbf{a}|I=1, X\} = E\{Y^T/I=1, X\} - E\{Y^{NT}/I=0, X\}.$$

Quindi facendo la media di quest'ultima quantità rispetto alla distribuzione di  $X$  nel gruppo degli esposti sarà possibile stimare l'impatto medio del programma su tale insieme.

<sup>3</sup> La randomizzazione ha effetto solo con gli impatti medi grazie alla linearità dell'operatore valor medio. Non funziona con gli operatori non lineari. Consideriamo, ad esempio, la varianza dell'impatto:

$$Var\{\mathbf{a}\} = Var\{Y^T - Y^{NT}\} \neq Var\{Y^T\} - Var\{Y^{NT}\} = Var\{Y^T/I=1\} - Var\{Y^{NT}/I=0\}.$$

<sup>4</sup> In realtà niente assicura che  $Y^T \perp I|X$ , ma in generale l'indipendenza del risultato potenziale  $Y^T$  dalla partecipazione al programma non è una condizione necessaria all'annullamento del *selection bias*. In tal caso, non potremo però dire che il gruppo degli esposti è rappresentativo dell'intera popolazione e l'impatto medio sugli esposti non coinciderà con quello complessivo (condizionatamente ad  $X$ ).

## 2. Utilizzo di variabili strumentali

Questa seconda soluzione viene utilizzata quando nel processo di selezione interviene (almeno) una variabile  $Z$ , la variabile strumentale, tale da determinare la probabilità di partecipazione all'intervento:

$$Pr(I=1|Z) \neq Pr(I=1)$$

e non avere alcuna relazione con i due potenziali risultati:

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp Z.$$

E' evidente come anche in questo caso ci si possa ricondurre alla situazione ottimale di un'assegnazione casuale al trattamento, con un'approssimazione tanto maggiore quanto è più forte l'influenza esercitata da  $Z$  su  $I$ .

Supponiamo ad esempio  $Z$  binaria e che nel gruppo dei soggetti con  $Z=0$  nessuno partecipi al programma, ovvero la politica è stata destinata all'insieme dei  $Z=1$ . Intuitivamente potremmo calcolare l'impatto medio sugli esposti stimando la quantità

$$E\{Y/Z=1\} - E\{Y/Z=0\}$$

opportunamente pesata con la frazione di soggetti che nel gruppo dei destinatari della politica effettivamente prende parte ad essa ( $E\{I=1/Z=1\}$ ).

### **3.4 Il matching**

Nella valutazione d'impatto effettuata nel presente lavoro ci si servirà del primo metodo visto nel paragrafo precedente. E' chiaro che esso costituisce un mezzo per stimare gli effetti di una politica quando non è possibile una selezione casuale dei soggetti esposti all'intervento e non abbiamo un buono strumento, ovvero una variabile  $Z$  del tipo appena descritto. E' indispensabile però che la partecipazione al programma sia completamente determinata da una serie di variabili che possono essere osservate dal valutatore e condizionatamente ad esse l'assegnazione alla politica sia casuale.

### 3.4.1 Aspetti teorici

Supponiamo di conoscere e saper misurare tutte le caratteristiche individuali che influenzano sia il processo di selezione che i potenziali risultati  $Y^T$  e  $Y^{NT}$ , ovvero tutte le componenti del vettore di variabili  $X$  che soddisfa entrambe le seguenti condizioni<sup>5</sup>:

1. Lo status di esposto/non esposto dipende da  $X$ :

$$E\{I|X\} \neq E\{I\},$$

quindi la composizione rispetto ad  $X$  dei due gruppi di confronto è diversa:

$$f(x|I) = \frac{E\{I|x\}f(x)}{E\{I\}} \neq f(x).$$

2. I valori assunti dai risultati potenziali ( $Y^T$ ,  $Y^{NT}$ ) dipendono da  $X$ :

$$E\{Y^{NT}|X\} \neq E\{Y^{NT}\}$$

e

$$E\{Y^T|X\} \neq E\{Y^T\}.$$

Si ha che, condizionatamente ad  $X$ , lo status esposto/non esposto è il risultato di una ‘lotteria’:

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I|X, \tag{4}$$

da cui

$$E\{Y^T|I=0, X\} = E\{Y^T|I=1, X\} = E\{Y^T|X\}$$

e

$$E\{Y^{NT}|I=0, X\} = E\{Y^{NT}|I=1, X\} = E\{Y^{NT}|X\}.$$

I valori medi  $E\{Y^{NT}|I=0, X\}$  e  $E\{Y^{NT}|I=1, X\}$  potrebbero essere diversi solo se condizionatamente ad  $X$  i due gruppi potessero differire per qualche altra caratteristica  $U$  da cui dipende  $Y^{NT}$ . Questo però non è possibile perché abbiamo escluso l’esistenza di altre variabili che influenzano sia  $I$  che  $Y^{NT}$ . Analogo discorso per  $Y^T$ .

In realtà, dato il vettore di variabili  $U$  che contiene tutte le caratteristiche immaginabili non incluse in  $X$ , affinché sia soddisfatta la proprietà (4) è sufficiente che valga almeno una delle due seguenti condizioni:

a.  $E\{I|X, U\} = E\{I|X\};$

b1.  $F_{Y^{NT}}(y|X, U) = F_{Y^{NT}}(y|X),$

b2.  $F_{Y^T}(y|X, U) = F_{Y^T}(y|X).$

Vale a dire che condizionatamente ad  $X$  lo status di esposto/non esposto non dipende da  $U$  e/o le variabili risposta  $Y^T$  e  $Y^{NT}$  non dipendono da  $U$ .

---

<sup>5</sup> Quelle considerate non sono esattamente le variabili che causano il *selection bias* (cfr. nota 2).

Supponiamo che valga la a. Quand'anche  $U$  influisse su  $Y^T/Y^{NT}$ , dato che la composizione rispetto ad  $U$  dei due gruppi è la stessa condizionatamente ad  $X$ , la (4) continua ad essere soddisfatta ( $U \perp I|X$ ). Supponiamo, ora, che valga la b. Se vale anche la a abbiamo visto che non ci sono problemi. Se invece la a non è soddisfatta e  $I$  oltre che da  $X$  dipende da  $U$ , allora si ha che:

$$(Y^T, Y^{NT}) |I, X, U \stackrel{d}{\sim} (Y^T, Y^{NT}) |X, U.$$

Ma per la b1 e la b2:

$$(Y^T, Y^{NT}) |X, U \stackrel{d}{\sim} (Y^T, Y^{NT}) |X$$

e quindi

$$(Y^T, Y^{NT}) |I, X, U \stackrel{d}{\sim} (Y^T, Y^{NT}) |X,$$

cioè

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp (I, U) |X,$$

da cui si ha la (4).

Perciò condizionandosi ad  $X$  ci si riconduce alla situazione ideale di un'assegnazione casuale all'intervento e il *selection bias* risulta nullo:

$$E\{Y^{NT}|I=0, X\} = E\{Y^{NT}|I=1, X\}.$$

Si ha che la quantità calcolabile

$$E\{Y^T|I=1\} - E\{Y^{NT}|I=0\} = \int E\{Y^T | I=1, X\} dF_{X|I=1} - \int E\{Y^{NT} | I=0, X\} dF_{X|I=0}$$

è pari a

$$\int E\{Y^T | I=1, X\} dF_{X|I=1} - \int E\{Y^{NT} | I=1, X\} dF_{X|I=0}. \quad (5)$$

La quantità che, invece, interessa calcolare è

$$E\{Y^T|I=1\} - E\{Y^{NT}|I=1\} = \int E\{Y^T | I=1, X\} dF_{X|I=1} - \int E\{Y^{NT} | I=1, X\} dF_{X|I=1}. \quad (6)$$

Dal confronto della (5) con la (6) segue che possiamo ottenere la quantità d'interesse sostituendo  $dF_{X|I=1}$  al posto di  $dF_{X|I=0}$  nella (5).

Questo conduce allo stimatore *matching* che calcola la quantità

$$\int [E\{Y^T | I=1, X\} - E\{Y^{NT} | I=0, X\}] dF_{X|I=1}, \quad (7)$$

pari all'impatto medio della politica nel gruppo degli esposti date le ipotesi fatte.

In pratica lo stimatore *matching* prima calcola l'impatto medio del trattamento condizionato ad  $X$

$$E\{\mathbf{a}|X\} = E\{Y^T - Y^{NT} |X\} = E\{Y^T|I=1, X\} - E\{Y^{NT}|I=0, X\}^6$$

e poi ne fa la media rispetto alla distribuzione di  $X$  nel gruppo degli esposti:

$$E\{\mathbf{a}|I=1\} = E[E\{\mathbf{a}|X\}|I=1].$$

<sup>6</sup> Data la proprietà (4) condizionatamente a  $X$  l'impatto medio sugli esposti è pari all'impatto medio complessivo.

Affinchè tale procedura di stima funzioni è necessario che valga la (4). In realtà devono valere entrambe queste condizioni:

1.  $(Y^T, Y^{NT}) \perp I/X$ ;
2.  $0 < Pr\{I=1/X\} < 1, \forall x \in \mathbf{C}$

Esse vengono dette ‘*strong ignorability*’ dello status  $I$  per le variabili risultato  $(Y^T, Y^{NT})$  condizionatamente alle caratteristiche  $X$  (Rosenbaum e Rubin, 1983).

La seconda condizione afferma che in corrispondenza di un qualsiasi valore di  $X$  è possibile trovare sia soggetti esposti che soggetti non esposti. Questa è una condizione indispensabile per la fattibilità del *matching*. Supponiamo ad esempio che non valga la 2 ed in corrispondenza ad alcuni  $x$   $Pr\{I=0/X\}=0$ . Si ha che per quegli  $x$   $E\{Y^{NT}/I=0, X\}$  non è definita e quindi la (7) non può essere calcolata. Discorso analogo se  $Pr\{I=1/X\}=0$ .

### 3.4.2 Aspetti operativi

#### Strategia di stima

Abbiamo mostrato che l’assunto di *strong ignorability* consente di esprimere l’impatto sugli esposti nel modo seguente:

$$E\{Y^T - Y^{NT}/I=1\} = \int E\{Y^T | I=1, X\}dF_{X|I=1} - \int E\{Y^{NT} | I=0, X\}dF_{X|I=1}. \quad (8)$$

Nella pratica come si stima tale quantità? In che modo possiamo calcolare il secondo integrale visto che nel gruppo dei non esposti la distribuzione di  $X$  è diversa da quella nel gruppo degli esposti? Una possibile procedura è la seguente.

Assumiamo  $X$  discreta. Siano  $E$  ed  $NE$  gli insiemi dei soggetti esposti e non esposti di numerosità rispettivamente  $n_E$  e  $n_{NE}$ . Il nostro obiettivo è quello di estrarre da  $NE$  un sottoinsieme di soggetti non esposti  $NE^*$  la cui composizione rispetto a  $X$  sia la medesima di quella del gruppo degli esposti, ossia la variabile  $X$  deve distribuirsi allo stesso modo in  $E$  e in  $NE^*$ . Si tratta di procedere in questo modo:

1. estrarre senza reinserimento da  $E$  una unità  $i$  con caratteristiche  $x_i^E$  e valore della variabile risultato  $y_i^T$ ;
2. estrarre senza reinserimento da  $NE$  una unità con caratteristiche  $x_{(i)}^{NE}$  e valore della variabile risultato  $y_{(i)}^{NT}$ , tale che



$$x_i^E = x_{(i)}^{NE}; \quad (9)$$

3. ripetere i passi 1 e 2 fino all'esaurimento dell'insieme  $E$ .

Possiamo identificare ciascun soggetto non esposto abbinato mediante la variabile *dummy*  $M_i$ , uguale ad 1 se l' $i$ -esimo non esposto è stato incluso in  $NE$  e uguale a 0 altrimenti.

Per costruzione le due funzioni di ripartizione empiriche  $\hat{F}_{X|I=1}$  e  $\hat{F}_{X|I=0, M=1}$  coincidono, quindi la statistica

$$\frac{1}{n_E} \sum_{i=1}^{n_E} (Y_i^T - Y_{(i)}^{NT})$$

è una stima consistente di  $E\{Y^T - Y^{NT}/I=1\}$ . Essa si ottiene dalla (8) sostituendo  $F_{X|I=1}$  con  $\hat{F}_{X|I=1}$  nel primo integrale e con  $\hat{F}_{X|I=0, M=1}$  nel secondo.

Riassumendo, si tratta di abbinare a ciascun soggetto esposto un soggetto non esposto avente le stesse caratteristiche, calcolare la differenza dei loro risultati e alla fine fare la media di tutte le differenze ottenute.

### I limiti del *matching* esatto

La procedura appena descritta è realizzabile solo se:

- $X$  è una variabile discreta;
- la seconda condizione di *strong ignorability* è soddisfatta;
- i due gruppi sono sufficientemente numerosi.

La seconda proprietà di *strong ignorability* permette di effettuare l'abbinamento potenzialmente per ciascun valore di  $X$ . Se ad esempio  $Pr\{I=1/X\}$  fosse uguale ad 1 per qualche valore di  $X$ , significa che potremmo trovare dei soggetti esposti per cui non esiste alcun soggetto non esposto avente le stesse caratteristiche. Viceversa se  $Pr\{I=1/X\}$  fosse nulla, vi potrebbero essere soggetti non esposti che non possono essere abbinati ad alcun soggetto esposto.

Per quanto riguarda, invece, la numerosità campionaria, è importante che in particolare il gruppo dei non esposti sia sufficientemente numeroso, in modo da potervi trovare tutti i soggetti da abbinare. A tale scopo, nella procedura di abbinamento appena descritta, si effettua un'estrazione con reinserimento delle unità non trattate. Così facendo l'insieme su cui scegliere i soggetti da abbinare è sempre ricco come quello di partenza al crescere del numero di abbinamenti realizzati. E' quindi possibile che un soggetto non esposto venga abbinato a più di un soggetto esposto.

Infine, abbiamo detto che  $X$  deve essere una variabile discreta. Se essa fosse continua, non potremmo effettuare il secondo passo dell'algoritmo perché la probabilità di trovare un soggetto

non esposto con le stesse identiche caratteristiche di un certo soggetto esposto è nulla, a prescindere dal tipo di estrazione e dai problemi dovuti alla variabilità campionaria (qualsiasi sia la numerosità del gruppo di controllo). In pratica, nel caso di  $X$  continua, al passo 2 non si impone più l'uguaglianza tra i due vettori di caratteristiche  $X$ , ma la loro 'vicinanza' rispetto ad una qualche misura di distanza (ad esempio la distanza di Mahalanobis). Questa tecnica presenta, però, l'inconveniente di abbinare soggetti anche molto diversi rispetto alle singole componenti di  $X$ , per cui si preferisce scegliere il soggetto che minimizza la distanza tra i non esposti per cui ciascuna caratteristica ha valore che sta in un certo intorno di quello del soggetto esposto considerato.

Un'altra possibile soluzione è ricorrere al *propensity score*.

### 3.4.3 Matching sulla base del propensity score

Abbiamo visto che se il campione è piccolo, il numero di variabili è grande e molte di esse possono assumere tanti valori o essere continue, la procedura di *matching* sulla base del vettore  $X$  diventa impossibile ("The dimensionality problem", Ichino, 2002). Rosenbaum e Rubin (1983) hanno proposto una strategia di stima equivalente basata sul concetto di *propensity score*, le cui proprietà permettono di ridurre la dimensione del problema di *matching*.

Il *propensity score* è stato definito da Rosenbaum e Rubin come la probabilità di prendere parte all'intervento condizionatamente alle variabili in  $X$ :

$$p(X) \equiv Pr\{I=1|X\} = E\{I|X\}.$$

Gode delle seguenti proprietà:

1. Condizionatamente a  $p(X)$ , la distribuzione di  $X$  nel gruppo degli esposti e nel gruppo dei non esposti è la medesima:

$$X \perp I | p(X),$$

ovvero i due gruppi sono equivalenti rispetto alle caratteristiche  $X$  (proprietà di bilanciamento).

2. Se assumiamo la prima condizione di *strong ignorability*, cioè

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

allora l'assegnazione al trattamento è casuale dato il *propensity score*:

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I | p(X),$$

ossia condizionatamente a  $p(X)$  lo status di esposto/non esposto non ha alcuna influenza sui

potenziali risultati<sup>7</sup>.

Quindi, anche condizionatamente al *propensity score*, ci si riconduce alla situazione ideale di un esperimento casuale in cui il *selection bias* è nullo:

$$E\{Y^{NT}/I=1, p(X)\} = E\{Y^{NT}/I=0, p(X)\} = E\{Y^{NT}/p(X)\}^8$$

e possiamo ripetere il ragionamento fatto precedentemente con il vettore di variabili  $X$  per la stima dell'impatto della politica.

Per poter confrontare il risultato medio degli esposti con il risultato medio dei non esposti è sufficiente che la composizione dei due gruppi secondo  $p(X)$  sia la stessa. Nella strategia di stima descritta nel paragrafo 3.4.2 basta sostituire la condizione (9) con la seguente più debole condizione:

$$p(x_i^E) \approx p(x_i^{NE}).$$

In pratica si tratta di abbinare a ciascun soggetto esposto un soggetto non esposto con *propensity score* simile<sup>9</sup>.

Si noti che la seconda condizione di *strong ignorability* assicura che, in campioni sufficientemente numerosi, ad ogni livello del *propensity score* corrispondano sia individui esposti che individui non esposti, per cui l'insieme di unità non trattate potenzialmente abbinabili a ciascuna unità trattata non è mai vuoto.

La semplificazione pratica derivante dall'operare con il *propensity score* è enorme. Ora possiamo eseguire il *matching* sulla base di uno scalare, e non di un vettore multidimensionale di numerosità spesso elevata e variabile da caso a caso. Possiamo riversare tutta l'informazione contenuta nel vettore  $X$  in un singolo punteggio e velocizzare notevolmente la procedura di calcolo in fase di stima.

<sup>7</sup> E' evidente come la seconda proprietà derivi direttamente dalla prima.

Dimostrazione della proprietà 1

- $Pr\{I=1/X, p(X)\} = E\{I/X, p(X)\} = E\{I/X\} = Pr\{I=1/X\} = p(X)$
  - $Pr\{I=1/p(X)\} = E\{I/p(X)\} = E\{E\{I/X, p(X)\}/p(X)\} = E\{p(X)/p(X)\} = p(X)$
- $\Rightarrow Pr\{I=1/X, p(X)\} = Pr\{I=1/p(X)\}$

Dimostrazione della proprietà 2

- $Pr\{I=1/Y^T, Y^{NT}, p(X)\} = E\{I/Y^T, Y^{NT}, p(X)\} = E\{E\{I/X, Y^T, Y^{NT}, p(X)\}/Y^T, Y^{NT}, p(X)\} =$   
 $= E\{E\{I/X, Y^T, Y^{NT}\}/Y^T, Y^{NT}, p(X)\} = E\{E\{I/X\}/Y^T, Y^{NT}, p(X)\} = E\{p(X)/Y^T, Y^{NT}, p(X)\} = p(X)$
  - $Pr\{I=1/p(X)\} = p(X)$
- $\Rightarrow Pr\{I=1/Y^T, Y^{NT}, p(X)\} = Pr\{I=1/p(X)\}$

<sup>8</sup> Si ha anche che:  $E\{Y^T/I=1, p(X)\} = E\{Y^T/I=0, p(X)\} = E\{Y^T/p(X)\}$ .

<sup>9</sup> La probabilità di trovare due unità aventi esattamente lo stesso valore del *propensity score* è zero dato che  $p(X)$  è una variabile continua.

### 3.4.4 Stima del propensity score

Può essere utilizzato un qualsiasi modello di probabilità<sup>10</sup> per la stima del *propensity score*, ad esempio il modello *logit*:

$$I_i = \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i) + \mathbf{e}_i, \quad i=1, \dots, n_E+n_{NE},$$

dove

$$\mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i) \equiv \frac{\exp(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)}{1 + \exp(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)}$$

è la funzione di ripartizione logistica.

Si ha che

$$Pr(I_i = 1|X_i) = E\{I_i|X_i\} = \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)$$

e quindi la funzione di verosimiglianza del modello è data da

$$L(\mathbf{b}) = \prod_{i=1}^{n_E+n_{NE}} \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)^{I_i} (1 - \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i))^{1-I_i}.$$

Le equazioni di verosimiglianza sono non lineari nei parametri e si deve ricorrere a procedure iterative di stima (ad esempio il metodo di Newton-Raphson). Comunque si può dimostrare che la funzione di verosimiglianza ha un unico massimo ed utilizzando metodi numerici per la stima di massima verosimiglianza di  $\mathbf{b}$  non c'è il rischio di cadere in un massimo locale di  $L(\mathbf{b})$ .

Si noti che a differenza dei modelli di regressione lineari, il *set* di parametri  $\mathbf{b}$  non identifica gli effetti marginali delle variabili sulla probabilità di partecipazione al programma. Essi sono dati da

$$\frac{dE(I_i | X_i)}{dX_i} = \frac{d\mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)}{d(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)} \mathbf{b} = \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i) (1 - \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)).$$

Sia  $\hat{\mathbf{b}}$  la stima di massima verosimiglianza di  $\mathbf{b}$ , la procedura di *matching* viene realizzata utilizzando il *propensity score* stimato

$$\hat{p}(X) = \mathbf{L}(\hat{\mathbf{b}}\boldsymbol{\alpha}_i).$$

<sup>10</sup> Meglio se diverso dal modello di probabilità lineare

$$I_i = \mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i + \mathbf{e}_i, \quad i=1, \dots, n_E+n_{NE},$$

che genera valori delle probabilità

$$Pr(I_i = 1|X_i) = E\{I_i|X_i\} = \mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i$$

‘senza senso’, ovvero non compresi tra 0 e 1.

## 3.5 Test di validità del *matching*

### 3.5.1 Test sui non esposti

Effettuato il *matching* sulla base del vettore di variabili osservabili  $X$ , ci si chiede se gli insiemi  $E$  e  $NE$  degli esposti e dei non esposti abbinati<sup>11</sup> differiscano rispetto a qualche variabile non osservabile  $U$ , rilevante tanto per l'assegnazione all'intervento  $I$  che per i potenziali risultati  $Y^T$  ed  $Y^{NT}$ . Questo significa che la proprietà di *strong ignorability* è soddisfatta rispetto al vettore di variabili  $(X, U)$ :

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I | (X, U),$$

$$0 < Pr(I = 1 | X, U) < 1,$$

e il *matching* deve essere effettuato anche sulla base di  $U$ .

Utilizzando la terminologia adottata da Rosenbaum (1987), l'assegnazione al trattamento è *X-adjustable* se valgono entrambe le proprietà di *strong ignorability*. In tal caso, una grande varietà di *adjustments* rispetto a  $X$  permettono di ottenere stime corrette degli effetti di un programma. Uno di questi è appunto il *matching*.

Rosenbaum specificamente si chiede se, una volta che sono stati fatti gli *adjustments* rispetto alle covariate osservate  $X$ , i gruppi delle unità trattate e di controllo presentino una composizione diversa rispetto alla variabile non misurabile  $U$ , che influenza sia  $I$  che il risultato in assenza dell'intervento  $Y^{NT}$ . Egli, quindi, considera una sola variabile non osservabile  $U$  e concentra la propria attenzione sul solo risultato potenziale  $Y^{NT}$ <sup>12</sup>, ammettendo che possa essere soddisfatta la seguente condizione di ortogonalità:

$$Y^{NT} \perp I | (X, U).$$

Si tratta di ricavare due gruppi di controllo da quello di partenza in cui la distribuzione di  $U$ , sebbene ignota, presumibilmente sia diversa. Si controlla poi se, malgrado le differenze in  $U$ <sup>13</sup>, il valor medio di  $Y^{NT}$  sia lo stesso, dopo aver effettuato il *matching* sulla base di  $X$  tra i due gruppi di controllo in modo che essi presentino la stessa composizione rispetto a  $X$ . In questo modo, anche se non siamo in grado di misurare  $U$  e di rendere equivalenti i due gruppi rispetto a tale variabile, possiamo vedere se condizionatamente a  $X$  sbilanciamenti in  $U$  producano differenze nel valor medio del risultato potenziale  $Y^{NT}$  nei due gruppi.

---

<sup>11</sup> E' possibile che non tutti i soggetti esposti vengano abbinati, trovino cioè una unità di controllo con le stesse caratteristiche.

<sup>12</sup> E' questa variabile che genera il *selection bias* se diversa nei due gruppi di confronto.

<sup>13</sup> Differenze nella composizione rispetto ad  $U$ .

Più precisamente, Rosenbaum assume che l'assegnazione al trattamento sia  $(Y^{NT}|X,U)$ -*adjustable*, ovvero

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

con  $U$  una specifica variabile non misurabile. Si chiede se l'assegnazione al trattamento sia anche  $(Y^{NT}|X)$ -*adjustable* e quindi la variabile non osservabile  $U$  possa essere ignorata nella stima dell'impatto sugli esposti.

Possiamo sicuramente ignorare  $U$  nella stima di  $E\{Y^T - Y^{NT}|I=1\}$  se

$$Y^{NT} \perp U|X,$$

o equivalentemente se

$$Pr(Y^{NT} > y|X, U) = Pr(Y^{NT} > y|X) \quad \forall y.$$

Questa è l'ipotesi nulla che intendiamo saggiare. L'ipotesi alternativa può essere invece che, condizionatamente a  $X$ ,  $Y^{NT}$  sia strettamente crescente con  $U$ :

$$Pr(Y^{NT} > y|X, U=u) \leq Pr(Y^{NT} > y|X, U=u') \quad \text{se } u < u' \quad \forall y,$$

con tale disuguaglianza valida in senso stretto per qualche valore di  $y$ . Ipotizziamo cioè che anche dopo l'aggiustamento rispetto a  $X$  esista una relazione positiva tra  $Y^{NT}$  ed  $U$ , per cui valori elevati di  $Y^{NT}$  sono associati a valori elevati di  $U$ .

Per effettuare questa verifica d'ipotesi si costruiscono due gruppi di controllo in cui la distribuzione di  $U$  è diversa. Indichiamo il primo gruppo con il valore 1 della variabile  $Z$  ed il secondo con il valore 2 di  $Z$ . Esattamente selezioniamo i due gruppi di controllo in modo tale che il secondo sia caratterizzato da valori mediamente più alti della variabile  $U$  condizionatamente ad  $X$ :

$$Pr(U > u|Z=1, X) < Pr(U > u|Z=2, X) \quad \forall u.$$

Ciò si verifica ad esempio se la distribuzione di  $U$  dato  $X$  ha la stessa forma nei due gruppi, ma valore medio superiore nel secondo.

Detto questo, possiamo riformulare la nostra ipotesi nulla di un'assegnazione  $(Y^{NT}|X)$ -*adjustable* al trattamento nel seguente modo:

$$Pr(Y^{NT} > y|Z=1, X) = Pr(Y^{NT} > y|Z=2, X) \quad \forall y.$$

L'ipotesi alternativa diventa:

$$Pr(Y^{NT} > y|Z=1, X) \leq Pr(Y^{NT} > y|Z=2, X) \quad \forall y$$

e tale disuguaglianza deve essere soddisfatta in senso stretto per qualche valore di  $y$ .

Riassumendo, abbiamo selezionato due gruppi di controllo in modo tale che nel secondo i valori di  $U$  siano più elevati. La variabile  $U$  può essere ignorata nella stima dell'impatto sugli esposti se la distribuzione di  $Y^{NT}$  condizionata a  $X$  è la stessa nei due gruppi, sebbene le loro differenze rispetto ad  $U$ . Non possiamo, invece, ignorare  $U$  se il risultato potenziale  $Y^{NT}$  cresce con

$U$  anche dopo l'aggiustamento rispetto ad  $X$ , ovvero se si hanno valori più elevati di  $Y^{NT}$  nel gruppo  $Z=2$  dove i valori di  $U$  sono superiori.

### 3.5.2 Test sugli esposti

Nel paragrafo precedente abbiamo costruito un test di verifica della validità del *matching* sulla base di  $X$  per la stima dell'impatto dell'intervento sugli esposti e quindi della possibilità di annullare il *selection bias* condizionandosi al vettore di variabili  $X$ . In realtà però, mediante l'uso di un secondo gruppo di controllo, abbiamo costruito una verifica dell'ipotesi<sup>14</sup> che l'assegnazione al trattamento sia  $(Y^{NT}/X)$ - *adjustable*. Abbiamo cioè costruito un test dell'ipotesi che

$$Y^{NT} \perp I|X, \tag{10}$$

e non dell'ipotesi meno restrittiva che

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I|X, \tag{11}$$

la quale se vera implica che condizionatamente ad  $X$  ci si trova nella situazione ideale di un'assegnazione casuale al trattamento. Comunque, come abbiamo ripetuto spesso, per annullare il *selection bias* è sufficiente la (10).

Si noti che abbiamo supposto l'esistenza di un'unica variabile non misurabile  $U$  che potrebbe creare distorsione. Cioè ci siamo posti nella situazione più semplice in cui dopo aver effettuato gli aggiustamenti rispetto al vettore di covariate osservabili  $X$ , i due gruppi di confronto degli esposti e dei non esposti possano differire rispetto ad un'unica variabile non misurabile  $U$  rilevante sul risultato potenziale  $Y^{NT}$ <sup>15</sup>.

Il nostro obiettivo ora è verificare se

$$Y^T \perp I|X.$$

Il test è evidentemente un semplice adattamento al caso in questione di quello visto nel paragrafo precedente. L'ipotesi nulla che intendiamo saggiare diventa:

$$Y^T \perp U|X,$$

assumendo come prima che il processo di selezione possa dipendere anche dalla variabile non osservabile  $U$ , da cui dipende a sua volta il risultato potenziale  $Y^T$  condizionatamente ad  $X$ . In questo caso si tratta di selezionare due gruppi di esposti e ripetere la procedura descritta prima considerando la variabile  $Y^T$  al posto di  $Y^{NT}$ .

---

<sup>14</sup> Più precisamente, se il test va a buon fine abbiamo una prova a sostegno della validità del *matching* sulla base di  $X$ .

<sup>15</sup> Mediante l'utilizzo di più di due gruppi di controllo si può verificare la presenza di un'eterogeneità post-aggiustamento prodotta da più di una variabile non osservabile rilevante su  $Y^{NT}$ .

Se entrambi i test vanno a buon fine, abbiamo due prove a sostegno della condizione ottimale espressa dalla (11). Inoltre possiamo concludere che l'impatto dell'intervento è indipendente dallo status di esposto/non esposto condizionatamente ad  $X$ :

$$E\{Y^T - Y^{NT}/I=1, X\} = E\{Y^T - Y^{NT}/I=0, X\} = E\{Y^T - Y^{NT}/X\},$$

ovvero l'impatto sugli esposti è uguale all'impatto nell'intera popolazione dato  $X$ . Infatti

$$Y^T = Y^{NT} + (Y^T - Y^{NT}). \tag{12}$$

Se, invece, il secondo test non produce i risultati sperati, ovvero

$$Y^{NT} + (Y^T - Y^{NT}) \not\perp I|X,$$

la situazione è piuttosto complicata. Visto che abbiamo accettato l'indipendenza di  $Y^{NT}$  da  $I$ , potremmo concludere che il test non va a buon fine perché è l'impatto  $Y^T - Y^{NT}$  a non essere indipendente da  $I$ . In realtà la (12) dice che una parte della differenza che si osserva tra i due gruppi di esposti nel valor medio di  $Y^T$  potrebbe essere dovuta a differenze in  $Y^{NT}$ , il che andrebbe ad inficiare i risultati ottenuti col primo test e la convinzione che condizionatamente ad  $X$  il *selection bias* sia nullo. Se questo fosse vero allora la procedura di *matching* sulla base del vettore di covariate osservabili  $X$  sarebbe errata e ci porterebbe a conclusioni distorte.



# Capitolo 4

## I dati

### 4.1 Le fonti utilizzate

I soggetti considerati nell'analisi sono gli individui entrati in mobilità durante il biennio '95-'96 nelle provincie di Treviso e Vicenza che risultano dall'abbinamento NL-Inps<sup>1</sup>. Le informazioni a disposizione provengono da entrambi gli archivi utilizzati nell'abbinamento. Per la storia lavorativa successiva all'ingresso in mobilità si fa riferimento a NL, mentre per quella precedente si utilizzano le informazioni provenienti da Inps, cosa del tutto nuova in sede di valutazione d'impatto del programma, dato che finora ci si è serviti esclusivamente di Netlabor per la ricostruzione dei percorsi lavorativi degli iscritti.

Sono evidenti i vantaggi derivanti dall'aver operato queste scelte. Innanzitutto l'archivio Inps fornisce informazioni aggiuntive a quelle che possono essere estratte da Netlabor sugli episodi lavorativi del soggetto e ciò potrebbe rivelarsi molto utile in fase di stima degli effetti differenziali del programma tramite le tecniche di *matching* per reperire un buon gruppo di controllo.

In secondo luogo l'archivio Inps consente di ricostruire una storia lavorativa molto estesa nel tempo, dal 1975. Netlabor infatti, come abbiamo già detto, è stato introdotto nel triennio '91-'94 ed in tale periodo le informazioni a disposizione non possono considerarsi affidabili. Negli studi precedenti di valutazione del programma tramite il *matching* la storia lavorativa antecedente all'ingresso in mobilità non superava i due anni, ora essa raggiunge i vent'anni.

Infine un'analogha argomentazione è valida per la storia successiva all'iscrizione in lista, per la quale ci si è serviti di Netlabor, che dà informazioni molto recenti, fino al 2001 compreso (e non di Inps, i cui dati non vanno oltre il 1997). Anche in questo caso la situazione migliora rispetto a quelle delle analisi precedenti, dove al massimo sono stati considerati tre anni successivi alla data di mobilità. Nel presente studio possiamo disporre di ben cinque anni (sei per i soggetti iscritti nel '95), il che ci consente di poter dare dei giudizi sugli effetti di medio periodo del programma, che evidentemente interessano di più di quelli di breve in sede di valutazione.

---

<sup>1</sup> Si veda il paragrafo 2.3.3 sull'archivio integrato NL-Inps.

## 4.2 Le informazioni a disposizione

L'aggregato oggetto di analisi è costituito da 3.147 soggetti di cui sono note le seguenti variabili:

### Variabili provenienti da Netlabor

Esse riguardano le caratteristiche del soggetto e della sua storia lavorativa successiva all'iscrizione in lista.

#### *Caratteristiche socio-demografiche dell'individuo:*

- età al momento dell'iscrizione;
- data di nascita;
- sesso;
- CPI d'iscrizione;
- titolo di studio.

#### *Caratteristiche degli episodi successivi all'ingresso in mobilità:*

- data di assunzione e di licenziamento;
- CPI in cui si registra l'episodio;
- tipo di contratto (a tempo determinato o indeterminato);
- qualifica ricoperta dal soggetto;
- settore di appartenenza dell'impresa.

In Netlabor le date sono riportate come giorno/mese/anno e il settore è codificato tramite la classificazione Ateco91. I periodi fra un licenziamento ed una successiva assunzione sono ritenuti periodi di non occupazione nell'universo coperto dai dati disponibili e 444 individui (il 14%) risultano essere stati sempre disoccupati dall'ingresso in mobilità, non avendo informazioni su episodi specifici.

Gli episodi sono ordinati cronologicamente e l'ultimo della serie è quello più recente. Si ricorda che la data di censura è il 31 dicembre 2001, quindi per molti soggetti la durata dell'ultimo episodio lavorativo non sarà quella effettiva (molti episodi tuttora si stanno svolgendo).

Non vi sono dati mancanti per le caratteristiche socio-demografiche del soggetto, eccetto che per il titolo di studio, assente per 121 individui (il 3,8% di quelli complessivi). Per quanto riguarda, invece, la storia lavorativa successiva alla data di mobilità vi sono alcune osservazioni mancanti per il settore e la qualifica. Comunque per la quasi totalità dei 2.703 soggetti per cui si hanno informazioni su almeno un episodio successivo all'iscrizione in lista le variabili 'settore' e 'qualifica' sono note in tutti gli episodi rilevati (rispettivamente 2.655 e 2.691 individui).

#### Variabili provenienti dagli archivi regionali delle Liste

Esse riguardano l'episodio d'ingresso in mobilità e sono la

- data d'iscrizione in lista;
- legge d'iscrizione in lista (legge 223/91, legge 236/93).

Come abbiamo già discusso in precedenza, la data di mobilità registrata nelle Liste è molto affidabile. Anch'essa è espressa come giorno/mese/anno.

#### Variabili provenienti da Inps

Esse riguardano la storia lavorativa precedente all'ingresso in mobilità. Per ciascun episodio di occupazione sono noti:

- data di assunzione e di licenziamento;
- dimensione, settore e provincia dell'azienda;
- qualifica del lavoratore;
- retribuzione e tempo lavorativo retribuito.

A differenza di NL, l'archivio Inps non riporta le date complete, ma solamente l'anno ed il mese e usa la classificazione Ateco81 per il settore.

Relativamente alla dimensione e alla retribuzione, le variabili in più rispetto a Netlabor, l'informazione di cui disponiamo è diversificata. Per quanto riguarda la dimensione, essa è stata misurata in due modi. Entrambe le misure fanno riferimento alla data di licenziamento e considerano lo *stock* di lavoratori presenti in azienda alla fine di ogni mese, ma una è una media nell'anno in cui è avvenuto il licenziamento e l'altra è una media nel semestre precedente alla data

di riferimento (esclusa dal computo). Per quanto riguarda, invece, la retribuzione, le informazioni a disposizione ci dicono quanto l'individuo ha percepito e lavorato nell'anno riportato nella data di licenziamento e il tempo lavorato è misurato sia come giorni che come settimane.

Analogamente a Netlabor, gli intervalli di tempo compresi fra un licenziamento ed una successiva assunzione devono essere ritenuti periodi di non occupazione. Gli eventi lavorativi sono ordinati cronologicamente e l'ultimo della serie, ovvero quello più recente, coincide con l'episodio d'ingresso in mobilità. Per maggiori dettagli sulla ricostruzione della storia lavorativa antecedente all'iscrizione in lista si veda l'Appendice B.

La qualifica del lavoratore e il settore e la provincia dell'impresa nell'episodio d'ingresso in mobilità sono noti per l'intero aggregato. Invece per circa il 7% dei soggetti non sono disponibili tutte e tre le variabili in ogni episodio lavorativo. Più esattamente, nel caso di un'informazione mancante, essa lo è contemporaneamente per tutte e tre le variabili considerate (questo in 275 degli 11.606 episodi complessivamente registrati da Inps).

### **4.3 Alcuni dettagli sulle nuove variabili provenienti da Inps**

Come abbiamo detto, le variabili provenienti da Netlabor sono già state analizzate a fondo ai fini della valutazione d'impatto. Invece la possibilità di utilizzare i dati Inps è nuova, per cui è importante valutarne la qualità.

Della retribuzione è noto quanto l'individuo ha percepito e quanti giorni e mesi sono stati pagati nell'anno in cui è avvenuto il licenziamento dell'episodio lavorativo considerato. Per gli 11.606 episodi complessivamente registrati da Inps si presentano questi casi:

- 1) tutte e tre le informazioni sono disponibili e diverse da 0 (9.786 episodi);
- 2) tutte e tre le informazioni sono mancanti (276 episodi);
- 3) tutte e tre le informazioni sono uguali a 0 (1 episodio);
- 4) retribuzione e settimane retribuite diverse da 0, ma 0 giorni retribuiti (1.527 episodi);
- 5) retribuzione e giorni retribuiti diversi da 0, ma 0 settimane retribuite (1 episodio);
- 6) retribuzione diversa da 0, ma 0 settimane e 0 giorni retribuiti (15 episodi).

Si ha che solo in un caso la retribuzione nel periodo è uguale a 0, ma anche il tempo retribuito è nullo. Se il numero di settimane retribuite è pari a 0, anche il numero di giorni retribuiti lo è (a

parte un caso). Non vale, invece, il contrario, per cui vi possono essere episodi il cui numero di settimane retribuite è diverso da 0 sebbene il numero di giorni retribuiti sia nullo.

La questione, tuttora aperta, è se servirsi del salario giornaliero o del salario settimanale. Contini (anno?) consiglia di usare le settimane perché ci sono dei problemi di minimi salariali che fanno sì che i giorni retribuiti siano sottostimati. Nel seguito, seguendo le indicazioni di Contini, si farà uso del numero di settimane retribuite e, quindi, del salario settimanale. Oltretutto solo in 17 casi le settimane retribuite sono pari a 0, contro i 1.543 dei giorni retribuiti.

Nel complesso, la retribuzione settimanale è nota in ogni episodio d'ingresso in mobilità e, come per le variabili considerate precedentemente, solo per il 7% degli individui tale informazione non è disponibile per tutti gli episodi lavorativi precedenti all'iscrizione in lista. In realtà in 293 episodi su 11.606 (casi 2, 3, 5 e 6) la retribuzione settimanale è assente. Ma è interessante notare che nei 275 casi in cui mancano il settore, la provincia e la qualifica, manca pure tale informazione sul salario<sup>2</sup>.

Passando alla dimensione dell'impresa, ripetiamo che di essa sono fornite due misure: l'una una media nell'anno riportato nella data di licenziamento e l'altra una media nel semestre precedente a tale data (esclusa dal computo)<sup>3</sup>. La seconda è quella che interessa perché cerca di approssimare la dimensione che viene calcolata per determinare le modalità d'inserimento in lista, pari alla media dei dipendenti dell'azienda nel semestre che precede la domanda d'iscrizione.

La media nel semestre è disponibile solo per l'episodio che ha prodotto l'iscrizione in lista e la sua presenza implica quella della media nell'anno (non ci sono casi in cui è nota solo la dimensione semestrale). Inoltre nell'episodio d'ingresso in mobilità si è preferito porre uguale a 0 la media nel semestre quand'era nota solo la media nell'anno, piuttosto che considerarla assente. Questa è una scelta del tutto ragionevole considerato che le corrispondenti dimensioni annuali sono molto piccole (da 1 a 3 unità).

Negli episodi diversi da quello d'ingresso in mobilità l'unica misura disponibile per la dimensione dell'impresa è la media nell'anno. Essa è mancante nel 14% degli episodi complessivamente registrati da Inps e nel 6% di quelli d'ingresso in mobilità. Comunque per ben 2.385 soggetti (il 76%) tale informazione è nota in ogni episodio della storia lavorativa.

---

<sup>2</sup> La qualifica, il settore e la provincia mancano contemporaneamente in 275 episodi lavorativi. Ne risulta che per 221 individui tutte e tre queste variabili non sono note in ogni occupazione. La retribuzione settimanale, invece, manca in 293 casi e gli individui con almeno un episodio in cui è ignota la retribuzione salgono a 236 (sempre il 7%). Questi comprendono i 221 per cui anche le altre tre variabili sono ignote.

<sup>3</sup> Se l'azienda si è costituita dopo il mese da cui inizia il computo, la media viene calcolata sul numero di mesi disponibili.

Infine è interessante notare che nei 275 casi in cui mancano contemporaneamente settore, provincia, qualifica e retribuzione settimanale, manca pure la dimensione. Per questi episodi, a parte le date di assunzione e di licenziamento, non è nota nessun'altra informazione.

#### **4.4 Verifica dell'abbinamento NL-Inps**

Innanzitutto si è verificato se la data d'iscrizione in lista rilevata negli archivi regionali coincide con quella di licenziamento dell'episodio di Inps segnalato come d'ingresso in mobilità. Per costruzione della procedura di abbinamento, che ammette una differenza di al più un mese tra la data di licenziamento e la data di iscrizione in lista, la verifica va a buon fine per tutti i soggetti dell'aggregato. Per 903 individui tale differenza risulta unitaria ed il mese d'ingresso in mobilità è immediatamente successivo a quello in cui è avvenuto il licenziamento. Ciò è dovuto al fatto che le date in Inps riportano solo l'anno ed il mese e quindi una differenza anche di pochi giorni può produrre uno sfasamento mensile.

Si è inoltre verificata la coerenza fra i due archivi per quanto concerne il titolo giuridico d'inserimento in lista, ovvero si è confrontata la legge d'iscrizione rilevata nelle Liste con la dimensione aziendale estratta da Inps (cfr. Tabella 4.1). Sappiamo, infatti, che la legge d'iscrizione in lista è direttamente legata alla dimensione aziendale e a seconda che essa sia maggiore oppure minore o uguale a 15 l'inserimento avviene tramite la legge 223/91 o la legge 236/93. Tale regola non funziona solo nei casi in cui la domanda di ammissione in lista da parte di un'impresa con più di 15 dipendenti venga rifiutata e il lavoratore ripeta la richiesta autonomamente mediante la legge 236<sup>4</sup>. La dimensione aziendale di cui ci si serve nel confronto è quella calcolata nel semestre che precede il licenziamento e cerca di approssimare quella utilizzata in pratica.

La Tabella 4.1<sup>5</sup> mostra una buona coerenza fra i due archivi. L'errore principale all'incrocio tra la legge 236 ed una dimensione superiore a 15 potrebbe in gran parte essere dovuto ai casi di non accettazione della domanda di iscrizione appena descritti. Un'altra ragione di discordanza fra le due fonti è il fatto che la dimensione aziendale estratta da Inps è solo un'approssimazione di quella impiegata nella realtà, tanto peggiore quanto più è distante la data di cui ci serviamo nel computo (la data di licenziamento rilevata in Inps) da quella di presentazione della richiesta di messa in mobilità effettivamente utilizzata per la determinazione della grandezza dell'impresa.

---

<sup>4</sup> Il lavoratore deve presentare la richiesta di iscrizione direttamente all'Ufficio regionale del lavoro entro 60 giorni dalla comunicazione del licenziamento (art. 4 della legge 236/93).

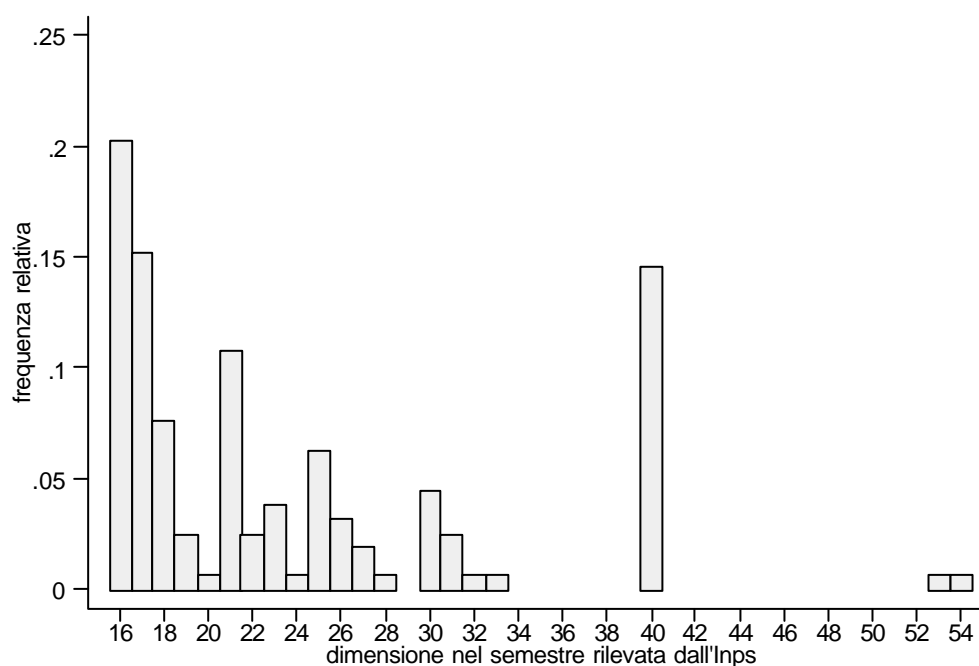
<sup>5</sup> Sono ovviamente stati esclusi i 203 soggetti per cui la dimensione nel semestre è mancante. Sono stati inclusi, invece, i 30 soggetti per cui è nulla.

**Tabella 4.1:** Confronto tra la legge d'iscrizione in lista e la dimensione estratta da Inps.

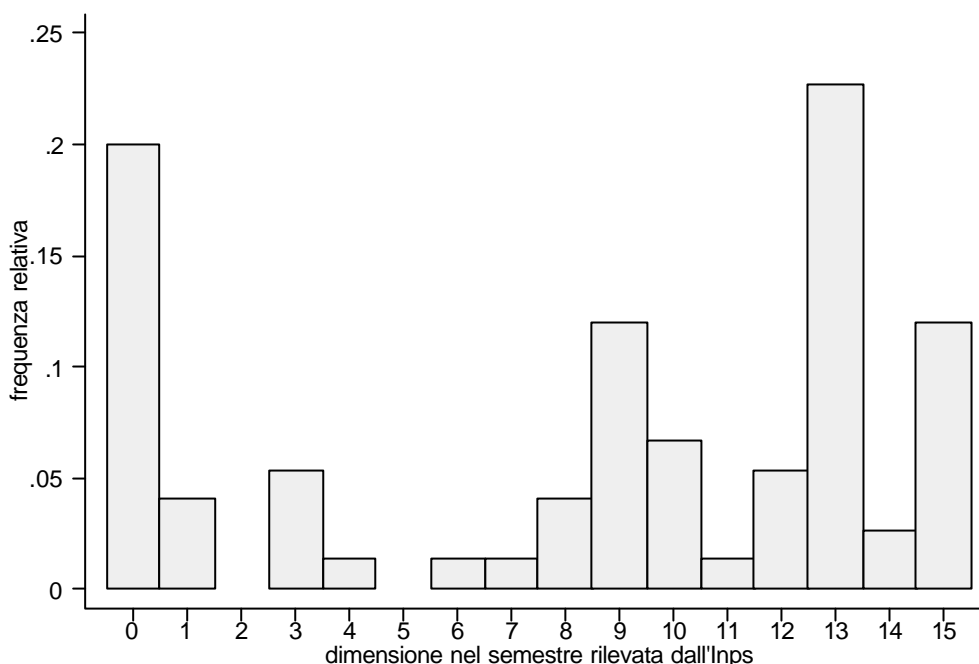
	dimensione		
	<=15	>15	totale
<b>legge 236</b>	1.486	165	1.651
	(90,01)	(9,99)	(100,00)
<b>legge 223</b>	75	1.218	1.293
	(5,80)	(94,20)	(100,00)
<b>totale</b>	1.561	1.383	2.944
	(53,02)	(46,98)	(100,00)

A questo punto è interessante vedere come si distribuiscono i casi in cui non vi è corrispondenza tra i due archivi al variare della dimensione aziendale calcolata da Inps. Per quanto riguarda i 165 soggetti iscritti alle Liste mediante la legge 236 ed impiegati secondo l'Inps in aziende con più di 15 dipendenti, possiamo notare nella Figura 4.1 frequenze molto elevate in prossimità del valore soglia. Esse si abbassano velocemente dopo poche unità a parte qualche picco (ad esempio in corrispondenza alle dimensioni 25 e 40) che si riferisce ad individui licenziati dalla medesima impresa. Per quanto riguarda, invece, i 75 soggetti iscritti mediante la legge 223 ed impiegati secondo l'Inps in aziende con al più 15 dipendenti, dalla Figura 4.2. non si nota alcuna tendenza particolare, seppure vi sia una maggiore concentrazione vicino alla soglia.

**Figura 4.1:** Distribuzione dei soggetti iscritti mediante la legge 236 ed impiegati secondo l'Inps in aziende con più di 15 dipendenti al variare della dimensione rilevata in Inps.



**Figura 4.2:** Distribuzione dei soggetti iscritti mediante la legge 223 ed impiegati secondo l'Inps in aziende con al più 15 dipendenti al variare della dimensione rilevata in Inps.



Infine si è confrontata la provincia dell'azienda che ha collocato il lavoratore in mobilità, rilevata da Inps, con la provincia del CPI in cui è iscritto alle Liste (cfr. Tabella 4.2). Anche in questo caso si vede una buona coerenza fra i due archivi<sup>6</sup>.

**Tabella 4.2:** Confronto tra la provincia dell'azienda riportata Inps e la provincia del CPI d'iscrizione alle Liste.

provincia d'iscrizione	provincia dell'azienda			totale
	Treviso	Vicenza	altro	
<b>Treviso</b>	1.833 (91,83)	22 (1,10)	141 (7,06)	1.996 (63,43)
<b>Vicenza</b>	22 (1,91)	1.059 (92,01)	70 (6,08)	1.151 (36,57)
<b>totale</b>	1.855 (58,95)	1.081 (34,35)	211 (6,70)	3.147 (100,00)

<sup>6</sup> Un'ulteriore interessante verifica, ma che non riguarda direttamente la coerenza tra i due archivi, è quella in cui si calcola la durata dell'episodio d'ingresso in mobilità. Risulta che vi sono 453 soggetti sui 3.147 complessivamente considerati (il 14% dell'aggregato) per cui la durata di tale episodio è inferiore all'anno, il che è in evidente contraddizione con il requisito soggettivo di un'anzianità aziendale minima di 12 mesi.



## 4.5 Distribuzione di alcune variabili d'interesse

Dei 3.147 soggetti dell'insieme considerato sono stati eliminati i 401 coinvolti da 'assunzioni in blocco'. Esse riguardano gruppi di lavoratori licenziati contemporaneamente dalla stessa azienda ed assunti in blocco da un'altra, in stretto rapporto con la prima, nei tre mesi successivi. S'intuisce che queste pratiche probabilmente vengono utilizzate dalle aziende al solo scopo di poter ridurre il costo della forza lavoro spostando gruppi di lavoratori al proprio interno (verso imprese affiliate o comunque del medesimo gruppo).

Nella Tabella 4.3 troviamo la distribuzione dei soggetti dell'insieme ripulito per sesso, diritto all'indennità e gruppo d'età. Queste tre variabili sono quelle rispetto a cui stratificheremo nell'analisi successiva e, coerentemente ad essa, distinguiamo nella prima classe d'età definita dalla legge i ventenni dai trentenni. Nell'appendice C si riporta specificamente per i trentenni e i quarantenni la distribuzione di tutte le altre variabili utilizzate nella valutazione per ogni campione risultante dalla stratificazione.

**Tabella 4.3:** Distribuzione dei lavoratori per sesso, indennità ed età.

Sesso	Indennità	Età				Totale
		<30	30-39	40-49	>49	
Uomini	Sì	150 (24,43)	178 (28,99)	174 (28,34)	112 (18,24)	614 (60,61)
	No	126 (31,58)	124 (31,08)	88 (22,06)	61 (15,29)	399 (39,39)
	Totale	276 (27,25)	302 (29,81)	262 (25,86)	173 (17,08)	1013 (36,89)
Donne	Sì	234 (36,79)	190 (29,87)	153 (24,06)	59 (9,28)	636 (36,70)
	No	557 (50,77)	360 (32,82)	133 (12,12)	47 (4,28)	1.097 (63,30)
	Totale	791 (45,64)	550 (31,74)	286 (16,50)	106 (6,12)	1.733 (63,11)
Totale		1.067 (38,86)	852 (31,02)	548 (19,96)	279 (10,16)	2.746 (100,00)

\* Tra parentesi nelle prime quattro colonne troviamo le percentuali per riga. Nell'ultima colonna, invece, troviamo le percentuali per colonna, rispettivamente sul totale di uomini e donne e sul totale complessivo.

Si noti innanzitutto che prevalgono le donne (il 63%) e la maggior parte di esse proviene da imprese con meno di 15 dipendenti (il 63%), mentre accade il contrario per gli uomini (il 61% ha diritto all'indennità). La suddivisione per gruppi d'età segnala una considerevole concentrazione di

lavoratori giovani (il 70% ha meno di 40 anni e solo il 10% più di 49). La polarizzazione nella fascia d'età al di sotto dei 40 anni è più marcata tra le donne che non tra gli uomini (78% contro 57%) e per questi ultimi la quota di quarantenni e cinquantenni è sensibilmente maggiore (rispettivamente 26% e 17% contro 16% e 6%). Infine risulta che la concentrazione di lavoratori giovani è più pronunciata tra coloro che provengono da imprese piccole sia per gli uomini che per le donne.

Possiamo rileggere i numeri contenuti nella tabella focalizzando la nostra attenzione sulla variabile relativa al possesso dell'indennità. Essa approssimativamente si equidistribuisce nel campione (il 55% dei soggetti percepisce il sussidio), ma, mentre tra coloro che godono dell'indennità ci sono tanti uomini e tante donne, tra coloro che non ne hanno diritto, coerentemente con quanto appena osservato, prevalgono le donne (il 73%). Per gli uomini in tutti i gruppi d'età è superiore la quota d'indennizzati, ma essa si fa più consistente per i quarantenni e i cinquantenni. Invece, per le donne, nei primi due gruppi d'età prevalgono di gran lunga le non indennizzate (il 70% tra le ventenni) e nei rimanenti le indennizzate (comunque la percentuale di quest'ultime è di poco superiore e nel complesso prevalgono quelle che non godono del sussidio).

## Capitolo 5

# La strategia di valutazione

Gli obiettivi della valutazione sono la stima dell'effetto differenziale del trattamento e la stima dell'effetto indennità. Nel seguito si delineano nel dettaglio le strategie di valutazione, evidenziando tratti comuni e differenze nell'utilizzo del *matching* nei due casi.

### 5.1 Stima dell'effetto differenziale del trattamento

L'effetto differenziale del trattamento è dato dalle differenze nella probabilità di rioccupazione successiva all'iscrizione in lista tra le prime due classi di età, ovvero tra i soggetti di età inferiore ai 40 anni e i soggetti di età compresa tra 40 e 49 anni a cui spettano, rispettivamente, uno e due anni di permanenza in lista<sup>1</sup>. Quindi tale effetto è prodotto dall'anno aggiuntivo di permanenza in lista per i soggetti della seconda classe d'età.

Ciò che i dati permettono di misurare sono gli indici di occupazione degli iscritti, cioè la quota di tempo lavorato dall'individuo in un dato intervallo di tempo successivo all'iscrizione in lista. Essi saranno la nostra variabile risultato e considereremo come intervallo di riferimento il mese<sup>2</sup>, ossia un blocco di 30 giorni<sup>3</sup>. Quindi l'indice medio di occupazione non è altro che la frazione di giorni lavorati in un mese<sup>4</sup>.

Precisamente considereremo 60 indici di occupazione successivi alla data di mobilità (i dati Netlabor arrivano fino al 2001 e le iscrizioni avvengono nel biennio '95-'96), per cui analizzeremo l'effetto differenziale del trattamento dal momento dell'ingresso in mobilità fino a 5 anni dopo (effetto a breve e medio termine). Il che è un passo in avanti rispetto agli studi di valutazione precedenti, dove al massimo sono stati considerati 3 anni successivi alla data di mobilità e si sono potuti analizzare solo gli effetti di breve periodo prodotti dall'anno aggiuntivo di permanenza in

---

<sup>1</sup> Avremmo anche potuto stimare l'effetto dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista per i soggetti della terza classe d'età rispetto ai soggetti della seconda classe d'età. Ma, come abbiamo detto in precedenza, l'istituto della mobilità è principalmente passivo per i soggetti di età superiore ai 50 anni, che lo utilizzano come un ponte verso il ritiro dalla forza lavoro.

<sup>2</sup> Ovviamente ciò che interessa sono gli indici medi di occupazione successivi al momento dell'iscrizione, ma in sede di valutazione d'impatto avremo bisogno di conoscere anche quelli antecedenti all'ingresso in mobilità.

<sup>3</sup> Evidentemente 30 giorni sono l'approssimazione di un mese.

<sup>4</sup> Ricordiamo che le date in Netlabor sono del tipo giorno/mese/anno.

lista. In particolare, il quinto anno è di estremo interesse, perché certamente tutti gli iscritti sono usciti dalle Liste.

Come abbiamo detto in precedenza non basta un semplice confronto tra la prima e la seconda classe d'età per poter determinare l'effetto differenziale, perché le differenze che si osservano tra i due gruppi sono il risultato dell'azione congiunta dell'effetto durata di permanenza in lista, ciò che interessa stimare, e dell'effetto età. Gli esposti e i non esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista sono infatti eterogenei rispetto all'età, la quale è l'unica variabile da cui dipende l'opportunità di poter godere per un anno in più dei benefici connessi all'iscrizione in lista, e l'età, a prescindere dalla partecipazione al programma, influisce sul livello di occupazione del soggetto.

Quindi nella valutazione d'impatto in questione l'età è l'unica variabile da cui dipende il processo di selezione ed essa va anche ad influire sulla probabilità di reimpiego<sup>5</sup>, la nostra variabile risultato.

Formalizzando, la variabile età è tale per cui lo status di esposto/non esposto  $I$  è una sua funzione deterministica:

$$I = 1 \text{ se età} \geq 40,$$

$$I = 0 \text{ se età} < 40,$$

e i valori assunti dai risultati potenziali  $Y^T$  ed  $Y^{NT}$  sono da essa influenzati:

$$E\{Y^T/\text{età}\} \neq E\{Y^T\},$$

$$E\{Y^{NT}/\text{età}\} \neq E\{Y^{NT}\}.$$

Quindi condizionatamente all'età ci ritroviamo nella situazione ottimale di un'assegnazione casuale al trattamento:

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I | \text{età}.$$

Considerato quanto detto nel capitolo 3, potremmo pensare di stimare l'effetto differenziale del trattamento sul gruppo degli esposti operando un *matching* sulla base dell'età. Evidentemente questo è impossibile perché non vi possono essere un individuo trattato e un individuo non trattato con la medesima età. Al limite potremmo stimare l'effetto del trattamento sulla soglia dei 40 anni, ovvero con un semplice confronto degli esposti e dei non esposti con età rispettivamente di poco superiore e di poco inferiore ai 40 anni (tecnica del *regression discontinuity design*). In tale contesto è plausibile ritenere nulla la distorsione generata dall'età, in quanto un soggetto di 41 anni è simile ad un soggetto di 39. Purtroppo tale metodo presenta l'inconveniente di permettere una stima dell'impatto valida solo per il sottoinsieme dei soggetti di età sulla soglia dei 40 anni e non è detto che questa coincida con quella dell'intera popolazione degli esposti.

---

<sup>5</sup> Si veda il paragrafo 2.2 per maggiori dettagli.

Detto questo, l'unica strada percorribile è quella di effettuare un *matching* sulla base di un vettore di caratteristiche individuali  $X$  da cui dipendono l'appartenenza all'una o all'altra delle due classi di età ( $\mathcal{Q}$ ) e, nel contempo, il grado di occupazione in assenza dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista ( $Y^{NT}$ ). In altri termini, condizionatamente ad  $X$  dobbiamo essere in grado di annullare l'effetto prodotto dall'età: se prendiamo due individui con caratteristiche  $X$  simili, anche se hanno una età diversa, essi possono essere ritenuti equivalenti (si sarebbero comportati allo stesso modo nella situazione in cui entrambi avessero avuto diritto ad un solo anno di permanenza in lista):

$$Y^{NT} \perp \text{età} \mid X^6.$$

Nella valutazione d'impatto tramite il *matching*, andremo a confrontare i soli trentenni coi quarantenni, ovvero escluderemo i soggetti di età inferiore ai 30 anni. Risulta infatti che i ventenni si comportano in modo molto diverso dai trentenni (tale divario è consistente soprattutto per le donne), il che impedisce di poter reperire tra i ventenni un adeguato gruppo di confronto a quello dei quarantenni. Inoltre è evidente che il *matching* non può che migliorare considerando i soli trentenni, la cui età è più vicina a quella degli esposti.

Infine effettueremo l'analisi separatamente per i soggetti con e senza l'indennità<sup>7</sup> e stratificheremo anche per il sesso, a causa dei diversi comportamenti osservati empiricamente.

## 5.2 Stima dell'effetto indennità

Si tratta di confrontare i 60 indici medi di occupazione successivi all'ingresso in mobilità dei soggetti iscritti mediante la legge 223, a cui spetta l'indennità, e dei soggetti iscritti mediante la legge 236, che non hanno diritto ad alcun trasferimento. Anche in questo caso, però, il semplice confronto degli indici medi dei due gruppi fornisce dei risultati distorti, perché la legge con cui il soggetto viene iscritto in lista dipende dalla dimensione dell'impresa licenziante (se superiore a 15, legge 223; se minore o uguale a 15, legge 236), la quale esercita una propria influenza, indipendente dalla politica, nel favorire o meno il reinserimento del soggetto nel mercato del lavoro. Infatti anche in assenza della politica i soggetti provenienti da imprese grandi sembrano differire da quelli provenienti da imprese piccole, essendo più tutelati dallo statuto dei lavoratori ('effetto statuto') e godendo di un maggior sostegno da parte dei sindacati. Inoltre il tipo di impresa licenziante potrebbe essere correlato a caratteristiche individuali che rendono i due gruppi sistematicamente

---

<sup>6</sup> E' sufficiente che  $Y^{NT}$  sia indipendente dall'età condizionatamente ad  $X$  per annullare l'effetto età.

<sup>7</sup> Si veda il paragrafo 2.2 per la motivazione di tale scelta.

diversi l'uno dall'altro in assenza della politica e quindi sono fonte di distorsione da selettività in sede di valutazione d'impatto se non opportunamente controllate. E' rispetto a queste caratteristiche che cercheremo di rendere omogenei i due gruppi tramite il *matching* per annullare l'effetto dimensione.

Analogamente a prima, si ha che lo status di esposto/non esposto, ossia il possesso o meno dell'indennità  $I$ , è una funzione deterministica della dimensione dell'impresa di provenienza:

$$I = 1 \text{ se dimensione} > 15,$$

$$I = 0 \text{ se dimensione} \leq 15,$$

ed essa influisce sui valori assunti dai potenziali risultati  $Y^T$  ed  $Y^{NT}$ :

$$E\{Y^T/\text{dimensione}\} \neq E\{Y^T\},$$

$$E\{Y^{NT}/\text{dimensione}\} \neq E\{Y^{NT}\}.$$

E' a priori impossibile trovare due soggetti di cui uno indennizzato e l'altro non indennizzato licenziati da un'azienda con la medesima dimensione. L'unico confronto che ci è permesso di fare è quello tra esposti e non esposti provenienti da un'impresa con dimensione vicino al valore soglia 15 (*regression discontinuity design*), ma, analogamente a prima, otterremo un risultato valido solo per i soggetti sulla soglia, mentre ciò che c'interessa stimare è l'effetto del sussidio sull'intera popolazione degli indennizzati. Inoltre, a differenza di quanto visto nel paragrafo precedente, dove annulliamo completamente l'effetto prodotto dall'età, in questo caso, pur confrontando soggetti provenienti da un'impresa di dimensione simile, non eliminiamo l'effetto 'statuto'.

A questo scopo cercheremo di trovare una serie di variabili  $X$  da cui dipende il tipo d'impresa di provenienza (o equivalentemente la sua dimensione, visto che vi è una relazione deterministica tra le due) e nel contempo il livello di occupazione del soggetto in assenza dell'indennità ( $Y^{NT}$ ), in modo tale da annullare il *selection bias* prodotto da queste variabili condizionandosi ad esse. In altre parole confronteremo un sottogruppo di esposti e non esposti con la medesima composizione rispetto ad  $X$ , cioè tali per cui l'effetto prodotto dalla dimensione dell'impresa possa essere considerato nullo:

$$Y^{NT} \perp \text{dimensione} | X.$$

Effettueremo l'analisi separatamente per i trentenni ed i quarantenni<sup>8</sup> e stratificheremo anche per il sesso. Non consideriamo l'intera prima classe d'età perché, come abbiamo detto prima, nel campione considerato i trentenni risultano sistematicamente diversi dai loro coetanei più giovani<sup>9</sup>.

---

<sup>8</sup> Per i quali la durata dell'indennità è differente.

<sup>9</sup> E' comunque possibile stimare l'effetto indennità nel gruppo dei ventenni.

### 5.3 Realizzazione del *matching*

Per velocizzare la procedura di stima, effettueremo il *matching* non direttamente sulla base del vettore di variabili  $X$ , ma sulla base del *propensity score*

$$p(X) = Pr(I=1|X),$$

ovvero rispettivamente della probabilità di appartenere alla seconda classe d'età (nella stima dell'effetto differenziale del trattamento) e della probabilità di percepire il sussidio (nella stima dell'effetto indennità), condizionatamente al vettore di caratteristiche individuali  $X$  rispetto a cui effettuiamo il *matching* nei due casi.

#### 5.3.1 Modello per la stima del *propensity score*

Come abbiamo detto in precedenza possiamo utilizzare un qualsiasi modello di probabilità per la stima del *propensity score*. Noi ci serviremo del modello logit.

##### Modello logit per la classe d'età di appartenenza

Supponiamo che l'età del soggetto  $i$  sia associata a certi valori del vettore di caratteristiche individuali  $X_i$ :

$$età_i = \mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i + u_i, \quad i=1, \dots, n_E+n_{NE}.$$

Si ha che

$$I_i = 1 \text{ se } età_i \geq 40$$

e

$$I_i = 0 \text{ se } età_i < 40.$$

Per cui possiamo scrivere che

$$Pr(I_i = 1 | X_i) = Pr(et\grave{a}_i \geq 40 | X_i) = Pr(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i + u_i \geq 40 | X_i) = Pr(u_i \geq 40 - \mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i) = \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i),$$

dove  $\mathbf{L}(\cdot)$  è la funzione di ripartizione del termine d'errore  $u_i$ , che assumiamo avere distribuzione logistica centrata in 40:

$$\mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i) \equiv \frac{\exp(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)}{1 + \exp(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i)}.$$

Si tratta quindi di stimare il seguente modello logit

$$I_i = \mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i) + \mathbf{e}_i, \quad i=1, \dots, n_E+n_{NE},$$

per determinare la quantità d'interesse.

### Modello logit per il possesso dell'indennità

La situazione è equivalente a quella appena descritta ed assumiamo che la dimensione dell'impresa di provenienza sia associata a certi valori del vettore di caratteristiche  $X$  (ovviamente diverse da quelle utilizzate sopra per spiegare la variabile età):

$$\text{dimensione}_i = \mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i + u_i, \quad i=1, \dots, n_E+n_{NE}.$$

### 5.3.2 Algoritmo per la stima del *propensity score*

Nel seguito calcoleremo il *propensity score* mediante un algoritmo costruito da Becker e Ichino nel 2001. Parliamo di algoritmo perché esso non si limita alla sola stima del modello logit, ma verifica la proprietà di bilanciamento del *propensity score* stimato:

$$X \perp I | p(X),$$

in base alla quale la composizione rispetto ad  $X$  dei due gruppi di confronto è la stessa condizionatamente al *propensity score*. Tale proprietà implica infatti che

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

ammettendo che  $Y^{NT} \perp I | X$ .

L'algoritmo procede nel seguente modo:

1. Stima il modello logit

$$\mathbf{L}(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i) \equiv \frac{\exp(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i X_i)}{1 + \exp(\mathbf{b}\boldsymbol{\alpha}_i X_i)}.$$

2. Ordina i dati in base al *propensity score* stimato (dal più basso al più alto).

3. Suddivide le osservazioni in blocchi tali per cui in ciascuno di essi il *propensity score* stimato per gli esposti e i non esposti non sia statisticamente differente:

- inizia con 5 intervalli di uguale ampiezza (0-0.2, ..., 0.8-1);
- all'interno di ogni intervallo verifica che il *propensity score* medio degli esposti e dei non esposti non sia diverso;
- se il test fallisce in un blocco, lo divide a metà e fa la verifica di nuovo;
- se il test ha successo in tutti i blocchi va al passo successivo.



4. Verifica che sia soddisfatta la proprietà di bilanciamento, ovvero che all'interno di ciascun blocco, dove il *propensity score* è il medesimo per gli esposti ed i non esposti, il vettore di covariate  $X$  abbia la stessa distribuzione nei due gruppi:

- controlla che le medie (e possibilmente anche i momenti di ordine superiore) di ciascuna variabile in  $X$  non differiscano per gli esposti e i non esposti<sup>10</sup>;
- se una variabile non è bilanciata in un blocco, divide a metà il blocco e fa il test di nuovo;
- se una variabile non è bilanciata in tutti i blocchi, allora non vale la proprietà di bilanciamento con la specificazione adottata per il modello logit e si deve optare per una specificazione meno parsimoniosa con interazioni tra le variabili e termini di ordine superiore.

Si noti che la variabile risultato non ha alcun ruolo nell'algoritmo. Ciò è equivalente, in questo contesto, a quello che accade negli esperimenti controllati in cui l'assegnazione al programma avviene indipendentemente dalla variabile risultato.

### 5.3.3 Lo stimatore *matching* utilizzato

L'algoritmo appena descritto suggerisce una strategia di stima dell'impatto che fa uso della stratificazione del *propensity score* ("*stratification method*"). Per costruzione in ciascuno strato lo status di esposto/non esposto  $I$  e le variabili in  $X$  sono indipendenti e l'assegnazione al trattamento può essere considerata casuale. Si tratta di calcolare all'interno di ciascun blocco la differenza tra il risultato medio dei due gruppi e successivamente fare la media di queste differenze rispetto alla distribuzione delle unità trattate nei blocchi, ovvero pesando ciascuna differenza con la frazione di unità trattate nel rispettivo strato (unità trattate nel blocco su unità trattate complessive).

Uno degli inconvenienti del metodo di stratificazione è che vengono scartate le osservazioni dei blocchi in cui non ci sono sia unità trattate che di controllo (non è possibile calcolare alcun valor medio se mancano le unità trattate e/o di controllo). Una procedura alternativa (i.e. il "*nearest neighbor matching*") consiste nell'abbinare a ciascuna unità trattata la "più vicina" unità di controllo in termini del *propensity score*. Vi è, però, il problema che un'unità di controllo potrebbe essere la migliore unità di confronto per più unità trattate, quindi la procedura deve essere applicata con il reinserimento delle unità di controllo già usate.

---

<sup>10</sup> In realtà il programma di Becker e Ichino verifica la proprietà di bilanciamento solo per il momento primo. Ovviamente tale verifica è insufficiente, perché la proprietà di bilanciamento potrebbe non essere soddisfatta per i momenti di ordine superiore della distribuzione di  $X$ . Quindi, per essere precisi, il programma verifica solo un'implicazione della proprietà di bilanciamento.

Mentre con lo *stratification method* vi possono essere unità trattate che vengono scartate perché nello strato a cui appartengono non sono disponibili unità di controllo, con il *nearest neighbor matching* tutte le unità trattate trovano un'unità di confronto. Ma è evidente che vi saranno degli abbinamenti inadeguati visto che per alcune unità trattate la più vicina unità di controllo ha un *propensity score* molto diverso.

Il “*radius matching*” offre una soluzione a questo problema, e sarà questa la tecnica che useremo. Con tale metodo ciascuna unità trattata è abbinata solo con quelle unità di controllo il cui *propensity score* cade all'interno di un intorno predefinito del valore del suo *propensity score*. Se il raggio dell'intorno è molto piccolo è possibile che qualche unità trattata non venga abbinata; d'altro canto più piccolo è il raggio migliore è la qualità del *matching*. Quindi è chiaro, relativamente a tutti i metodi, il *trade-off* tra qualità e quantità degli abbinamenti.

Ma analizziamo più nel dettaglio la tecnica del *radius matching*. Sia  $C(i)$  il set di unità di controllo abbinata all'unità trattata  $i$  avente come valore stimato del *propensity score*  $p_i$ . Si ha che

$$C(i) = \{p_j \text{ tali che } |p_i - p_j| < r\},$$

dove  $r$  è il raggio dell'intorno. Sia  $N_i^C$  il numero di unità di controllo abbinata all'unità  $i \in T$ ,

l'insieme delle unità trattate, e sia  $w_{ij} = \frac{1}{N_i^C}$  se  $j \in C(i)$  e  $w_{ij} = 0$  altrimenti. Possiamo scrivere la seguente formula per lo stimatore:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} [Y_i^T - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C] \\ &= \frac{1}{N^T} \left[ \sum_{i \in T} Y_i^T - \sum_{i \in T} \sum_{j \in C(i)} w_{ij} Y_j^C \right] \\ &= \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} Y_i^T - \frac{1}{N^T} \sum_{j \in C(i)} w_j Y_j^C, \end{aligned}$$

dove  $w_j = \sum_i w_{ij}$  ed  $N^T$  è il numero di unità trattate abbinata.

Esso avrà varianza pari a

$$\begin{aligned} & \frac{1}{(N^T)^2} \left[ \sum_{i \in T} \text{Var}(Y_i^T) + \sum_{j \in C(i)} (w_j)^2 \text{Var}(Y_j^C) \right] \\ &= \frac{1}{(N^T)^2} \left[ N^T \text{Var}(Y_i^T) + \sum_{j \in C(i)} (w_j)^2 \text{Var}(Y_j^C) \right] \\ &= \frac{1}{(N^T)} \text{Var}(Y_i^T) + \frac{1}{(N^T)^2} \sum_{j \in C(i)} (w_j)^2 \text{Var}(Y_j^C). \end{aligned}$$

Si noti la penalità dovuta al sovra-uso di unità di controllo abbinata.

## 5.4 Controllo della validità del *matching*

Effettuato il *matching* andremo a rappresentare gli indici medi di occupazione dei due gruppi di soggetti abbinati (in cui la distribuzione rispetto ad  $X$  è la medesima) nei 60 mesi successivi e precedenti all'ingresso in mobilità.

Ricordiamo che la storia lavorativa precedente all'iscrizione in lista è ricostruita da Inps e l'Inps, a differenza di Netlabor, non riporta le date complete, ma solo l'anno ed il mese. Quindi l'indice di occupazione di un soggetto nel generico mese precedente all'ingresso in mobilità si riduce ad una semplice variabile *dummy*, pari ad 1 se l'individuo è stato occupato in quel mese e pari a 0 in caso contrario.

Supponiamo di aver utilizzato tutte le variabili  $X$  che causano il *selection bias* tra i gruppi di esposti e non esposti di partenza. Le differenze osservate tra gli indici medi di occupazione successivi alla data di mobilità saranno il risultato del solo impatto della politica (rispettivamente dell'effetto differenziale del trattamento e dell'effetto indennità), di cui potremo osservare l'andamento nei 5 anni successivi alla data di messa in mobilità.

Per quanto riguarda, invece, le differenze tra gli indici medi di occupazione nel periodo antecedente all'iscrizione in lista, esse risultano nulle per costruzione, perché tra le variabili  $X$  rispetto a cui effettuiamo il *matching* ci sono gli stessi 60 indici di occupazione precedenti all'ingresso in mobilità e quindi la loro distribuzione deve essere la medesima nei due gruppi (la composizione rispetto ad  $X$  dei due gruppi è la stessa).

Se effettuiamo l'abbinamento sulla base del *propensity score*, è valido quanto detto sopra e le differenze tra gli indici medi di occupazione precedenti all'ingresso in mobilità non devono risultare significative (ricordiamo che per il *propensity score* stimato abbiamo verificato la proprietà di bilanciamento, secondo la quale il valor medio delle singole variabili esplicative è lo stesso per esposti e non esposti a parità di *propensity score*). Se esse risultano significative, vuol dire che la specificazione adottata per il *propensity score* non sfrutta appieno le informazioni a disposizione, ovvero due soggetti aventi il medesimo valore del *propensity score* non è detto che abbiano caratteristiche individuali simili. La proprietà di bilanciamento non è soddisfatta in modo adeguato, per cui è possibile che a parità di *propensity score* esposti e non esposti non presentino la stessa distribuzione rispetto ad  $X$  (ossia lo stesso valor medio delle singole componenti di  $X$ ). Quindi è necessaria una specificazione meno parsimoniosa del *propensity score* in cui introduciamo interazioni tra le variabili e termini non lineari, e possiamo provare a ridefinire alcune variabili (ad esempio modificare le modalità assunte da una certa variabile).

Ammettiamo ora che il *propensity score* riesca a sfruttare in modo adeguato le informazioni disponibili, ma che le variabili  $X$  scelte non siano in grado di annullare il *selection bias*, ovvero che condizionatamente ad esse lo status di esposto/non esposto  $I$  non sia indipendente dal risultato potenziale  $Y^{NT}$ . Si ha che i 60 indici medi precedenti all'iscrizione in mobilità non mostreranno alcuna differenza significativa, ma le differenze che si osservano nel periodo post-mobilità saranno sporcate dal *selection bias* e non potranno considerarsi una misura corretta dell'impatto della politica nel gruppo degli esposti. Questo significa che in  $X$  non abbiamo incluso tutte le variabili causa del *selection bias* (quelle da cui dipende sia  $I$  che  $Y^{NT}$ ) e le informazioni che abbiamo a disposizione non sono sufficienti per reperire un adeguato gruppo di confronto a quello degli esposti.

#### 5.4.1 Verifica sui non esposti

Vogliamo verificare che condizionatamente al vettore delle variabili  $X$  scelte riusciamo ad annullare il *selection bias*:

$$Y^{NT} \perp I|X. \tag{13}$$

Possiamo servirci del test proposto da Rosenbaum (1987)<sup>11</sup>.

Ammettiamo che i due gruppi degli esposti e dei non esposti abbinati possano differire rispetto ad una certa variabile omessa  $U$  da cui dipende  $Y^{NT}$ . In tale situazione si ha che la procedura di *matching* effettuata sulla base del solo vettore  $X$  non è corretta e deve essere introdotta anche  $U$  tra le variabili di controllo. Ipotizziamo di conoscere la variabile omessa  $U$  da cui dipende  $I$  condizionatamente ad  $X$  (rispetto alla quale esposti e non esposti abbinati sono diversi). Solo se  $Y^{NT}$  non dipende da  $U$  condizionatamente a  $X$ , la (13) continua a valere. Per effettuare questa verifica suddividiamo il gruppo dei non esposti (per cui è nota  $Y^{NT}$ ) in due gruppi di controllo tali per cui la distribuzione di  $U$  è diversa, ovvero in uno dei due i valori di  $U$  sono mediamente più elevati che nell'altro. Effettuiamo quindi il *matching* tra i due gruppi sulla base di  $X$ , in modo da ottenere la stessa composizione rispetto ad  $X$ . A questo punto si tratta di verificare se la distribuzione di  $Y^{NT}$  è diversa nei due gruppi di controllo risultanti dall'abbinamento. Ad esempio possiamo calcolare il valor medio di  $Y^{NT}$ . Se esso è diverso nei due insiemi, allora  $U$  è una variabile che non può essere ignorata nella procedura di *matching*. Se, invece, il valor medio del risultato potenziale  $Y^{NT}$  è lo stesso nei due gruppi abbiamo una prova a sostegno dell'ipotesi che

$$Y^{NT} \perp U|X$$

---

<sup>11</sup> Vedi paragrafo 3.5.1.

e quindi della (13).

Possiamo adattare al caso in questione la procedura descritta sopra. Consideriamo l'effetto differenziale del trattamento, ovvero l'effetto dell'anno aggiuntivo concesso in lista per i soggetti della seconda classe d'età rispetto ai soggetti della prima classe d'età. La nostra variabile  $U$  è l'età, essa infatti rende eterogenei gli esposti dai non esposti e vogliamo che sia irrilevante sul risultato potenziale  $Y^{NT}$  condizionatamente ad  $X$  (ricordiamo che  $I$  è una funzione deterministica dell'età).

Quindi nel nostro caso verificare la (13) è equivalente a verificare l'ipotesi nulla che

$$Y^{NT} \perp \text{età} | X.$$

Più precisamente, dato che effettuiamo il *matching* sulla base del *propensity score*, dobbiamo verificare che

$$Y^{NT} \perp \text{età} | p(X). \tag{14}$$

Si tratta di procedere come descritto sopra e reperire due gruppi di controllo da quello di partenza in cui la distribuzione dell'età sia diversa. L'età è nota e possiamo raggiungere il maggior grado di eterogeneità possibile tra i due gruppi di controllo suddividendo quello di partenza (dei trentenni) in base alla mediana dell'età. Otterremo il gruppo dei trentenni vecchi (dei trentacinquenni) e dei trentenni giovani (dei trentenni in senso stretto)<sup>12</sup>. A questo punto andremo ad effettuare il *matching* tra i due gruppi di controllo sulla base del *propensity score* stimato nell'intera popolazione (dei trentenni e dei quarantenni). Rappresenteremo quindi i 60 indici medi di occupazione precedenti e successivi all'ingresso in mobilità dei trentenni e dei trentacinquenni abbinati.

Per quanto detto in precedenza gli indici medi precedenti alla data d'iscrizione in lista non devono mostrare alcuna differenza. Se ve ne fossero significa che non abbiamo sfruttato completamente l'informazione disponibile ed è necessaria una specificazione meno parsimoniosa della funzione di *propensity score*. Ammettiamo che ciò non accada. Se non vi sono differenze significative dopo l'ingresso in mobilità, allora il condizionamento a  $p(X)$  riesce ad annullare il *selection bias* e la procedura di *matching* fornisce due gruppi di soggetti equivalenti e confrontabili: è soddisfatta la (14) o, equivalentemente, la (13)<sup>13</sup>. In caso contrario, ovvero se ci sono differenze non trascurabili nel periodo post-mobilità, vuol dire che le informazioni in nostro possesso (il vettore di variabili  $X$  scelto) non sono in grado di spiegare tutta l'eterogeneità causata dalla diversa distribuzione dell'età nei due gruppi di controllo, ovvero non è soddisfatta la (14). Perciò i risultati ottenuti col *matching* tra gli esposti e non esposti vengono messi in discussione (l'effetto differenziale misurato è distorto dall'effetto età).

---

<sup>12</sup> Per semplicità assumiamo che la mediana sia un'età pari a 35 anni.

<sup>13</sup> In realtà abbiamo solo una prova a sostegno della (13) e della (14).

Anche considerando l'effetto indennità, si può precedere secondo lo schema proposto da Rosenbaum: la nostra variabile  $U$  diventa la dimensione dell'impresa di provenienza, dato che il diritto al sussidio  $I$  è una sua funzione deterministica, ed essa influisce su  $Y^{NT}$ . In questo caso la suddivisione del gruppo dei non esposti dovrà essere effettuata rispetto alla mediana della variabile dimensione e le conclusioni che possiamo trarre circa la validità dell'ipotesi

$$Y^{NT} \perp \text{dimensione} | p(X)$$

sono le medesime considerando gli indici medi dei due gruppi di controllo.

### 5.4.2 Verifica sugli esposti

Il nostro obiettivo, ora, è verificare che

$$Y^T \perp I | p(X), \tag{15}$$

( $I$  è la variabile indicatrice dell'appartenenza alla seconda classe d'età o del diritto all'indennità, a seconda dei casi) o equivalentemente che

$$Y^T \perp \text{età}(\text{dimensione}) | p(X), \tag{16}$$

dato che  $I$  è funzione deterministica dell'età (della dimensione).

Supponiamo di analizzare l'effetto differenziale del trattamento. Il tutto è analogo se consideriamo l'effetto indennità. Si tratta di effettuare lo stesso procedimento descritto sopra, ma nel gruppo degli esposti in cui è nota  $Y^T$ . Ovvero suddivideremo il gruppo dei trattati in base alla mediana dell'età, ottenendo gli insiemi dei quarantenni e dei quarantacinquenni, ed effettueremo il *matching* tra questi due gruppi con riferimento al *propensity score* stimato nella popolazione complessiva.

Analogamente a prima, gli indici medi dei due gruppi di esposti abbinati devono essere uguali nel periodo ante-mobilità. Se ciò non accade dobbiamo adottare una specificazione diversa per la funzione di *propensity score*. Ammettendo che non vi sia un problema di questo tipo, se non si osservano differenze significative tra i due gruppi neppure nel periodo post-mobilità, significa che il condizionamento a  $p(X)$  riesce ad annullare l'effetto età nell'insieme degli esposti, ovvero l'età non influisce sul risultato  $Y^T$  dato  $p(X)$  e valgono la (15) e la (16).

Se entrambi i test effettuati, rispettivamente nel gruppo dei non esposti e nel gruppo degli esposti, vanno a buon fine, allora abbiamo due prove a sostegno della condizione ottimale in cui

$$(Y^T, Y^{NT}) \perp I | p(X),$$

cioè condizionatamente a  $p(X)$  l'effetto differenziale del trattamento è indipendente dallo status di esposto/non esposto e l'impatto dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista nel gruppo dei quarantenni coincide con quello nell'intera popolazione dato  $p(X)$ .

Comunque, considerato che il nostro obiettivo è di ottenere una stima non distorta dell'effetto differenziale del trattamento nel gruppo dei quarantenni e nel *selection bias* è coinvolta solo la quantità  $Y^{NT}$ , a noi interessa che sia valida la (13).

La situazione è più complicata nel caso in cui il test sui non esposti abbia successo e quello sugli esposti fallisca. Si ha infatti che

$$Y^{NT} + (Y^T - Y^{NT}) \perp\!\!\!\perp I|p(X)$$

e una parte della differenza che si osserva tra i due gruppi di esposti nel valor medio di  $Y^T$  potrebbe essere dovuta a differenze in  $Y^{NT}$ :

$$E\{Y^T|età > 45, p(X)\} - E\{Y^T|età \leq 45, p(X)\} = [E\{Y^{NT}|età > 45, p(X)\} - E\{Y^{NT}|età \leq 45, p(X)\}] + \\ + [E\{Y^T - Y^{NT}|età > 45, p(X)\} - E\{Y^T - Y^{NT}|età \leq 45, p(X)\}].$$

Se questo fosse vero, evidentemente si metterebbero in discussione i risultati ottenuti col *matching* e la convinzione che il *selection bias* sia nullo condizionatamente a  $p(X)$ .

Nella valutazione d'impatto successiva effettueremo entrambe le verifiche descritte, ma daremo maggior peso alla prima, dato che il nostro intento è di annullare il *selection bias* (l'effetto età o l'effetto dimensione) condizionatamente al *propensity score*.

- Se entrambi i test vanno a buon fine, i risultati ottenuti col *matching* sono affidabili e i due gruppi di esposti e non esposti abbinati sono equivalenti: siamo riusciti ad annullare il *selection bias* tramite l'abbinamento.
- Se il primo test fallisce (a prescindere dal successo del secondo), i risultati ottenuti col *matching* sono distorti e i due gruppi degli esposti e dei non esposti abbinati sono ancora eterogenei: non siamo riusciti ad annullare il *selection bias* condizionatamente al *propensity score*.
- Se il primo test ha successo e il secondo fallisce, non siamo sicuri della validità del *matching*. Facciamo, però, affidamento sul responso del primo test e riteniamo comunque verificata la (14).





# Capitolo 6

## La valutazione: i risultati empirici

### 6.1 Schema riassuntivo della procedura adottata

La strategia di valutazione è la medesima per l'effetto differenziale e per l'effetto indennità. I punti principali sono riassunti nel seguito, esplicitando le differenze riguardanti le specifiche variabili utilizzate.

1. Si confrontano gli indici medi di occupazione degli esposti e dei non esposti senza alcun controllo dell'eterogeneità nella loro composizione rispetto all'età (alla dimensione). Ciò fornisce delle prime indicazioni sull'effetto differenziale (indennità), ma l'effetto osservato è soggetto a *selection bias*.
2. Si stima un opportuno modello di regressione logistica per la variabile dicotomica 'esposizione al trattamento' (l'appartenenza alla seconda classe d'età / il diritto all'indennità).
3. Si verifica la proprietà di bilanciamento del *propensity score* stimato al passo precedente mediante l'algoritmo di Becker e Ichino. Se essa non risulta soddisfatta, e quindi condizionatamente al *propensity score* non è vero che esposti e non esposti presentano la stessa composizione rispetto alle variabili di controllo, si modifica la specificazione del modello logit (ad esempio cambiando le modalità di una certa variabile).
4. Si effettua l'abbinamento sulla base del *propensity score* appena stimato mediante la tecnica del *radius matching*, scegliendo un raggio tale per cui la percentuale di abbinamento sia sufficientemente elevata e la qualità del *matching* sia buona.
5. Si confrontano gli indici medi di occupazione dei due gruppi di soggetti abbinati. Se il *matching* è stato effettuato correttamente, la differenza nel comportamento successivo all'ingresso in mobilità costituisce una stima corretta dell'effetto differenziale (dell'effetto indennità).
6. Si verifica la validità del *matching* nella capacità di sfruttare tutta l'informazione disponibile e nell'annullare il *selection bias* (l'effetto età / dimensione). Si effettua quindi il test sui non esposti e sugli esposti e si confrontano gli indici medi di occupazione precedenti e successivi all'ingresso in mobilità per i due gruppi di controllo e per i due gruppi trattati. Vale quanto detto nei paragrafi 5.4.1 e 5.4.2. Se il *matching* non è in grado di abbinare soggetti effettivamente con le stesse caratteristiche si tratta di ridefinirle nel modello logit e si ritorna al passo 2. Se questo

non accade, ma il test sui non esposti fallisce, allora si devono considerare delle nuove variabili di controllo, perché quelle che abbiamo sono insufficienti ad annullare il *selection bias*. Si ritorna ancora al passo 2. Se è invece il test sugli esposti a non dare i risultati sperati, la validità del *matching* è dubbia.

## 6.2 Variabili di controllo dell'eterogeneità

Per entrambi gli effetti d'interesse la valutazione viene effettuata separatamente per gli uomini e per le donne, a causa dei differenti comportamenti osservati empiricamente. Nella stima dell'effetto differenziale stratifichiamo inoltre rispetto alla legge d'iscrizione in lista, da cui dipende il possesso dell'indennità. Nella stima dell'effetto indennità si stratifica invece rispetto al gruppo d'età di appartenenza, rispettivamente dei trentenni e dei quarantenni. Quindi conduciamo entrambe le analisi di valutazione su quattro sotto-campioni diversi.

Nell'Appendice C si riportano le caratteristiche principali degli otto sotto-campioni risultanti dalle tre variabili di stratificazione. In particolare si considera l'insieme di variabili utilizzate per la stima del *propensity score*, quelle col cui condizionamento riteniamo di essere in grado di annullare il *selection bias* prodotto dall'età o dalla dimensione. In generale, in entrambe le analisi, utilizziamo come variabili di controllo la qualifica ed il livello d'istruzione del lavoratore, la provincia del CPI in cui è iscritto, il settore di provenienza, la retribuzione settimanale nell'ultimo episodio lavorativo antecedente all'ingresso in mobilità e l'anno di iscrizione in lista<sup>1</sup>.

In tutti i modelli di specificazione della funzione di *propensity score* consideriamo pure gli indici di occupazione del soggetto in almeno 5 anni precedenti<sup>2</sup> all'ingresso in mobilità, in modo tale da poter abbinare individui con la medesima storia della variabile risultato fino al momento dell'esposizione all'intervento.

Relativamente alla stima dell'effetto differenziale del trattamento, viene inclusa anche la dimensione dell'impresa di provenienza tra le variabili di *matching*. Invece, nella stima dell'effetto indennità, si considera l'età del soggetto al momento dell'iscrizione in lista.

Si noti che tutte le variabili utilizzate nel *matching*, ad eccezione del titolo di studio, provengono dagli archivi Inps, per cui potremo valutare l'efficacia delle informazioni che possono essere estratte da Inps per eseguire una buona valutazione d'impatto tramite il *matching* (finora ci si è serviti di Netlabor). In particolare possiamo sfruttare l'informazione aggiuntiva sulla retribuzione

---

<sup>1</sup> Sono anche stati presi in considerazione il numero di anni complessivamente lavorati e, alternativamente, il numero di settimane complessivamente retribuite nel corso della storia lavorativa.

<sup>2</sup> Precisamente consideriamo una media annuale degli indici mensili di occupazione.

del soggetto nell'episodio d'ingresso in mobilità, la quale si rivela piuttosto utile in sede di valutazione. Ma si ricorda che l'utilizzo degli archivi Inps è importante soprattutto perché permette di conoscere la dimensione dell'impresa di provenienza del lavoratore, fondamentale nella stima dell'effetto indennità<sup>3</sup>.

### 6.3 Effetto differenziale del trattamento

Per prima cosa si analizzano i grafici degli indici medi di occupazione degli esposti e dei non esposti da abbinare per i quattro sotto-campioni esaminati. Qui e nel seguito vengono considerati 5 anni successivi all'iscrizione in lista. Ricordiamo, infatti, che i dati Netlabor arrivano fino al 2001 compreso e si considerano le iscrizioni avvenute durante il biennio '95-'96. Questo, come abbiamo detto più volte, è un grosso passo in avanti rispetto agli studi precedenti, dove sono stati analizzati non più di tre anni successivi all'ingresso in mobilità, e ci permette di poter valutare gli effetti di medio periodo del programma. Consideriamo anche 5 anni ante-mobilità. In realtà questa è una scelta del tutto arbitraria, visto che le informazioni provenienti da Inps partono dal '75 e nella stima del *propensity score* ci serviamo della storia nei 10 anni precedenti.

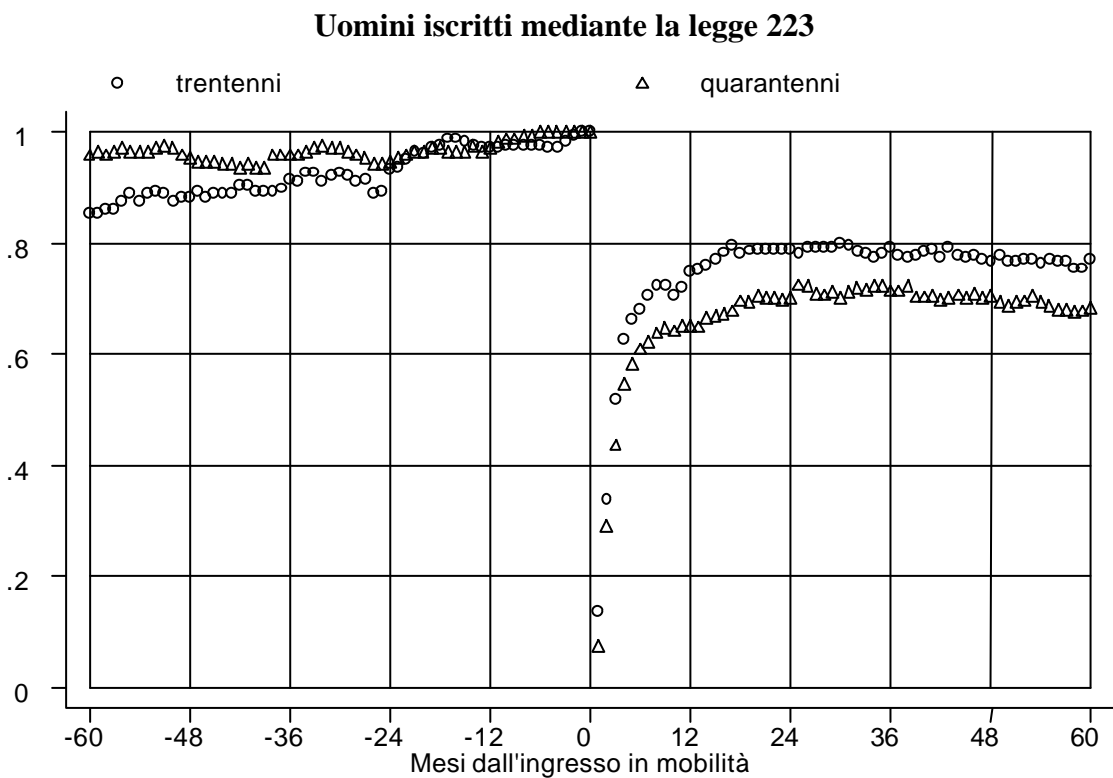
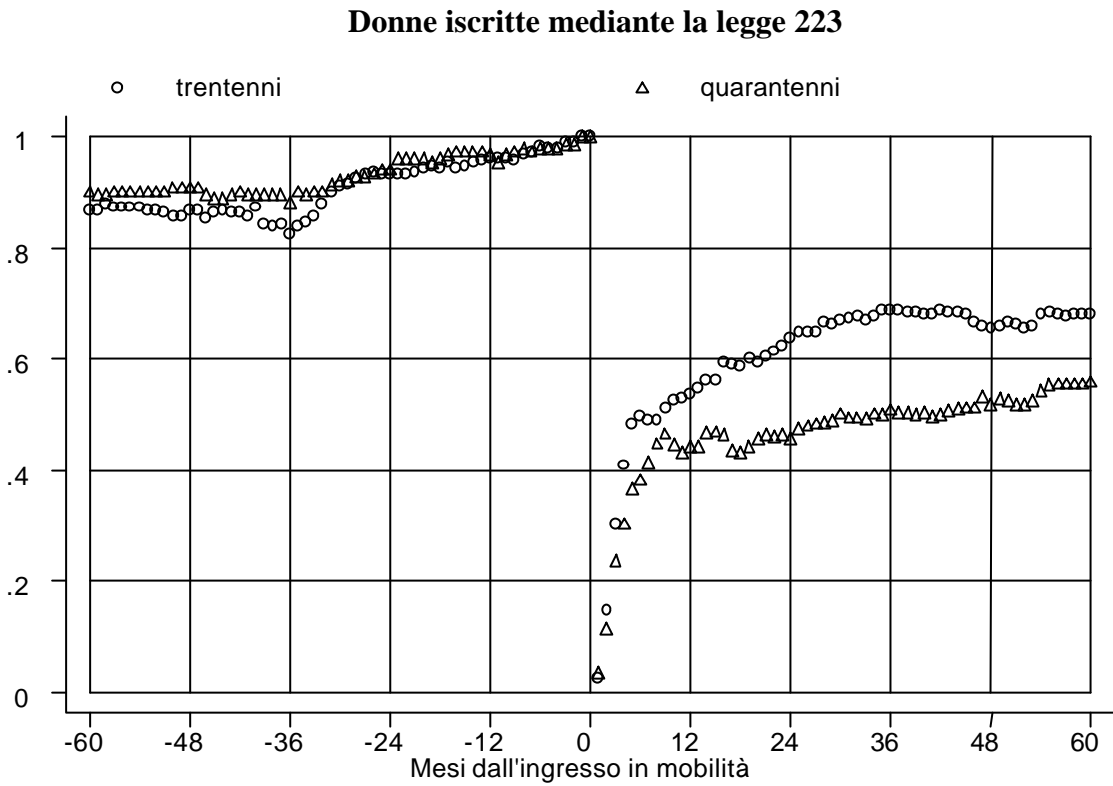
Non si controlla in alcun modo l'effetto età e i due gruppi confrontati non possono essere ritenuti equivalenti. Perciò le differenze che si osservano tra gli indici medi di occupazione successivi alla data di mobilità sono il risultato dell'azione congiunta dell'effetto età e dell'effetto differenziale.

Nella Figura 6.1 si rappresentano le differenze tra gli esposti e i non esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista per le donne e per gli uomini iscritti mediante la legge 223/91, ovvero che hanno diritto all'indennità. Nella Figura 6.2, invece, quelle degli iscritti con la legge 236/93. Esse sono significative nel periodo post-mobilità solamente per coloro che godono del sussidio e sono vistose soprattutto per le donne. Ma anche tra gli iscritti con la 236 si osserva un comportamento diverso tra i due sessi. Infine è interessante notare che nel periodo ante-mobilità, dove dovrebbe agire il solo effetto età, non ci sono grossi scostamenti tra i due gruppi di confronto per le donne. Essi, invece, diventano sempre più marcati per gli uomini spostandosi verso sinistra a partire da secondo anno ed, ovviamente, si ha che i quarantenni lavorano di più dei trentenni, che sono entrati dopo nel mercato del lavoro.

---

<sup>3</sup> Dimensione e retribuzione hanno un peso non irrilevante nel determinare la probabilità di percepire il sussidio e i relativi coefficienti nel modello logit per la stima del *propensity score* sono altamente significativi e migliorano di molto il suo grado di adattamento ai dati. Lo stesso dicasi per la retribuzione rispetto alla probabilità di appartenere alla seconda classe d'età.

**Figura 6.1:** Iscritti alle Liste mediante la legge 223; indici medi di occupazione osservati per gli esposti ed i non esposti all'anno aggiuntivo di permanenza in lista.





La Tabella 6.1 riassume i risultati principali dell'abbinamento per ciascuna delle quattro sottopopolazioni. In particolare l'interesse è per le proprietà soddisfatte dal *matching* definitivamente realizzato per la stima dell'effetto differenziale del trattamento, al fine di giudicare la validità della procedura adottata e l'affidabilità dei risultati che si ottengono<sup>4</sup>. Viene riportata inoltre la numerosità dei due gruppi di confronto ed il rispettivo numero di soggetti abbinati. Infine si sintetizzano le evidenze ottenute, discusse nel dettaglio nel seguito.

**Tabella 6.1:** Principali risultati del *matching* realizzato per la stima dell'effetto differenziale del trattamento.

	Con indennità		Senza indennità	
	Donne	Uomini	Donne	Uomini
Numero di esposti da abbinare	116	145	128	79
Numero di esposti abbinati	116	137	128	69
Numero di non esposti da abbinare	154	135	353	104
Numero di non esposti abbinati	154	133	353	102
Corretta specificazione del <i>propensity score</i>	sì	sì	sì	sì
L'informazione è sufficiente ad annullare l'effetto età-				
Test sui non esposti	sì	sì	sì	sì
Test sugli esposti	sì	no	sì	sì
Validità del <i>matching</i>	sì	dubbia	sì	dubbia
Risultati- Significatività e segno dell'effetto differenziale Andamento dell'effetto differenziale	sì, negativo crescente fino alla fine del terzo anno, dove supera il 20%, poi decrescente	sì, negativo costante, pari circa al 15%	no -	no -

\* In tutti i casi risulta soddisfatta la proprietà di bilanciamento del *propensity score*.  
Per l'abbinamento è stato scelto un raggio del 5%.

Per quanto riguarda la bontà dell'abbinamento, notiamo che non vi sono problemi per le donne, mentre per gli uomini la validità del *matching* è dubbia dato che la verifica sui non esposti va a buon fine, ma quella sugli esposti non produce i risultati sperati. Comunque, come abbiamo detto in precedenza, è soprattutto sul primo test che dobbiamo fare affidamento e l'insuccesso del secondo non è necessariamente dovuto al fatto che le variabili di controllo scelte non sono in grado di annullare il *selection bias* generato dall'età. Infatti gli esposti vecchi potrebbero comportarsi diversamente dagli esposti giovani<sup>5</sup> perché l'impatto dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista nel gruppo degli esposti non è costante, ma variabile con l'età del soggetto considerato. Ad ogni modo si devono interpretare con cautela i risultati che si ottengono dal *matching* dei trentenni coi quarantenni sull'effetto dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista per quest'ultimi.

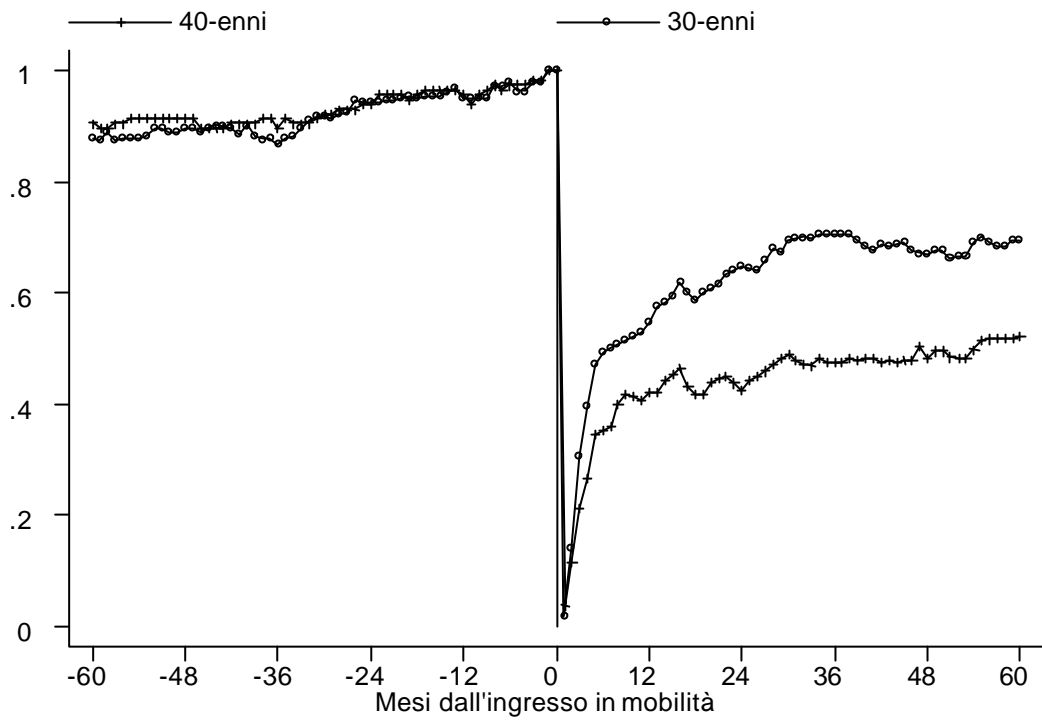
Nelle figure 6.3 e 6.4 troviamo i grafici degli indici medi di occupazione dei due gruppi di soggetti abbinati e dell'effetto differenziale medio, rispettivamente per gli iscritti con la legge 223 e gli iscritti con la legge 236. Consideriamo gli iscritti mediante la legge 223, che hanno diritto

<sup>4</sup> I risultati dei test sono presentati e discussi nell'appendice D.

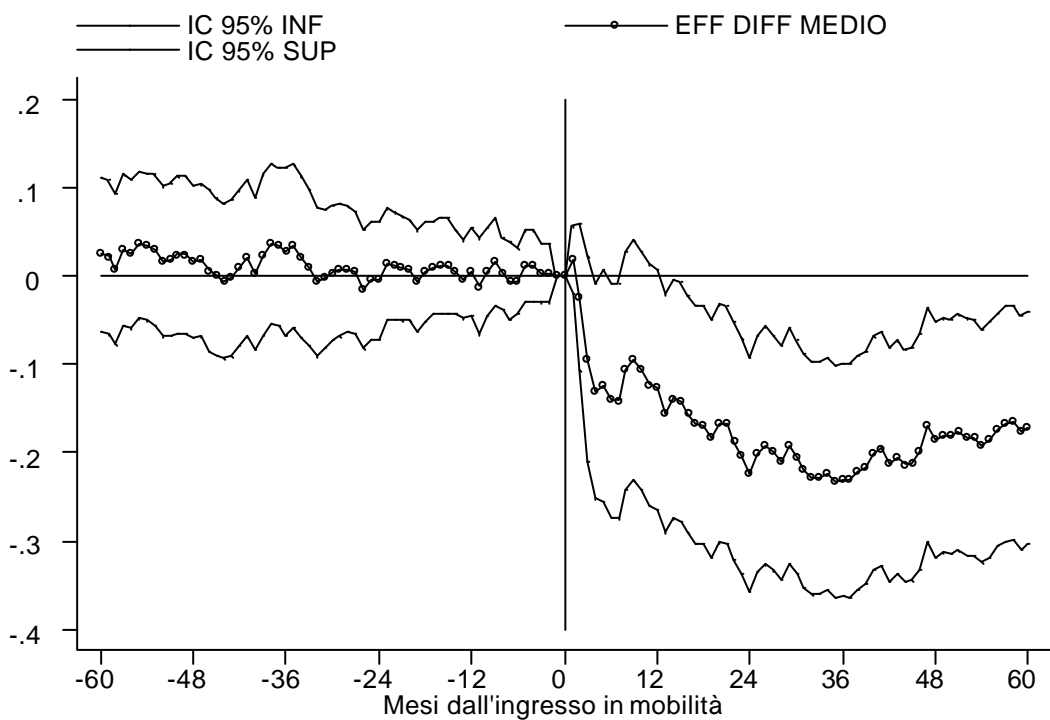
<sup>5</sup> Controllato l'effetto età.

**Figura 6.3A:** Donne iscritte alle Liste mediante la legge 223; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione degli esposti e dei non esposti all'anno aggiuntivo di benefici e dell'effetto differenziale medio.

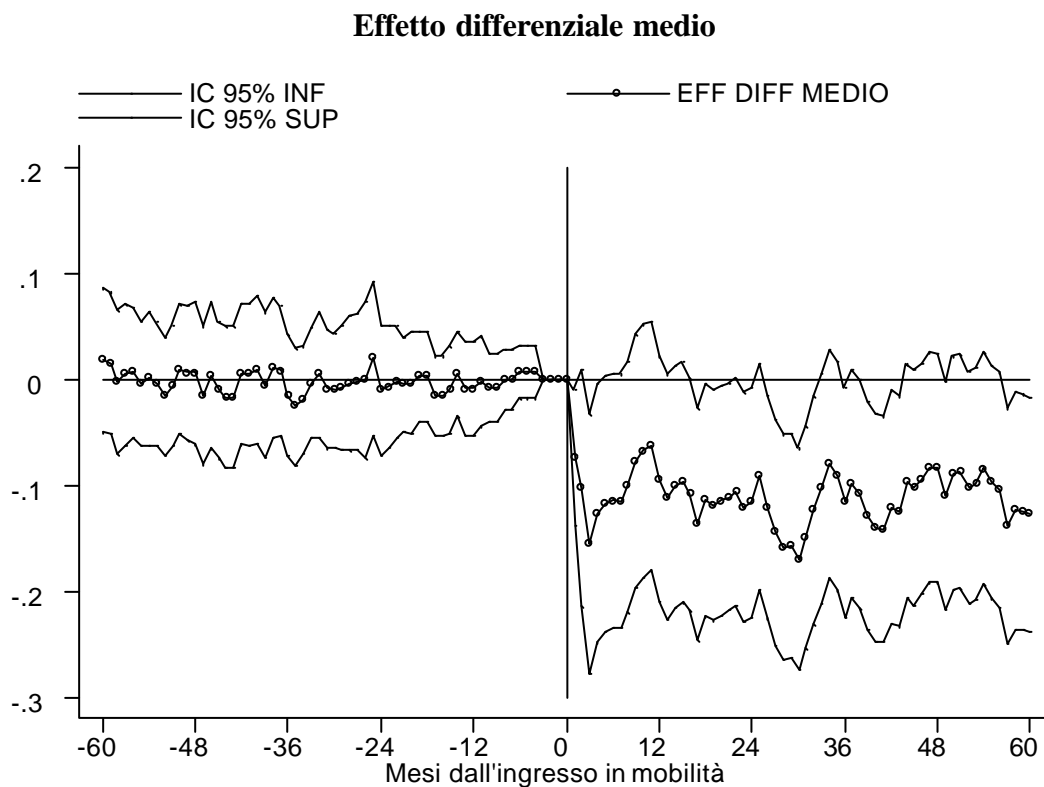
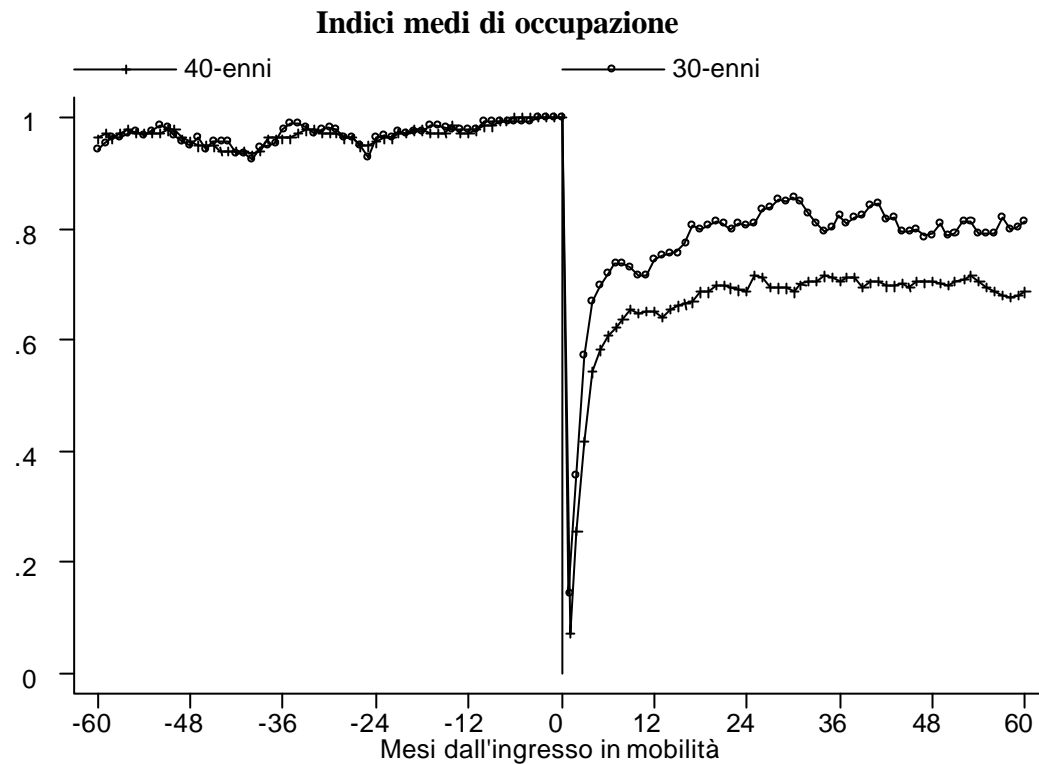
**Indici medi di occupazione**



**Effetto differenziale medio**



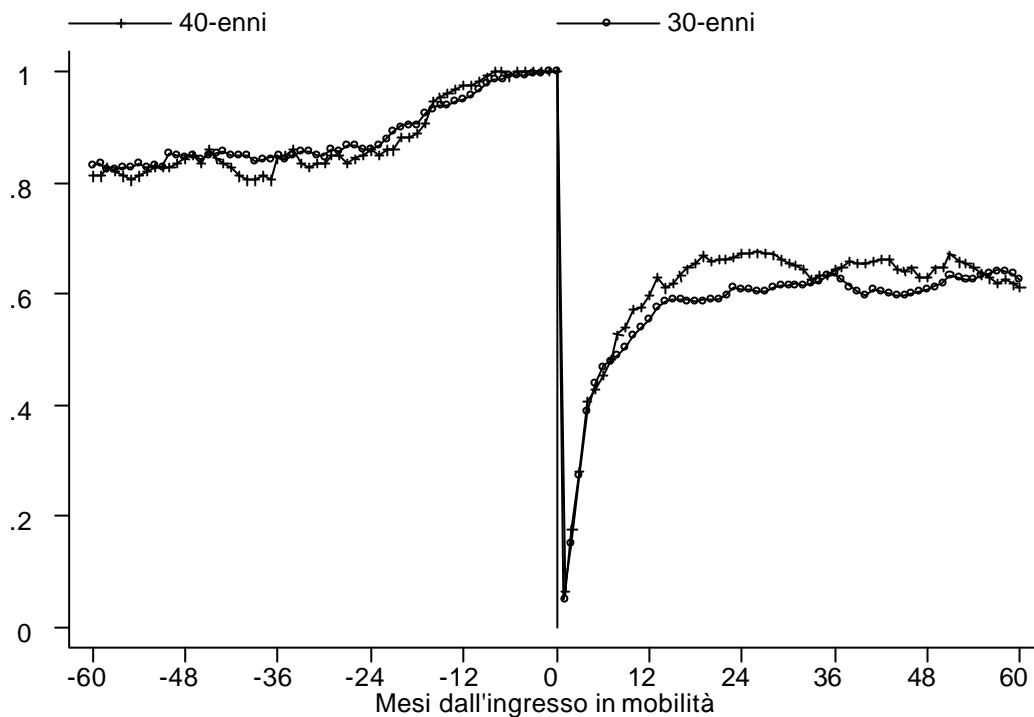
**Figura 6.3B:** Uomini iscritti alle Liste mediante la legge 223; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione degli esposti e dei non esposti all'anno aggiuntivo di benefici e dell'effetto differenziale medio.



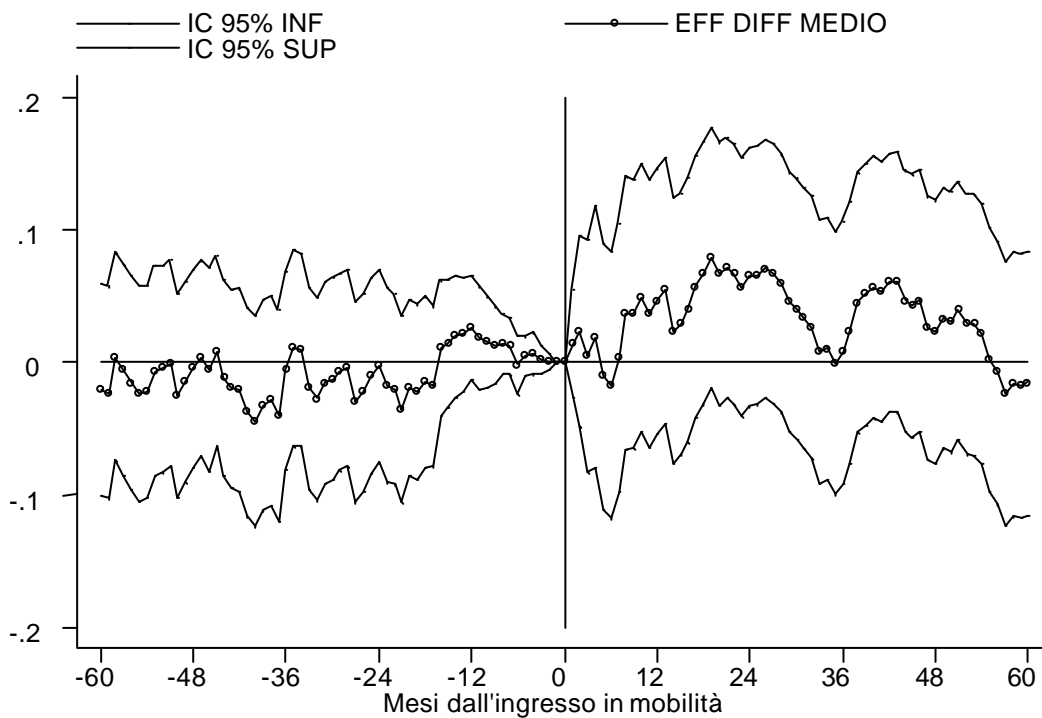


**Figura 6.4A:** Donne iscritte alle Liste mediante la legge 236; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione degli esposti e dei non esposti all'anno aggiuntivo di benefici e dell'effetto differenziale medio.

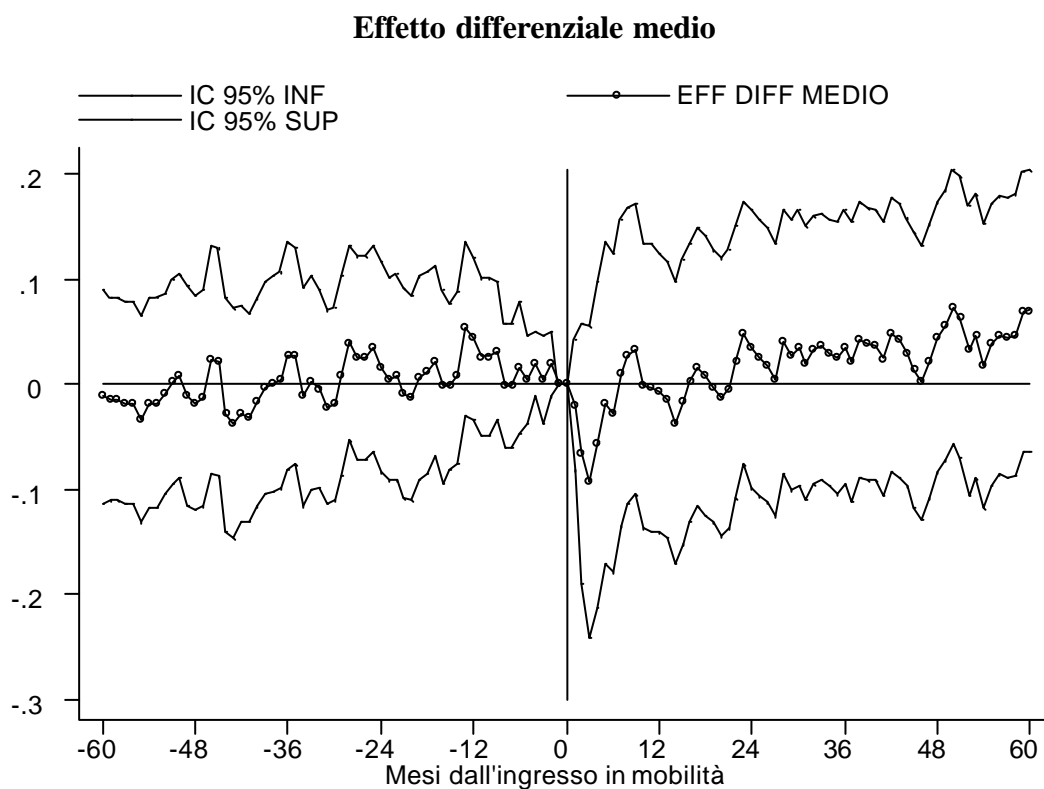
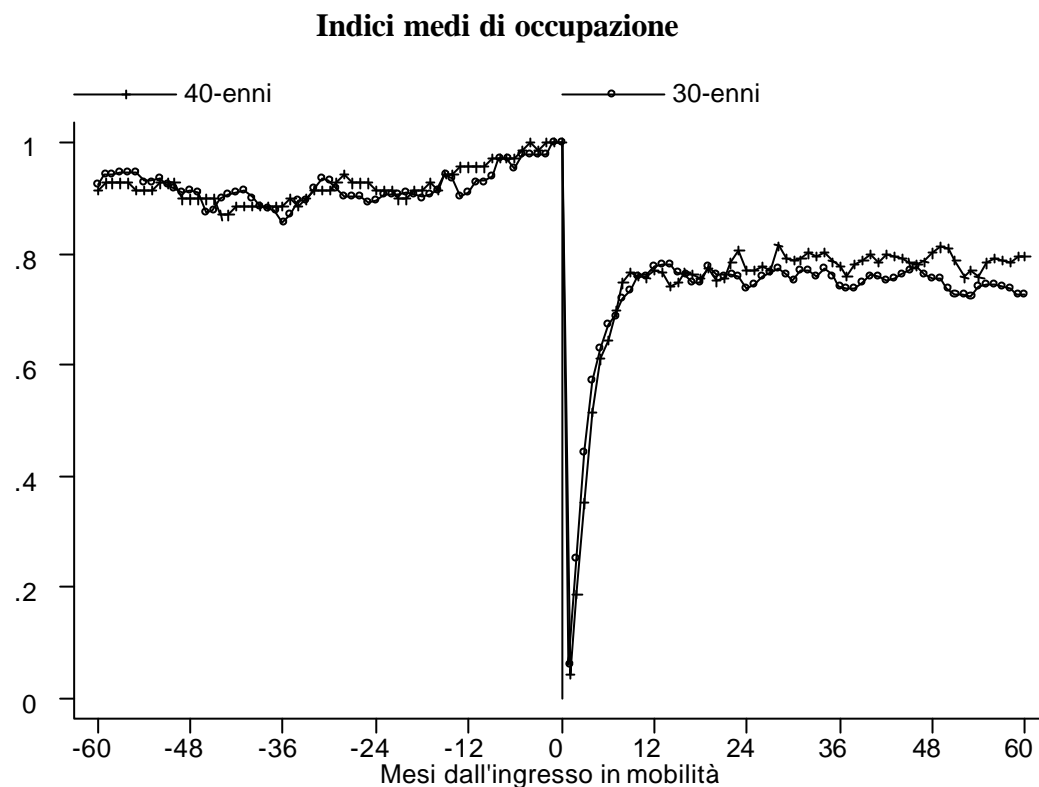
### Indici medi di occupazione



### Effetto differenziale medio



**Figura 6.4B:** Uomini iscritti alle Liste mediante la legge 236; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione degli esposti e dei non esposti all'anno aggiuntivo di benefici e dell'effetto differenziale medio.



all'indennità. Sia per gli uomini che per le donne emerge un chiaro effetto differenziale negativo del trattamento, tale per cui i soggetti con diritto ad un anno in più di benefici risultano meno occupati. Questo è particolarmente evidente per le donne, dove la differenza tra gli indici medi di occupazione dei due gruppi arriva a superare i venti punti percentuali. Quindi prevale la componente passiva della politica su quella attiva dovuta ad un bonus potenzialmente superiore per le imprese che assumono un quarantenne, ed i soggetti che hanno diritto a due anni di permanenza in lista (che, in questo caso, coincide con la riscossione del sussidio) ritardano le loro uscite dallo stato di disoccupazione rispetto ai loro coetanei più giovani. Notiamo poi che l'andamento dell'effetto differenziale si mantiene costante nel tempo per gli uomini, mentre aumenta di intensità per le donne fino al terzo anno per poi diminuire. Questa riduzione, comunque trascurabile, non è però dovuta, come sarebbe naturale aspettarsi, ad una crescita del livello di occupazione degli esposti, ma ad una diminuzione del livello di occupazione dei non esposti.

Consideriamo, ora, gli iscritti mediante la legge 236, che non hanno diritto all'indennità. In questo caso, sia per gli uomini che per le donne, gli indici medi di occupazione dei due gruppi non mostrano alcuna differenza significativa e l'effetto differenziale del trattamento può considerarsi inesistente. Ciò è dovuto al fatto che la permanenza in lista non è associata ad alcun trasferimento e scompare la componente passiva della politica. Infatti sia i trentenni che i quarantenni dispongono per un breve periodo di tempo del modesto sussidio ordinario di disoccupazione, il quale non viene a dipendere dal tempo concesso in lista sulla base dell'età anagrafica del soggetto al momento dell'iscrizione.

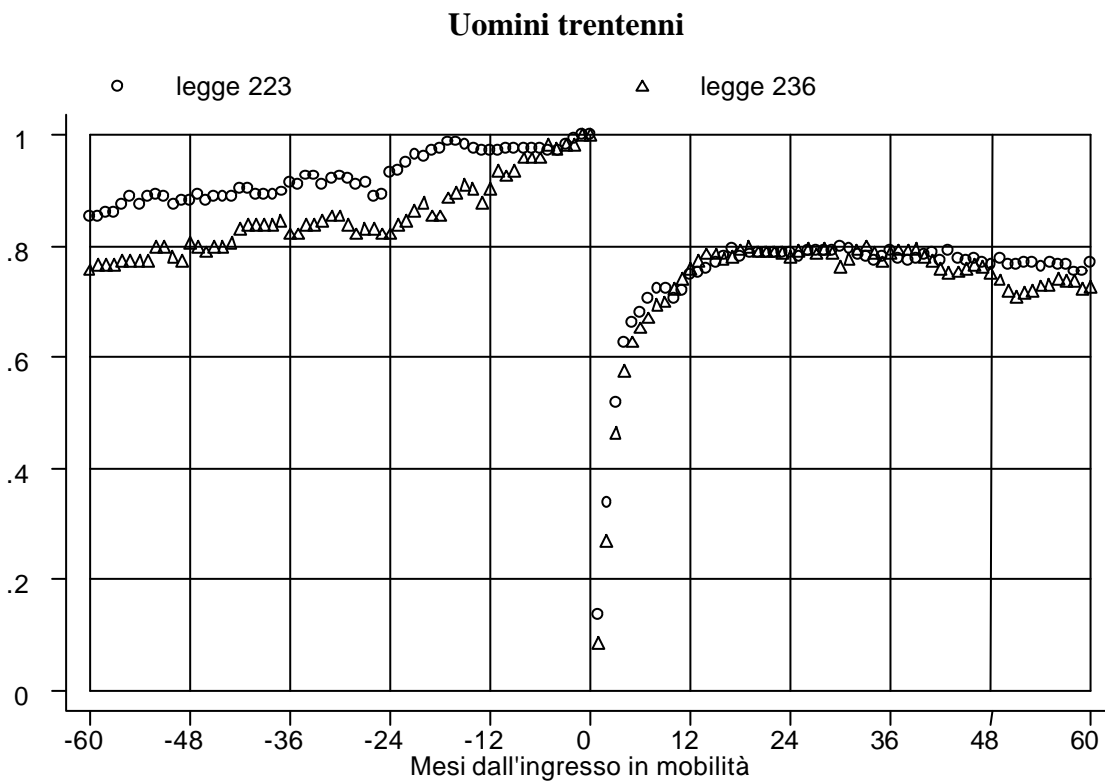
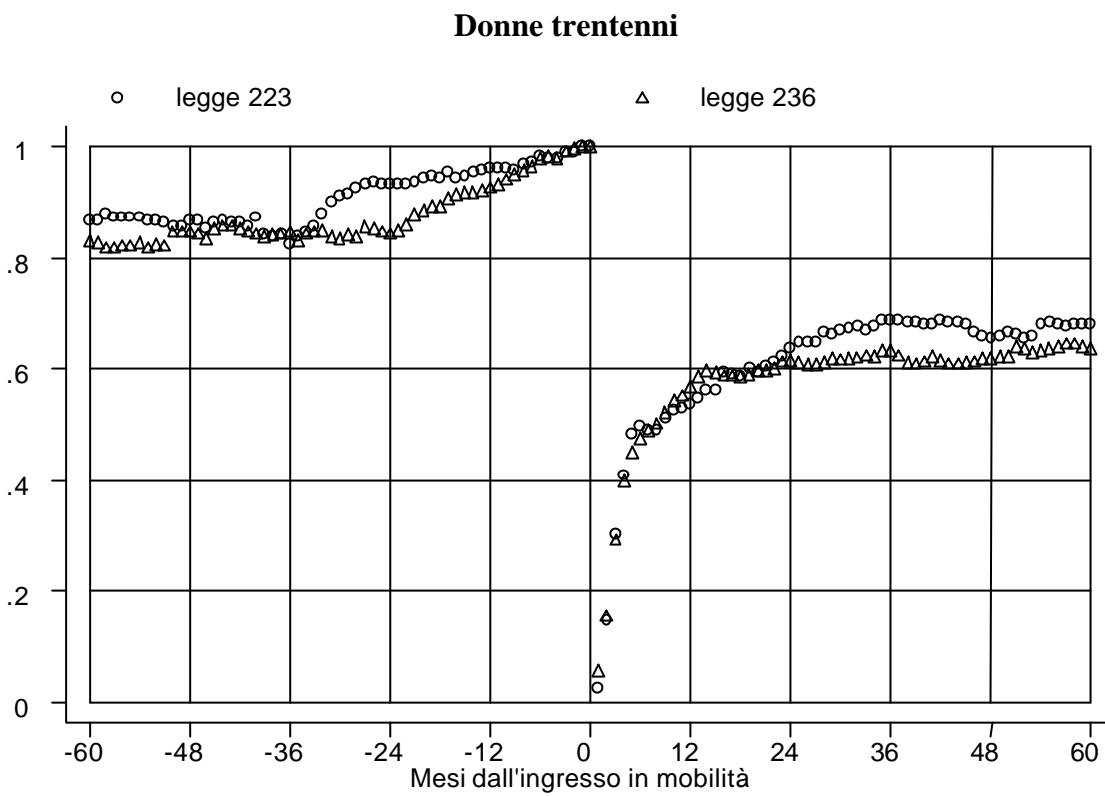
Quindi sembra che l'effetto differenziale del trattamento sia legato all'effetto negativo prodotto dall'indennità, e se l'indennità viene a mancare, sparisce anche l'effetto differenziale.

## **6.4 Effetto indennità**

Consideriamo, ora, l'effetto prodotto dall'indennità e guardiamo quali indicazioni ci fornisce il confronto degli indici medi di occupazione degli indennizzati e dei non indennizzati senza effettuare l'abbinamento (senza alcun controllo dell'effetto dimensione).

Nella Grafico 6.5 si considerano i trentenni. Gli indici medi degli indennizzati e dei non indennizzati non si discostano di molto nel periodo successivo all'ingresso in mobilità, soprattutto per gli uomini. Gli indici medi precedenti all'iscrizione in lista, invece, sono superiori per i soggetti provenienti da un'impresa grande.

**Figura 6.5:** Soggetti trentenni; indici medi di occupazione osservati per gli iscritti con la legge 223 e gli iscritti con la legge 236.



Nel Grafico 6.6 si considerano i quarantenni. In questo caso, per entrambi i sessi si notano delle differenze significative tra gli indici medi di occupazione dei due gruppi sia prima che dopo l'ingresso in mobilità. In particolare, dopo l'iscrizione in lista, gli indici medi di occupazione sono superiori per coloro che non hanno diritto all'indennità e tale differenza è piuttosto marcata per le donne, anche se pare ridursi dal terzo anno in poi per quest'ultime. Per quanto riguarda, invece, il periodo ante-mobilità, risultano nuovamente più occupati i soggetti licenziati da un'impresa grande.

Vediamo, adesso, quali proprietà sono soddisfatte dal *matching*. Esso non può essere ritenuto valido nel gruppo degli uomini quarantenni, per i quali la verifica sui non esposti non va a buon fine e quindi le variabili di controllo scelte non sono in grado di annullare il *selection bias* generato dalla dimensione dell'impresa di provenienza.

**Tabella 6.2:** Principali risultati del *matching* realizzato per la stima dell'effetto indennità.

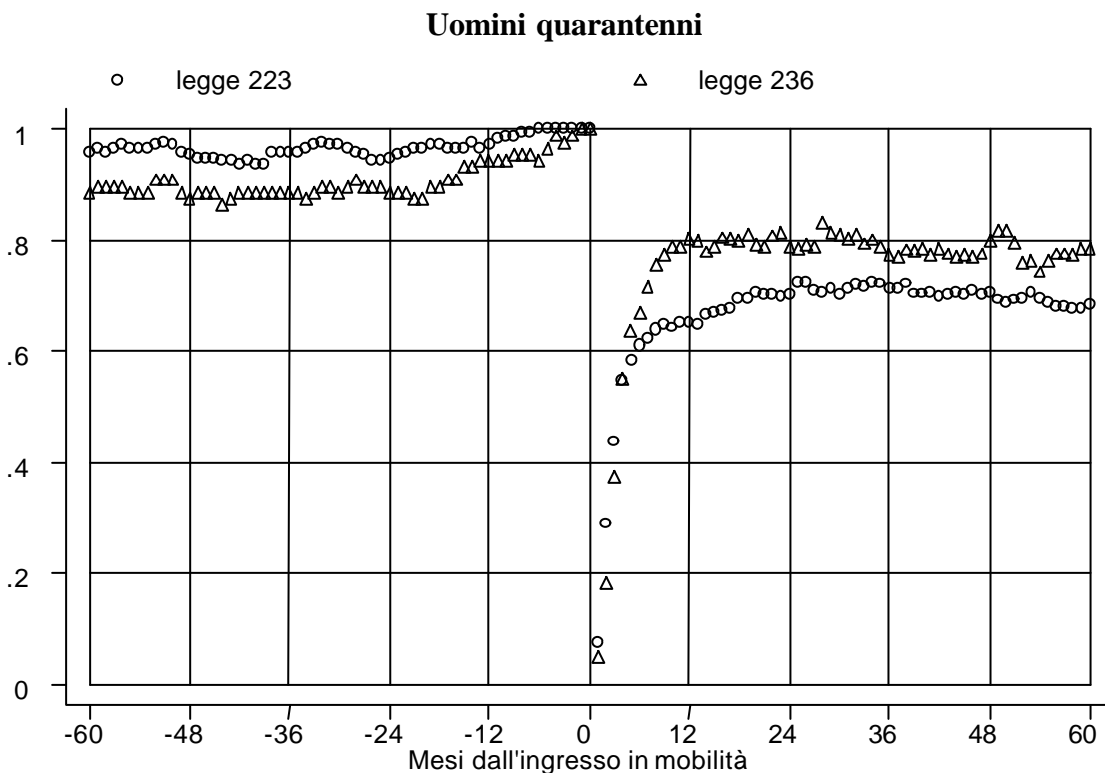
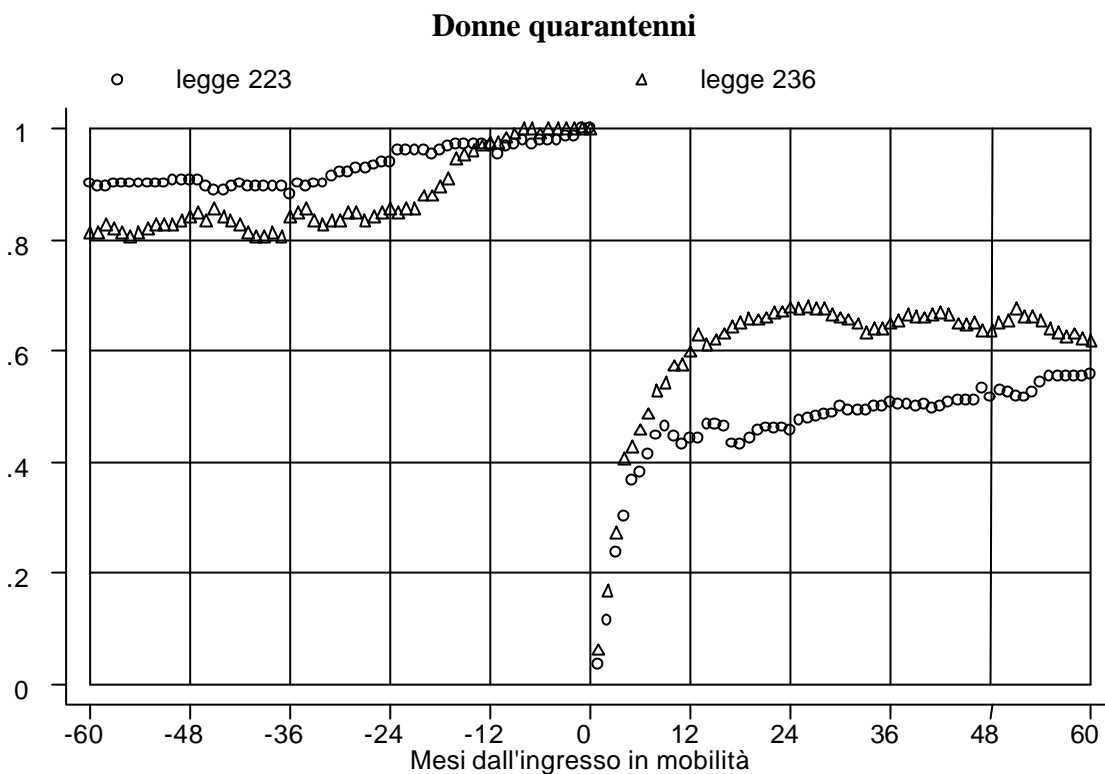
	Trentenni		Quarantenni	
	Donne	Uomini	Donne	Uomini
Numero di esposti da abbinare	172	163	133	169
Numero di esposti abbinati	326	104	133	79
Numero di non esposti da abbinare	172	151	119	168
Numero di non esposti abbinati	324	100	98	76
Corretta specificazione del <i>propensity score</i>	sì	sì	sì	sì
L'informazione è sufficiente ad annullare l'effetto età-				
Test sui non esposti	sì	sì	sì	no
Test sugli esposti	sì	sì	sì	sì
Validità del <i>matching</i>	sì	sì	sì	no
Risultati-				
Significatività e segno dell'effetto differenziale	no	no	sì, negativo	sì, negativo
Andamento dell'effetto differenziale	-	-	crescente fino alla seconda metà del secondo anno, dove supera il 30%, poi decrescente fino ad annullarsi	crescente fino alla fine del terzo anno, poi decrescente

\* In tutti i casi risulta soddisfatta la proprietà di bilanciamento del *propensity score*. Per l'abbinamento è stato scelto un raggio del 5%.

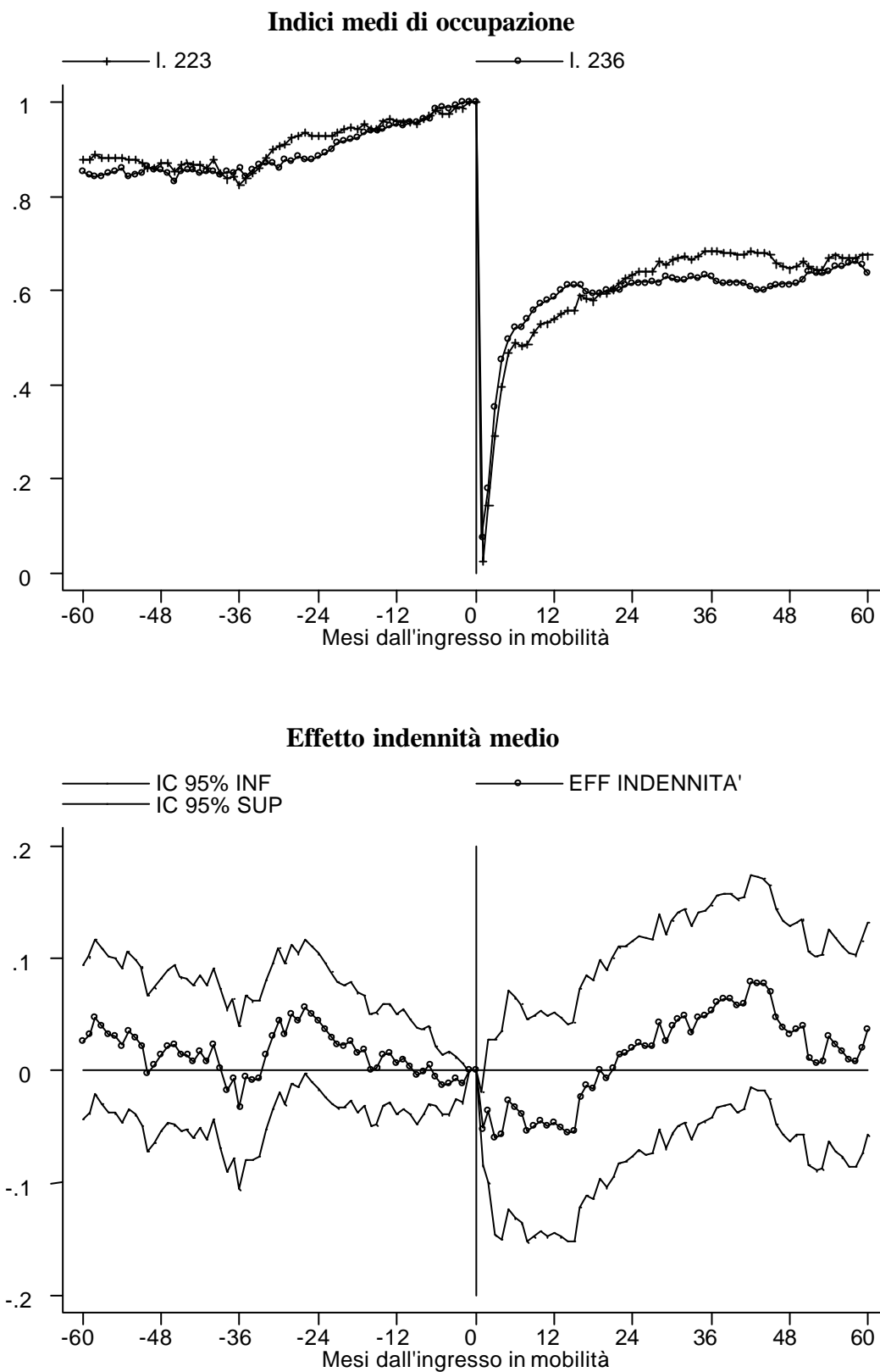
Passando ai risultati, nel gruppo dei trentenni (Figura 6.7), sia per gli uomini che per le donne l'effetto indennità può considerarsi inesistente. Quindi, per i soggetti più giovani, l'indennità non gioca alcun ruolo nello sfavorire il rientro nel mercato del lavoro ed il beneficio che essa costituisce per il potenziale datore compensa l' 'effetto sussidio' sul lavoratore.

Nella Figura 6.8 il grafico degli indici medi di occupazione per i quarantenni mostra invece un effetto negativo dell'indennità. Consideriamo in particolare le donne, visto che per gli uomini i risultati possono essere affetti da *selection bias*. Gli indici medi di occupazione delle quarantenni senza l'indennità stanno sempre al di sopra di quelli delle indennizzate, ma la differenza tra i due gruppi cresce velocemente fino alla fine del secondo anno per poi lentamente ridursi ed arrivare quasi ad annullarsi alla fine del quinto. Ciò che stupisce, però, è che tale riduzione nell'entità

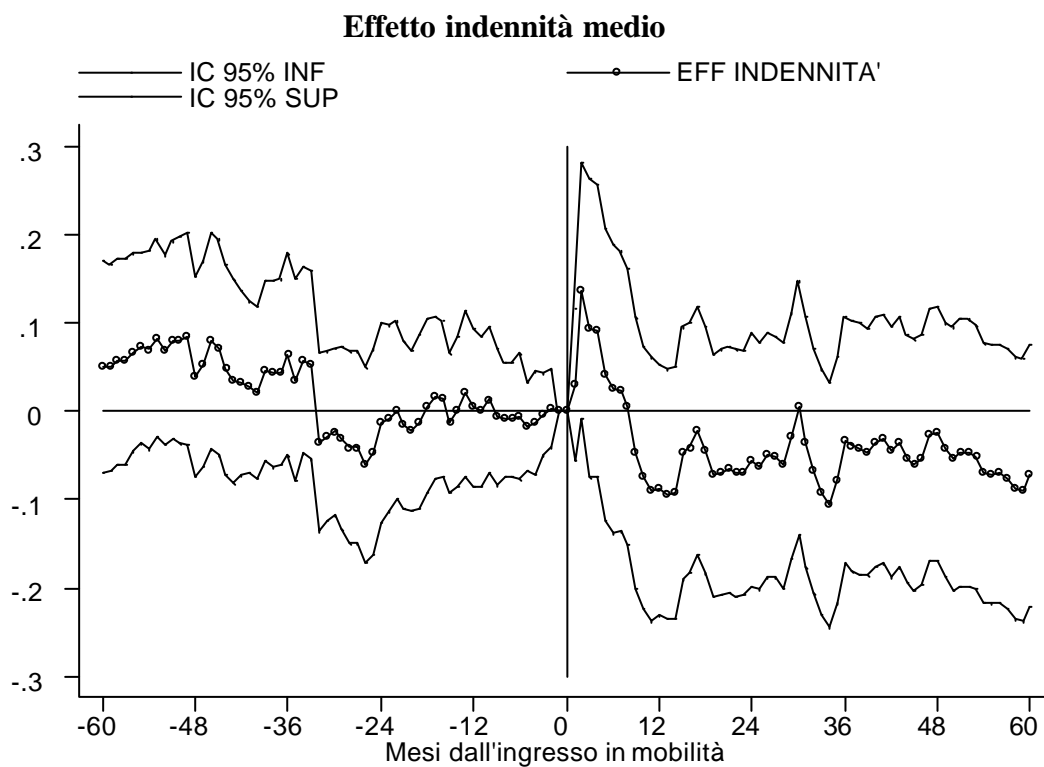
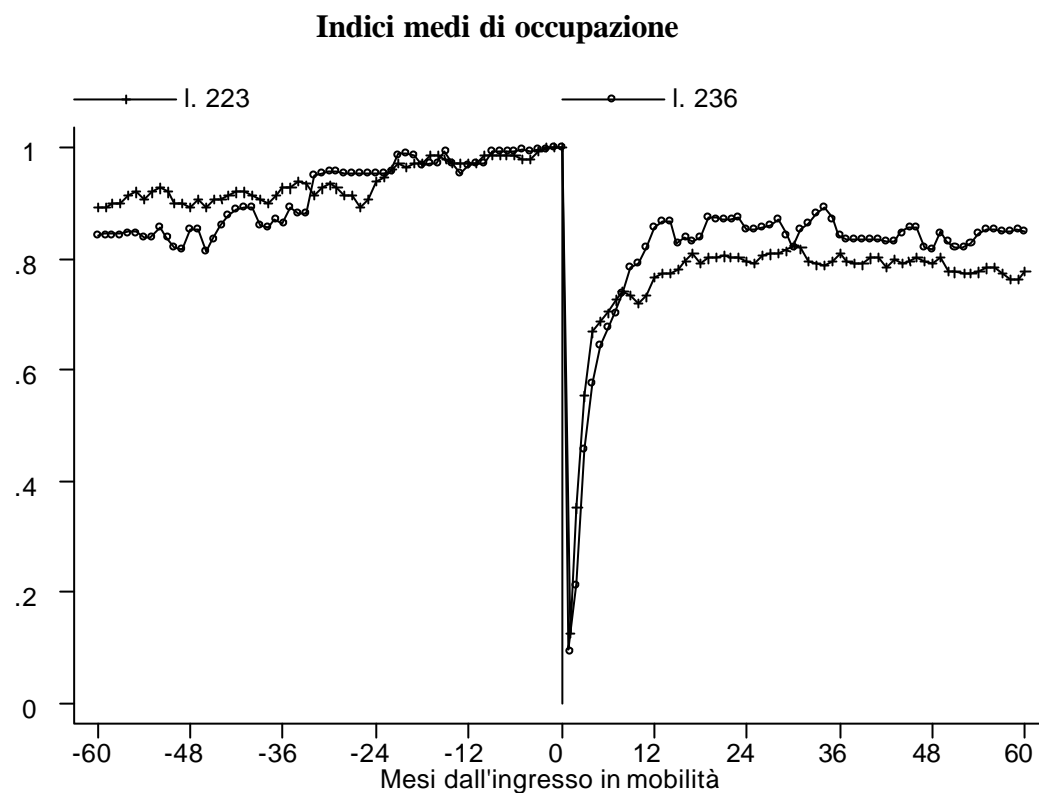
**Figura 6.6:** Soggetti quarantenni; indici medi di occupazione osservati per gli iscritti con la legge 223 e gli iscritti con la legge 236.



**Figura 6.7A:** Donne trentenni; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione delle iscritte con la legge 223 e delle iscritte con la legge 236 e dell'effetto indennità medio.

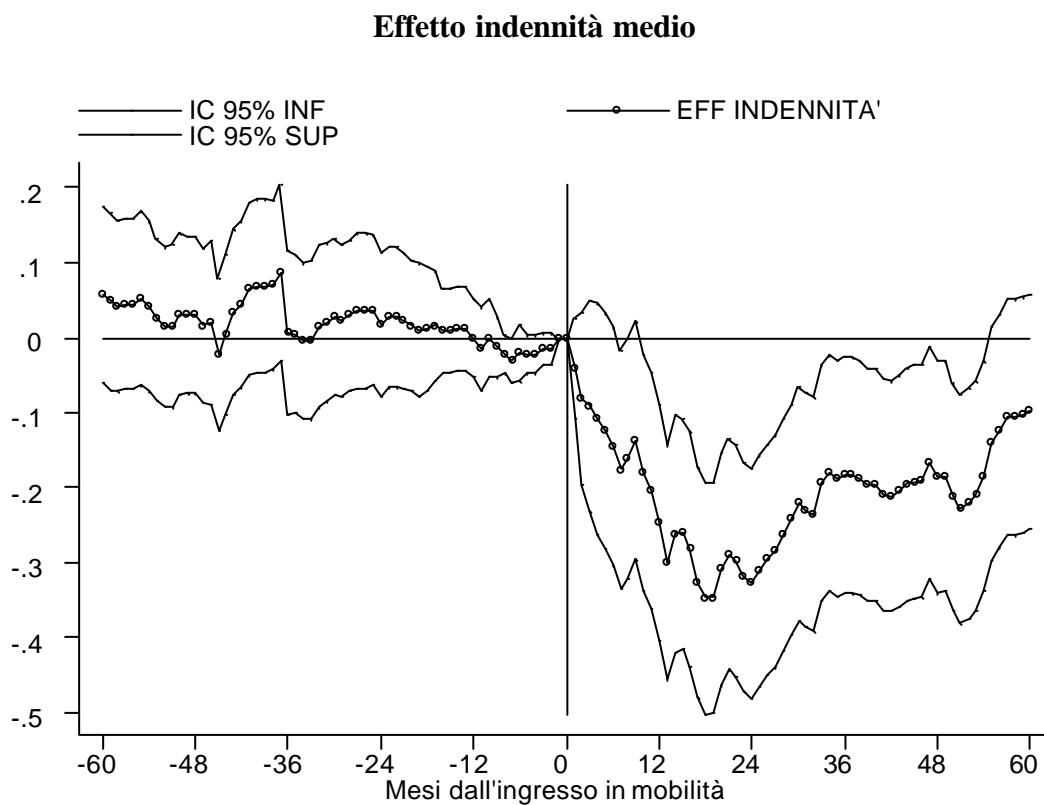
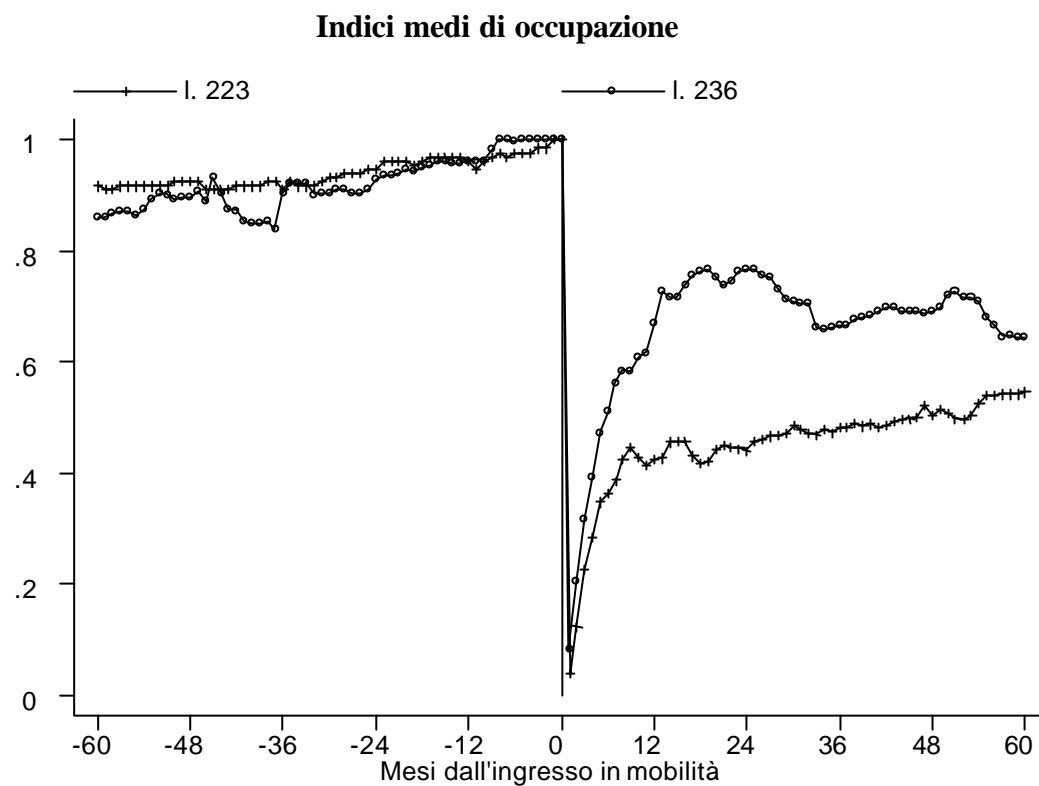


**Figura 6.7B:** Uomini trentenni; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione degli iscritti con la legge 223 e degli iscritti con la legge 236 e dell'effetto indennità medio.

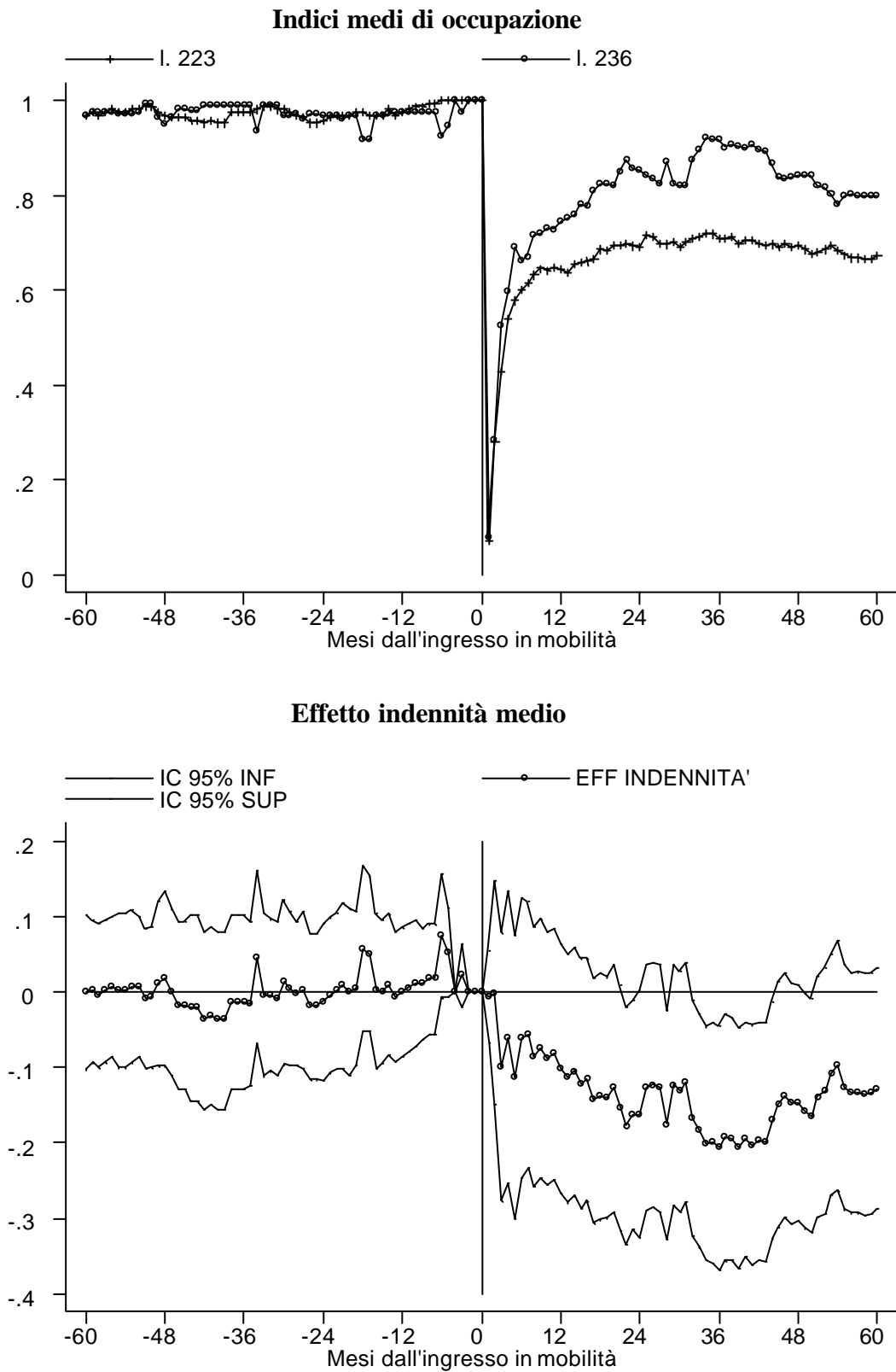




**Figura 6.8A:** Donne quarantenni; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione delle iscritte con la legge 223 e delle iscritte con la legge 236 e dell'effetto indennità medio.



**Figura 6.8B:** Uomini quarantenni; stime mediante *matching* degli indici medi di occupazione degli iscritti con la legge 223 e degli iscritti con la legge 236 e dell'effetto indennità medio.



dell'effetto indennità non è dovuta ad una crescita del livello di occupazione delle indennizzate più veloce di quella delle non indennizzate, ma ad una diminuzione del livello di occupazione delle non indennizzate. Visto che l'effetto indennità inizia a ridursi nella seconda metà del secondo anno, probabilmente questo si spiega col fatto che per molte donne senza l'indennità scadono contratti a tempo determinato di un anno, non convertiti in contratti a tempo indeterminato, con cui erano state assunte poco dopo l'iscrizione in lista. Ad ogni modo, emerge l'effetto negativo prodotto dall'indennità, la quale ritarda il rientro nel mondo del lavoro delle donne indennizzate, che, grazie al sussidio, possono permettersi di essere meno precipitose nell'accettare proposte di lavoro rispetto alle loro coetanee senza l'indennità, che non possono disporre di una remunerazione alternativa.

Però, tale effetto negativo dell'indennità potrebbe essere solo di breve periodo. Infatti, a conferma di questo, anche per gli uomini quarantenni si osserva un andamento dell'effetto indennità simile a quello delle donne e per lo stesso effetto differenziale delle donne indennizzate notiamo un assestamento, che lascia presagire una diminuzione, intorno al terzo anno.



# Appendice A

## Schemi riassuntivi degli studi finora svolti

### Introduzione

Nelle pagine seguenti sono riportati gli schemi riassuntivi degli studi finora svolti sull'istituto della mobilità. Essi esaminano dati relativi ad iscritti di aree geografiche diverse del paese (1.1. 'Area geografica') in periodi di tempo diversi (1.2. 'Periodo') e fanno quasi tutti riferimento agli archivi regionali delle Liste, ad eccezione di quelli più recenti dove si fa uso di una base dati integrata con le informazioni provenienti da Netlabor (1.3. 'Fonte/i').

Le analisi effettuate, nella maggior parte dei casi con approccio esclusivamente esplorativo, prendono in considerazione una particolare porzione della popolazione oggetto di politica (1.4. 'Popolazione d'interesse') e su di essa si propongono di esaminare certe variabili d'interesse (la durata di permanenza in lista, la probabilità di rioccupazione) e l'effetto che hanno su di esse le caratteristiche individuali dei soggetti coinvolti e le caratteristiche proprie dell'istituto di mobilità (1.5. 'Obiettivi').

Nell'impossibilità di confrontare gli iscritti alle Liste con un adeguato gruppo di controllo, ci si concentra sugli effetti differenziali prodotti da variazioni del regime dei benefici offerti dal programma in base alla dimensione dell'impresa di provenienza o all'età: effetto indennità ed effetto differenziale del trattamento (prima classe d'età<sup>1</sup> vs. seconda classe d'età). Si cercherà di distinguere quest'ultimo effetto da quello prodotto dall'età col quale tende a combinarsi. Vedremo che in quasi tutte le analisi empiriche svolte l'effetto differenziale risulta negativo (nel senso che l'effetto negativo dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista dovuto ad una maggior selettività da parte dei lavoratori nella ricerca di un'occupazione prevale su quello positivo generato dai maggiori incentivi per le imprese) e quindi ritarda il reinserimento nel lavoro dei più anziani.

Tutti i lavori considerati presentano una struttura analoga in cui l'analisi più strettamente econometrica è preceduta da un'analisi descrittiva del campione sulla base delle variabili note (2.1. 'Variabili utilizzate'). Nello schema si distinguono le caratteristiche proprie del campione indipendenti dalla politica (2.2. 'Campione') da quelle legate alla sua realizzazione (2.4. 'Evidenze salienti'). Si esaminano la distribuzione dello stato dei lavoratori nella lista alla data di censura del periodo di osservazione e la distribuzione della durata di permanenza in lista al variare delle caratteristiche ritenute rilevanti (2.3. 'Distribuzioni considerate'). La variabile 'stato corrente nella lista' è quella che può essere desunta a partire dagli archivi regionali delle Liste e classifica i lavoratori come iscritti, cancellati o avviati. I primi risultano ancora iscritti al termine del periodo di osservazione non avendo trovato un'occupazione a tempo indeterminato; i secondi hanno esaurito il periodo massimo di iscrizione e sono stati cancellati; gli ultimi hanno ottenuto un'assunzione a tempo indeterminato con conseguente cancellazione dalla lista.

In quasi tutti i lavori<sup>2</sup> si svolge un'analisi di durata in cui si effettua una stima non parametrica della funzione di sopravvivenza con il metodo di Kaplan-Meier (3.1. 'Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza'). Questa di solito conferma i risultati ottenuti nell'analisi descrittiva ed è preliminare alla valutazione di un modello i cui parametri stimati ribadiscono, a loro volta, quanto osservato in precedenza. Data l'impossibilità di individuare e misurare adeguatamente gli episodi di

---

<sup>1</sup> Nel seguito ci riferiremo alla variabile classe di età definita in base ai limiti di modulazione della durata massima di permanenza in lista consentita dalla legge.

<sup>2</sup> Ad eccezione dello studio di Paggiaro A. (2002), che svolge essenzialmente un'analisi descrittiva dei dati, e della tesi di Cavapozzi D. (2003), in cui si utilizza il *matching* come strumento di valutazione.

occupazione temporanea mediante i soli archivi regionali delle Liste, si conduce un'analisi di sopravvivenza in uno spazio a due stati, in cui si considerano le transizioni dallo stato di origine di iscrizione in lista allo stato (unico) di destinazione di avviato a tempo indeterminato. Le durate complete sono quelle relative ai lavoratori avviati e le durate censurate quelle dei lavoratori cancellati o ancora iscritti, che permangono nello stato di disoccupazione (di non occupazione a tempo indeterminato). In tal modo si viene a trascurare il fatto che durate di permanenza in lista di uguale lunghezza possono riferirsi a situazioni radicalmente diverse: al limite sola disoccupazione o solo lavoro a tempo determinato. E' principalmente a questa carenza informativa che si cerca di ovviare tramite l'integrazione con Netlabor negli ultimi lavori proposti.

Mantenendo l'approccio di analisi di durata, solitamente per la valutazione d'impatto ci si serve di un modello a rischi proporzionali<sup>3</sup>. Nello schema si specifica la distribuzione della funzione di rischio di base ed il modo in cui viene trattata l'eterogeneità individuale: quali sono le variabili esplicative? Si controlla l'eterogeneità non osservata? La stima avviene sull'intero campione o su gruppi di soggetti selezionati in base a certe caratteristiche? (3.2. 'Modello/i per la valutazione'). Si descrive quindi quanto si ottiene dal modello (3.3. 'Risultati') e le considerazioni che se ne possono trarre (4. 'Conclusioni').

Le analisi sono state ordinate in base all'anno di pubblicazione e sono state schematizzate per punti (quelli riportati tra parentesi in questa introduzione). Nel caso vi siano delle voci non trattate, esse vengono semplicemente omesse rinumerandole di conseguenza. Infine è stata mantenuta la terminologia (in corsivo) e le argomentazioni adottate dagli autori e, dove vi potessero essere ambiguità, sono stati aggiunti alcuni commenti. L'intenzione è di mostrare la logica che ha condotto gli autori alla scelta di una particolare strategia e di un particolare modello con l'ottenimento di determinati risultati.

---

<sup>3</sup> Ad eccezione del lavoro di Caroleo F. *et al.* (1997), in cui si considera un modello *Switching Bivariate Probit*.

**Brunello G. e R. Miniaci (1997), "Fattore Milano? Un'esplorazione delle liste di mobilità in Lombardia", in Borzaga C. e G. Brunello (a cura di), *L'impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Edizioni Scientifiche italiane, Firenze, 1997.**

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** regione Lombardia.

1.2. **Periodo:** agosto 1991 ÷ maggio 1994.

1.3. **Fonte/i:** archivi amministrativi dell'Agenzia Regionale per l'Impiego lombarda.

1.4. **Popolazione d'interesse:** universo dei lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento (nell'analisi econometrica vengono esclusi gli individui coinvolti da avviamenti in blocco<sup>4</sup>).

### 1.5. Obiettivi

Il lavoro non si propone di essere un vero e proprio studio di valutazione, bensì un'analisi esplorativa con l'intento di evidenziare le principali regolarità nei fatti osservati. Più specificamente gli autori esaminano la durata di permanenza in lista e l'effetto che ha su di essa l'indennità di mobilità<sup>5</sup>.

## 2. Analisi descrittiva

2.1. **Variabili utilizzate:** sesso, età al momento del licenziamento, classe di età di appartenenza, provincia di residenza, numero di persone a carico, qualifica professionale, settore di attività economica dell'impresa di provenienza, durata di permanenza in lista, anno di iscrizione, diritto o meno all'indennità, condizione rispetto alla lista alla data del 31 maggio 1994.

2.2. **Campione:** 47.539 soggetti, in prevalenza operai.

2.3. **Distribuzioni considerate:** distribuzione dei lavoratori per condizione nella lista (avviati, cancellati o ancora iscritti) e per alcune caratteristiche fondamentali (sesso, qualifica professionale, classe di età, settore di provenienza, provincia di residenza, diritto all'indennità), e distribuzione delle durate complete (degli avviati e dei cancellati) per le prime tre caratteristiche suddette.

### 2.4. Evidenze salienti

Le donne presentano un tasso di avviamento inferiore e un tasso di cancellazione superiore a quello degli uomini; lo stesso dicasi per le qualifiche operaie più basse rispetto a quelle specializzate e per coloro che hanno diritto all'indennità rispetto a chi non ce l'ha. I residenti nella provincia di Milano sperimentano un tasso di avviamento notevolmente inferiore a quello medio regionale. Risulta poi esserci una marcata differenza tra le classi di età più giovani e quelle meno giovani, che presentano una percentuale inferiore di avviati e

---

<sup>4</sup> I cosiddetti avviamenti in blocco riguardano gruppi di lavoratori licenziati contemporaneamente dalla stessa azienda ed assunti in blocco da un'altra nel medesimo giorno. Nella gran parte dei casi queste pratiche sono fraudolente, per cui i soggetti coinvolti sono esclusi dall'analisi.

<sup>5</sup> Nell'analisi si considera sia l'effetto indennità che l'effetto differenziale del trattamento.

permangono più a lungo in lista prima dell'avviamento<sup>6</sup>. Dalla distribuzione delle durate di permanenza in lista per gli avviati risulta una maggior frequenza delle durate brevi e di quelle all'inizio del secondo anno. Questo suggerisce che le aziende preferiscono assumere un lavoratore non appena iscritto in lista, in modo da poter usufruire interamente del bonus, traendo il massimo vantaggio, in termini degli sgravi fiscali, assumendolo inizialmente con un contratto a tempo determinato di un anno.

### 3. Analisi econometrica

#### 3.1. Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza

La funzione di sopravvivenza viene stimata nel campione complessivo e in sotto-campioni di soggetti selezionati in base alle caratteristiche individuali menzionate sopra (sesso, qualifica professionale, classe di età, diritto all'indennità, settore di provenienza e provincia di residenza). Si conferma quanto emerso nell'analisi descrittiva.

#### 3.2. Modello/i per la valutazione

Si stima un modello a rischi proporzionali con funzione di rischio di base specificata nella forma parametrica di Weibull su sotto-campioni di lavoratori selezionati in base al sesso, alla qualifica, al settore e alla provincia di residenza, in modo da controllare l'eterogeneità individuale. A questo viene affiancato un modello ad uscite multiple (*competing risks*) col quale si trattano le cancellazioni come un'uscita dalle Liste alternativa all'avviamento a tempo indeterminato. Esso fornisce delle indicazioni sulla corretta specificazione del modello più semplice. Per entrambi i modelli come variabili esplicative sono considerate l'età al momento del licenziamento, il diritto all'indennità, il sesso, il settore di provenienza, la provincia di residenza, la qualifica, il numero di componenti a carico in famiglia, l'anno di immissione in lista e la classe di età. Quest'ultima variabile, moltiplicata per la dummy indicante il possesso o meno dell'indennità, permette di misurare le variazioni dell'effetto dell'indennità di mobilità con la classe di età di appartenenza del lavoratore<sup>7</sup>.

#### 3.3. Risultati

Per quanto riguarda il modello ad uscita singola in tutti i casi risulta esservi una dipendenza negativa del rischio dalla durata di permanenza in lista. Il rischio tende a crescere all'aumentare del carico familiare per gli uomini e a diminuire per le donne, a conferma della separazione dei due sessi in famiglia rispettivamente nel lavoro di mercato e nel lavoro domestico. Il rischio cresce anche all'abbassarsi dell'età del lavoratore e col non usufruire dell'indennità, la quale riduce la probabilità di rioccupazione soprattutto per i più vecchi e per le donne. Infine, nella disaggregazione per provincia di residenza, il rischio risulta essere inferiore per i residenti a Milano ("fattore Milano"). Per quanto riguarda il modello ad uscite multiple, che conferma i risultati ottenuti con quello più semplice relativamente all'uscita per avviamento, c'è l'evidenza di una relazione positiva tra la durata di permanenza in lista e la probabilità di cancellazione. Specularmente a prima, l'indennità ha un effetto positivo e i carichi familiari negativo per gli uomini e positivo per le donne. L'"effetto Milano" compare anche in questo caso, quindi i milanesi mostrano un rischio più basso sia per gli avviamenti che per le cancellazioni.

---

<sup>6</sup> Si deve tenere in considerazione il fatto che ai lavoratori più anziani sono concessi periodi più lunghi di iscrizione in lista e l'analisi, invece, comprende soli tre anni. Inoltre per i lavoratori di età superiore ai 50 anni vi è la possibilità della 'mobilità lunga'.

<sup>7</sup> Detto in altre parole l'interazione fra le variabili 'diritto all'indennità' e 'classe di età' permette di misurare la variazione dell'effetto differenziale del trattamento col poter usufruire dell'indennità.



#### 4. Conclusioni

L'indennità tende a prolungare la durata di disoccupazione<sup>8</sup>, specialmente per i lavoratori delle classi di età più elevate<sup>9</sup>. Per prevenire tale effetto negativo dell'indennità sulla probabilità di reimpiego dovrebbero essere attivate delle adeguate misure di controllo dell'effettiva azione di ricerca e/o accettazione delle offerte di lavoro da parte dei lavoratori in mobilità e della loro estraneità al mercato del lavoro nero. Per quanto riguarda il "fattore Milano", esso potrebbe essere dovuto al fatto che l'età media dei lavoratori è più elevata a Milano che nel resto della regione e vi è una forte presenza di iscritti ultra cinquantenni con diritto al sussidio. Si ipotizza anche un possibile *mismatch* tra le richieste della domanda e le caratteristiche dell'offerta nelle Liste ed una scarsa propensione dei lavoratori milanesi alla mobilità territoriale.

---

<sup>8</sup> L'effetto indennità è negativo.

<sup>9</sup> L'effetto differenziale del trattamento è negativo per coloro che possiedono l'indennità.

**Brunello G. e R. Miniaci (1997), "Benefit transfers in Italy: an empirical study of mobility lists in the Milan area", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 59, pp. 329-347.**

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** regione Lombardia.

1.2. **Periodo:** ottobre 1992<sup>10</sup> ÷ maggio 1995.

1.3. **Fonte/i:** archivi amministrativi dell'Agenzia Regionale per l'Impiego lombarda.

1.4. **Popolazione d'interesse:** lavoratori con diritto all'indennità di età inferiore ai 50 anni, esclusi quelli coinvolti da assunzioni collettive e/o licenziati da industrie chimiche<sup>11</sup>.

1.5. **Obiettivi:** verifica dell'effetto, a priori incerto, sulla probabilità di rioccupazione dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista e riscossione dell'indennità per i soggetti di età compresa tra i 40 e i 49 anni<sup>12</sup>.

## 2. Analisi descrittiva

2.1. **Variabili utilizzate:** sesso, classe di età, provincia di residenza, numero di persone a carico, qualifica professionale, settore di attività economica dell'impresa di provenienza, durata di permanenza in lista, condizione rispetto alla lista alla data del 31 maggio 1995.

2.2. **Campione:** 23.111 soggetti, il 58% dei quali di età inferiore ai 40 anni.

2.3. **Distribuzioni considerate:** distribuzione dello stato dei lavoratori nella lista per sesso, classe di età e qualifica professionale.

### 2.4. Evidenze salienti

Le donne presentano sia meno assunzioni a tempo indeterminato che più cancellazioni degli uomini; lo stesso dicasi per le qualifiche operaie più basse rispetto a quelle specializzate. La frequenza relativa di assunzioni a tempo indeterminato aumenta significativamente all'abbassarsi dell'età.

## 3. Analisi econometrica

### 3.1. Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza

Si effettua un primo confronto fra i lavoratori con meno di 40 anni e quelli di età compresa tra 40 e 49 anni guardando alla stima di Kaplan-Meier della funzione di sopravvivenza per ciascun gruppo. La probabilità di sopravvivenza decresce molto più rapidamente per i lavoratori giovani. Questo è dovuto alla combinazione dell'effetto *pure age*<sup>13</sup> (cioè gli individui più giovani hanno un salario di riserva più basso e maggiori offerte di lavoro

---

<sup>10</sup> La qualità dei dati amministrativi è notevolmente migliorata dopo l'estate del 1992, quando è stata attivata una procedura abbastanza omogenea di raccolta delle informazioni.

<sup>11</sup> I lavoratori licenziati da imprese chimiche sono sottoposti ad un trattamento diverso rispetto agli altri.

<sup>12</sup> Si vuole verificare l'effetto differenziale del trattamento nella popolazione degli indennizzati.

<sup>13</sup> Effetto età.

rispetto agli altri indipendentemente dalla politica) e dell'effetto *entitlement*<sup>14</sup> (cioè il poter percepire più a lungo il sussidio scoraggia la ricerca di lavoro da parte dei più anziani e li rende più selettivi).

### 3.2. Modello/i per la valutazione

Per discriminare l'effetto *entitlement* dall'effetto *pure age* si stima un modello a rischi proporzionali nella forma semi-parametrica<sup>15</sup> con funzione di rischio costante a tratti ed intervalli mensili. Allo scopo di controllare l'effetto *pure age* si usano due metodi alternativi: col primo si include tra le variabili esplicative un polinomio del quarto ordine nell'età, col secondo si considera un sottogruppo di lavoratori il più possibile omogeneo rispetto all'età e cioè solo coloro che hanno tra 39 e 41 anni. Come variabili esplicative vi sono il sesso, la qualifica professionale, il settore di provenienza, il numero di persone a carico e, ovviamente, la classe di età, per poter identificare l'effetto *entitlement*. I due modelli vengono stimati nel campione complessivo e in sotto-campioni di soggetti selezionati in base al sesso, alla qualifica professionale e ad entrambi.

### 3.3. Risultati

Le stime dei parametri con i due metodi danno risultati concordi. Nel campione complessivo gli uomini hanno un rischio significativamente superiore a quello delle donne, lo stesso vale per gli individui che hanno più persone a carico. L'effetto *entitlement* risulta significativo: data l'età, la probabilità condizionata di uscire dallo stato di disoccupazione è maggiore per i più giovani. Per quanto riguarda la disaggregazione per qualifica professionale, l'effetto *entitlement* risulta significativo solo per gli operai e all'interno di questo gruppo non è significativo per quelli specializzati. Per quanto riguarda, invece, la disaggregazione per genere, vi sono due differenze principali tra i sessi: il numero di persone a carico accresce il rischio per gli uomini e lo riduce per le donne, che più usualmente sono impegnate nel lavoro domestico, e l'effetto *entitlement* non è significativo per gli uomini. Quest'ultima differenza è più pronunciata tra gli impiegati che tra gli operai, per i secondi, infatti, l'effetto *entitlement* è negativo per entrambi i sessi.

## 4. Conclusioni

Risulta che, condizionatamente all'età, offrire ai lavoratori più anziani un anno addizionale di benefici riduce la loro probabilità di rioccupazione, specialmente per le donne. Quindi, con i dati considerati, gli effetti negativi di un trattamento più favorevole per i lavoratori più anziani, dovuti ad un salario di riserva maggiore, prevalgono sugli effetti positivi, prodotti da trasferimenti potenzialmente superiori alle imprese, dal lato della domanda. Se la politica avesse semplicemente l'obiettivo di proteggere i lavoratori più anziani accrescendone la probabilità di reimpiego a tempo indeterminato, essa dovrebbe essere ridisegnata riducendo l'entità del sussidio o accorciando la durata addizionale del diritto.

---

<sup>14</sup> Effetto differenziale del trattamento.

<sup>15</sup> Si considera la forma semi-parametrica allo scopo di attenuare gli effetti sui risultati dovuti alla presenza di una possibile eterogeneità non osservabile.

**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 G. Brunello (a cura di), *L’impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Edizioni Scientifiche italiane, Firenze, 1997.**

## **1. Ambito e scopo della valutazione**

1.1. **Area geografica:** provincia di Trento e regione Veneto.

1.2. **Periodo:** 1 gennaio 1993 ÷ 31 dicembre 1993<sup>16</sup>.

1.3. **Fonte/i:** archivi amministrativi dell’Agenzia del Lavoro di Trento e dell’Agenzia per l’Impiego del Veneto.

### **1.4. Popolazione d’interesse**

Si considerano, separatamente per le suddette aree, i lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento<sup>17</sup>. Nell’analisi econometrica vengono esclusi i soggetti coinvolti da assunzioni in blocco.

### **1.5. Obiettivi**

Il lavoro, che ha carattere esclusivamente esplorativo, ha lo scopo di valutare l’impatto delle caratteristiche osservabili dei soggetti e del tempo trascorso in lista sulla probabilità di rioccupazione e di determinare, fissate le caratteristiche di un particolare individuo, la durata attesa di permanenza in lista.

## **2. Analisi descrittiva**

### **2.1. Variabili utilizzate**

Per entrambe le aree considerate sono disponibili le variabili: sesso, età, settore e qualifica dell’ultimo impiego, durata di permanenza in lista, godimento o meno dell’indennità, condizione rispetto alla lista alla data del 31 dicembre 1993. Per la provincia di Trento sono noti anche lo stato civile, il titolo di studio, la provenienza o meno dalla cassa integrazione guadagni (CIG) oppure dalla disoccupazione speciale e per la regione Veneto la provincia di residenza.

### **2.2. Campione**

Il campione è costituito da 691 soggetti per la provincia di Trento e 951 soggetti per la regione Veneto<sup>18</sup>. La maggior parte di essi è costituita da operai e proviene dal settore industriale. In entrambe le aree prevalgono gli uomini e la classe di età “30-49 anni”, anche se il Veneto è caratterizzato da un peso piuttosto rilevante della componente femminile (48% contro 39%), la quale interessa soprattutto le più giovani. A differenza del Veneto, a Trento prevalgono gli operai maschi più anziani del settore manifatturiero tra coloro che percepiscono l’indennità.

---

<sup>16</sup> Gli autori hanno scelto di esaminare un solo anno per cercare di mantenere invariate sia le caratteristiche dei lavoratori interessati che le condizioni del mercato del lavoro in cui essi sono venuti ad operare. Inoltre nel periodo di un anno vi è un numero sufficiente di avviamenti a tempo indeterminato e nel contempo un numero ridotto di cancellazioni per decorrenza del tempo concesso di iscrizione in lista.

<sup>17</sup> Per la regione Veneto l’universo di riferimento è stato ridotto ad un campione di 1000 soggetti, stratificato in base al sesso, all’età e alla provincia di residenza.

<sup>18</sup> Sono stati considerati gli individui per i quali la qualità dell’informazione è sufficientemente accurata.

2.3. **Distribuzioni considerate**: distribuzione della durata di permanenza in lista per condizione lavorativa<sup>19</sup> e per condizione lavorativa e sesso.

#### 2.4. **Evidenze salienti**

Relativamente alla provincia di Trento si ha una prima importante indicazione: mentre per gli uomini aumenta progressivamente il rischio di permanere in lista, se dopo l'iscrizione non segue un avviamento in tempi brevi, per le donne la probabilità di reimpiego cresce con la durata del periodo di mobilità. Per quanto riguarda, invece, la regione Veneto, non sembrano esserci differenze rilevanti tra i due sessi.

### 3. **Analisi econometrica**

#### 3.1. **Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza**

Si calcola la funzione empirica di sopravvivenza separatamente per i maschi e per le femmine. Dopo un anno i tassi di sopravvivenza per i due sessi risultano simili in Veneto e in Trentino, ma nella provincia di Trento, a conferma di quanto ottenuto nell'analisi descrittiva, la probabilità di rioccupazione sembra aumentare nel corso del tempo per le donne e ridursi invece per gli uomini.

#### 3.2. **Modello/i per la valutazione**

Per valutare l'impatto delle caratteristiche osservabili degli individui e della durata di permanenza in lista ci si serve di un modello a rischi proporzionali con rischio di base specificato sia nella forma parametrica di Weibull che nella forma semi-parametrica con funzione di rischio costante a tratti ed intervalli mensili. Quest'ultimo viene stimato per cercare di attenuare gli effetti dovuti alla presenza di una possibile eterogeneità non osservabile. Poiché spesso le aziende fanno un uso improprio dell'istituto di mobilità licenziando un lavoratore per poi assumerlo con un'altra denominazione al solo scopo di poter usufruire del bonus, i due modelli vengono stimati anche condizionatamente alle sole durate superiori ad un mese. L'analisi viene effettuata separatamente per gli uomini e per le donne, distinguendo pure coloro che non provengono dalla cassa integrazione guadagni (CIG), e viene infine differenziata per settore economico. Per la provincia di Trento come variabili esplicative sono considerate l'età, lo stato civile, il titolo di studio, il settore e la qualifica dell'ultimo impiego, la provenienza dalla CIG (o dalla disoccupazione speciale) e il diritto all'indennità. Per il Veneto non si hanno informazioni circa lo stato civile, il grado di istruzione e la provenienza dalla CIG, ma si conosce la provincia di residenza, la quale può essere considerata una buona *proxy* delle condizioni economiche dell'ambiente in cui l'individuo si trova ad operare.

#### 3.3. **Risultati**

In entrambi i casi considerati il modello semi-parametrico fornisce stime analoghe a quelle che si ottengono con la parametrizzazione di Weibull, per cui per la stima della durata attesa di permanenza in lista ci si serve di quest'ultimo. Tale durata attesa viene calcolata in riferimento a differenti modalità delle variabili esplicative e risulta un'evidente diversità a seconda delle caratteristiche individuali del soggetto considerato e dell'ambiente in cui agisce. In generale vi è una dipendenza negativa della funzione di rischio dall'età del lavoratore al momento dell'iscrizione in lista. L'essere coniugato diminuisce la probabilità di rimanere in mobilità per gli uomini e la accresce per le donne<sup>20</sup>. Per quanto riguarda il settore di provenienza e la qualifica, questi non sembrano avere particolari effetti sulla

---

<sup>19</sup> Per condizione lavorativa s'intende lo stato nella lista alla data del 31 dicembre 1993.

<sup>20</sup> Questo è vero solo per la provincia di Trento visto che non si dispone della variabile 'stato civile' per il Veneto.

probabilità di reimpiego, eccetto per gli operai maschi del settore dei servizi, che risultano favoriti, e per le impiegate venete nell'industria, che sono invece sfavorite rispetto alle operaie. Il poter usufruire dell'indennità riduce in modo consistente le *chances* di rioccupazione sia per gli uomini che per le donne di Trento; non è così in Veneto dove il sussidio, pur mantenendo un effetto di segno negativo, non risulta essere significativo, ad eccezione del settore manifatturiero. Anche il fatto di provenire da una precedente esperienza di disoccupazione e inattività, quale la CIG o la disoccupazione speciale, influenza negativamente la probabilità di avviamento. Infine, a conferma di quanto già ottenuto nell'analisi precedente, la funzione di rischio cresce con la durata di permanenza in lista per le donne di Trento; per gli uomini e relativamente al Veneto, invece, il tempo già trascorso in lista risulta non significativo, ad eccezione del settore manifatturiero per le durate superiori a trenta giorni, dove le possibilità di ottenere una nuova occupazione si riducono col tempo.

#### 4. Conclusioni

Gli effetti dell'iscrizione in lista sulla probabilità di rioccupazione dipendono da molteplici fattori che riguardano le caratteristiche sia dell'individuo (dell'offerta di lavoro) che della domanda e dell'ambiente in cui egli viene ad operare, nonché quelle proprie dell'istituto di mobilità. Dal lato della domanda, essa tende a discriminare i lavoratori più anziani e con un periodo più lungo di permanenza in lista, segnale di una ridotta produttività, e la manodopera meno qualificata. Per quanto riguarda il mercato del lavoro, più esso è dinamico e specializzato, maggiori possibilità di reimpiego sono offerte ai lavoratori, attenuando la discriminazione tra i sessi. Infine, un elemento passivo di politica del lavoro, quale il poter percepire un sussidio, non sembra produrre un effetto significativamente negativo sulle *chances* di reinserimento nel lavoro, eccetto nel caso di Trento dove a percepire l'indennità sono soprattutto gli operai anziani del settore manifatturiero i quali, oltre a beneficiare di periodi più lunghi di permanenza in lista, hanno la possibilità di essere comunque occupati in lavori socialmente utili alla scadenza dell'iscrizione.

Caroleo F., Clarizia P., Di Monte P., O' Higgins N. (1997), "Liste di (im)mobilità? L'impatto della legge 223 sulla probabilità di rioccupazione. Studio di un caso: la Campania", in Borzaga C. e G. Brunello (a cura di), *L'impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Firenze, Esi.

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** regione Campania.

1.2. **Periodo:** 11 agosto 1991 ÷ 31 dicembre 1994.

1.3. **Fonte/i:** archivi amministrativi dell'Agenzia Regionale per l'Impiego e dell'Ufficio Regionale del Lavoro e della Massima Occupazione.

1.4. **Popolazione d'interesse:** universo dei lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento (il gruppo di esposti considerato nella valutazione d'impatto si riferisce, però, ai soli individui entrati in mobilità nei primi sei mesi dalla data di introduzione della legge 223/91, quindi non comprende coloro che sono stati iscritti mediante la legge 236/93).

### 1.5. Obiettivi

Lo scopo del lavoro è quello di effettuare una valutazione d'impatto della legge 223 sulla probabilità di rioccupazione e sulla durata di disoccupazione in Campania. In particolare gli autori vogliono sottolineare come gli effetti di una stessa istituzione possano variare a seconda del contesto in cui essa viene applicata, in questo caso la Campania in contrapposizione alle altre regioni italiane, e confrontare i disoccupati iscritti nelle Liste di mobilità con quelli iscritti nelle liste di disoccupazione ordinaria.

## 2. Analisi descrittiva

2.1. **Variabili utilizzate:** sesso, età al momento dell'ingresso in lista, classe di età<sup>21</sup>, titolo di studio, numero di persone a carico, qualifica professionale, settore di attività economica dell'impresa di provenienza, tasso di avviamento della circoscrizione di appartenenza<sup>22</sup>, indicatore di occupazione alla data dell'11 febbraio '94<sup>23</sup>, durata di permanenza in lista, titolo giuridico di inserimento in lista<sup>24</sup>, condizione rispetto alla lista alla data del 31 dicembre '94<sup>25</sup>.

---

<sup>21</sup> La variabile 'classe di età' qui definita è diversa da quella incontrata finora: il primo gruppo di età comprende gli individui al di sotto dei 32 anni, il secondo quelli di età compresa tra 32 e 50 anni e il terzo quelli con più di 50 anni. Si effettua questa distinzione per tenere conto del fatto che gli iscritti alle liste di collocamento ordinario con meno di 32 anni possono essere avviati con contratti di formazione lavoro. Questi, assieme ai disoccupati con oltre due anni di iscrizione, sono gli unici, nelle liste di collocamento ordinario, ad essere oggetto di politica.

<sup>22</sup> Il tasso di avviamento circoscrizionale è una buona *proxy* delle condizioni del mercato del lavoro locale.

<sup>23</sup> Variabile *dummy* che assume valore 1 se alla data dell'11 febbraio '94 l'individuo ha trovato lavoro e 0 altrimenti.

<sup>24</sup> Il titolo giuridico di inserimento in lista indica in base a quale articolo di legge il lavoratore è stato iscritto alle Liste di mobilità: il lavoratore proviene dalla CIG, dalla disoccupazione speciale o da un licenziamento collettivo? Ha diritto o meno all'indennità?

<sup>25</sup> Non viene utilizzata la variabile relativa all'indennità perché il gruppo degli esposti nella valutazione d'impatto comprende solo soggetti iscritti alle Liste mediante la legge 223/91. Inoltre nella popolazione complessiva di riferimento soltanto lo 0,4% dei lavoratori non percepisce il sussidio.

## 2.2. Campione

Si considerano 47.753 lavoratori dei quali emerge una scarsa appetibilità dovuta a bassi livelli di qualificazione e istruzione, spesso addirittura assente, ad un'età non più giovanissima e alla provenienza da lunghi periodi di disoccupazione ed inattività (CIG e disoccupazione speciale). Lo stock dei lavoratori in mobilità in Campania, la regione con il più alto tasso di disoccupazione ed il più basso tasso di occupazione, è uno dei maggiori del Paese e, a differenza delle regioni del Centro-Nord, prevale la componente maschile (pari al 75,4%), in crescita rispetto al passato.

## 3. Analisi econometrica

### 3.1. Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza<sup>26</sup>

La funzione di sopravvivenza viene dapprima stimata nel campione complessivo: dopo tre anni la probabilità di essere ancora in lista è poco più del 93%. Questa probabilità è molto superiore a quella di altre regioni italiane, come ad esempio il Veneto e il Trentino Alto Adige dove essa raggiunge i 60 punti percentuali dopo solo un anno. La funzione di rischio corrispondente mostra una dipendenza negativa dalla durata e dei picchi dovuti presumibilmente all'operare dell'effetto del sussidio che è a scalare e a termine. Lo stimatore di Kaplan-Meier viene poi calcolato per sotto-gruppi di lavoratori selezionati in base al sesso, alla procedura che li ha posti in mobilità, al titolo di studio, all'età e al settore di provenienza. Risultano sfavoriti coloro che provengono dalla CIG, le donne, i più anziani e i meno istruiti. Risultano invece avvantaggiati i lavoratori provenienti dai servizi e dall'edilizia, settori che ricoprono la quota prevalente della domanda di lavoro regionale.

### 3.2. Modello/i per la valutazione

Allo scopo di valutare l'impatto della legge 223 sulla probabilità di rioccupazione si confrontano gli iscritti nelle Liste di mobilità con gli iscritti nelle liste di disoccupazione ordinaria. Più precisamente il gruppo degli esposti è rappresentato dai lavoratori messi in mobilità nei primi sei mesi dall'entrata in vigore della legge 223. Il gruppo di controllo, invece, è costituito dagli individui iscritti alle liste di disoccupazione ordinaria nello stesso intervallo di tempo. Si osservano tali gruppi dopo più di due anni, nel febbraio '94. Per entrambi sono disponibili informazioni sull'età, il sesso, il titolo di studio e il settore di provenienza. Il sotto-campione considerato degli iscritti in mobilità si differenzia da quello complessivo per la mancanza di lavoratori provenienti dalla disoccupazione speciale<sup>27</sup> e da quello dei non esposti per un'età media superiore, un livello medio di istruzione inferiore ed una prevalenza di soggetti del settore metalmeccanico piuttosto che dei servizi. Per valutare l'effetto della partecipazione alla lista di mobilità sulla probabilità di essere rioccupato si stima un modello *Switching Bivariate Probit*, il quale, a differenza del più semplice modello probit univariato, permette di controllare il *selection bias* e di stimare effetti diversi a seconda delle caratteristiche individuali considerate. Come variabili esplicative troviamo il sesso, la classe di età, il numero di persone a carico, la qualifica, il settore, il tasso di avviamento circoscrizionale e la provenienza o meno dalla CIG.

### 3.3. Risultati

L'impatto della partecipazione alla lista di mobilità, qualora risulti positivo, non lo è mai in modo significativo (anche considerando individui "tipo" diversi), mentre in alcuni casi, e

---

<sup>26</sup> E' utile ricordare che non vi sono stati casi di cancellazione dalla lista per decorrenza dei termini poiché le scadenze sono state soggette a proroghe. Quindi le permanenze incomplete riguardano solo gli individui ancora in lista alla data del 31 dicembre '94.

<sup>27</sup> La disoccupazione speciale è stata ammessa al trattamento della mobilità con la legge 236 del 1993.



soprattutto per coloro che provengono dalla CIG, esso è nettamente negativo. Come già visto nell'analisi di durata, sono favoriti coloro che provengono dall'edilizia e dai servizi (in particolare il turismo). La qualifica si rivela ininfluyente per gli iscritti alle liste di disoccupazione ordinaria, non è invece così per gli iscritti alle Liste di mobilità, per i quali una qualifica superiore è vantaggiosa. La domanda locale, infine, ha un effetto positivo per entrambi i gruppi, anche se molto meno per quello degli esposti.

#### 4. Conclusioni

L'appartenenza alle Liste di mobilità è vista come un segnale avverso di scarsa qualità e produttività da parte delle imprese che assumono, le quali preferiscono gli iscritti alle liste di disoccupazione ordinaria. Tutto ciò è provato dal fatto che condizioni favorevoli della domanda di lavoro locale hanno un'influenza minore sulla probabilità di rioccupazione per i lavoratori in mobilità. Il mercato del lavoro campano è essenzialmente caratterizzato da una domanda di lavoro ciclica che interessa i settori ad alta stagionalità come il turismo e l'edilizia. Questo tipo di domanda coinvolge soprattutto gli iscritti alle liste ordinarie, per i quali si osservano periodi di disoccupazione inferiori all'anno che si alternano a periodi di occupazione. Alla precarietà di tali lavori stagionali si preferisce un sicuro posto nelle Liste di mobilità, quindi si produce una rigidità anche da parte dell'offerta. A ciò si sommano le caratteristiche stesse dei lavoratori in mobilità che, scoraggiati da un lungo periodo di inattività, riducono la ricerca di lavoro e imparano a convivere con il proprio *status* di disoccupati considerandolo normale. Di conseguenza col tempo vi è una perdita di capacità professionale di questi individui che, come già detto, vengono ad essere scartati, in quanto iscritti alle Liste di mobilità, dalla richiesta di lavoro delle imprese. Perciò in Campania l'istituto della mobilità risulta essere del tutto inadeguato: i trasferimenti economici non hanno alcun effetto non solo dal lato della domanda, ma anche dal lato dell'offerta, dove si alimenta una sorta di inerzia. Solo con l'attuazione di opportuni strumenti di politica attiva vi potrebbe essere una svolta.

**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 dell’Impiego del Veneto (a cura di), *Il mercato del lavoro veneto. Tendenze e politiche. Rapporto 1998*, Franco Angeli, Milano.**

## **1. Ambito e scopo della valutazione**

1.1. **Area geografica:** regione Veneto.

1.2. **Periodo:** 11 agosto 1991 ÷ 17 settembre 1997.

1.3. **Fonte/i:** archivi amministrativi dell’Agenzia Regionale per l’Impiego veneta.

1.4. **Popolazione d’interesse:** universo dei lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento.

### **1.5. Obiettivi**

Lo studio, un monitoraggio piuttosto che una valutazione, ha l’obiettivo di mostrare le principali evidenze contenute nei dati circa gli effetti dell’istituto della mobilità. In particolare gli autori, nell’impossibilità di confrontare gli esposti alla politica con un adeguato gruppo di controllo, sfruttano la variabilità dei benefici da essa offerti con l’età ed esaminano le differenze tra i lavoratori più giovani e quelli meno giovani<sup>28</sup>, che hanno diritto ad un periodo più lungo di iscrizione in lista.

## **2. Analisi descrittiva**

2.1. **Variabili utilizzate:** sesso, classe di età, provincia di residenza, titolo di studio, qualifica professionale, settore di attività economica dell’impresa di provenienza, durata di permanenza in lista, godimento o meno dell’indennità, condizione rispetto alla lista alla data del 17 settembre 1997.

### **2.2. Campione**

La popolazione oggetto di studio è costituita da 47.321 soggetti, in prevalenza donne (54%), le quali appartengono soprattutto alla classe di età più giovane (77%). Tra gli uomini, invece, è più alta la quota di individui fra 40 e 49 anni (23% contro 17%) e con 50 anni e più (28% contro 6%).

2.3. **Distribuzioni considerate:** distribuzione delle durate di permanenza in lista dei lavoratori avviati condizionatamente alla coppia di variabili ‘classe di età’ e ‘godimento dell’indennità’.

### **2.4. Evidenze salienti**

Sia per gli indennizzati che per i non indennizzati le tre distribuzioni per classe di età mostrano un picco in corrispondenza rispettivamente del primo, del secondo e del terzo anno. La tendenza a permanere in lista per la durata massima ammessa è un comportamento comprensibile per i lavoratori che percepiscono il sussidio; per gli altri, invece, questo si spiega col fatto che le aziende possono assumerli a tempo determinato per un periodo complessivo pari a quello massimo loro concesso in lista beneficiando degli sgravi fiscali.

---

<sup>28</sup> L’effetto differenziale del trattamento.

Condizionatamente alla riscossione dell'indennità, risalta anche un picco in corrispondenza del primo anno per tutte le classi di età ed un picco in corrispondenza rispettivamente del secondo e del terzo anno per le prima e la seconda classe d'età. Il primo è dovuto al fatto che le aziende spesso assumono il lavoratore con indennità non appena iscritto in lista (bonus maggiore) inizialmente con un contratto a tempo determinato di un anno per poter godere di maggiori tagli nei contributi fiscali. Il secondo, invece, è dovuto alla collusione del comportamento di massimizzazione dei benefici di entrambe le parti: il lavoratore, che rimane in lista il più possibile, e l'impresa, che lo assume prima con un contratto a tempo determinato di un anno. Infine, i lavoratori che sono privi del sussidio presentano una proporzione di durate brevi notevolmente superiore a quella degli altri, segnalando, quindi, un impatto negativo dell'indennità.

### 3. Analisi econometrica

#### 3.1. Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza

Si stima la funzione di sopravvivenza nel campione complessivo e in sottogruppi di lavoratori selezionati inizialmente sulla base di un'unica variabile (il sesso, la classe di età e il diritto o meno all'indennità) e poi di una coppia di variabili (il sesso e l'età, l'età e il diritto all'indennità, il diritto all'indennità e il sesso). Si nota innanzitutto un *effetto indennità*, nel senso che gli indennizzati presentano una minore probabilità di rioccupazione, soprattutto per le durate più lunghe, e un *effetto età*, cioè gli anziani sono sfavoriti rispetto ai più giovani. Uomini e donne nel complesso non presentano differenze (quelle più marcate le troviamo per le classi di età più avanzate); vi sono invece differenze all'interno dello stesso sesso solo per gli uomini a seconda della riscossione o meno del sussidio, ad indicare un più forte impatto negativo dell'indennità tra gli uomini che non tra le donne. Infine si nota che l'*effetto indennità* è particolarmente intenso per i lavoratori con più di 49 anni, mentre non è vistoso per la classe di età intermedia ed addirittura inesistente nel gruppo di lavoratori con meno di 40 anni, per i quali l'effetto positivo del sussidio prevale su quello negativo.

#### 3.2. Modello/i per la valutazione

Si stima un modello a rischi proporzionali, con funzione di rischio di base di Weibull e con variabili esplicative il sesso, l'età, il titolo di studio, la provincia di residenza, il settore di attività economica dell'impresa di provenienza, la qualifica professionale e il diritto o meno all'indennità. Esso viene stimato sia sull'intero campione che su convenienti sottogruppi, risultati da stratificazioni alternativamente in base al sesso, la classe di età, il godimento o meno dell'indennità, la provincia di residenza e il settore di provenienza.

#### 3.3. Risultati

Si osserva, innanzitutto, una dipendenza negativa dalla durata di permanenza in lista. Per quanto riguarda le caratteristiche dei lavoratori, le donne sono svantaggiate rispetto agli uomini, e l'aver un livello di istruzione medio-basso e l'essere operaio favorisce la probabilità di ottenere una nuova occupazione. Sono favoriti, inoltre, i lavoratori che provengono dal settore dell'edilizia e risiedono nelle province di Belluno e Treviso. Per quanto riguarda, infine, le caratteristiche istituzionali della mobilità si conferma quanto detto nell'analisi non parametrica circa l'*effetto indennità*, l'*effetto età* e la loro combinazione.

#### 4. Conclusioni

Prevale l'effetto negativo dell'indennità, che viene ad essere un 'sussidio di disoccupazione', nel ridurre le *chances* di rioccupazione per i lavoratori ultra quarantenni e soprattutto con 50 anni e più. Per i lavoratori con meno di 40 anni, invece, l'indennità agisce come uno strumento di politica attiva del lavoro, favorendo le probabilità di uscita dalla lista. Ciò è dovuto al concorso di vari fattori, come ad esempio la preferenza delle imprese ad assumere personale giovane, e, in particolare, all'articolazione stessa dei benefici previsti dall'istituto di mobilità, i quali risultano essere maggiori per i lavoratori più anziani, che possono godere più a lungo dell'indennità e servirsi della 'mobilità lunga', scoraggiandone la ricerca di lavoro.

**Caruso E. (2001), “Durata della disoccupazione e probabilità di reimpiego in presenza di incentivi all’assunzione: l’evidenza empirica della lista di mobilità della regione Umbria”, *Politica Economica*, vol. 17 (n. 1): pp. 73-95.**

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** regione Umbria.

1.2. **Periodo:** 1 gennaio 1995 ÷ 31 dicembre 1998<sup>29</sup>.

1.3. **Fonte/i:** archivi amministrativi dell’Agenzia per l’Impiego dell’Umbria.

1.4. **Popolazione d’interesse:** universo dei lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento.

### 1.5. Obiettivi

Lo scopo del lavoro è quello di valutare l’effetto sulla probabilità di rioccupazione sia delle caratteristiche istituzionali della mobilità che delle caratteristiche individuali e professionali dei lavoratori da essa coinvolti. In particolare l’autrice vuole studiare le diversità tra beneficiari e non beneficiari dell’indennità di mobilità e tra gli iscritti al variare dell’età<sup>30</sup>.

## 2. Analisi descrittiva

2.1. **Variabili utilizzate:** sesso, età al momento dell’uscita dalla lista, classe di età (al momento dell’iscrizione), numero di persone a carico, qualifica professionale, settore di provenienza, durata di permanenza nella lista, godimento o meno dell’indennità, condizione rispetto alla lista alla data del 31 dicembre ‘98.

2.2. **Campione:** 12.073 soggetti, in prevalenza indennizzati (66%) e di sesso maschile (54%).

2.3. **Distribuzioni considerate:** distribuzione dei transitati per stato nella lista, classe di età e diritto all’indennità, e per stato nella lista e sesso.

### 2.4. Evidenze salienti

I lavoratori senza indennità di mobilità presentano un tasso di assunzione a tempo pieno e indeterminato superiore rispetto ai lavoratori indennizzati e in particolare i lavoratori più anziani con diritto al sussidio hanno il più basso tasso di assunzione e il più alto tasso di cancellazione. Le donne presentano un tasso di assunzione permanente notevolmente inferiore a quello degli uomini.

---

<sup>29</sup> L’autrice ha scelto tale periodo per escludere dalla propria analisi soggetti coinvolti da avviamenti in blocco, infatti con la legge 451 del 1994 è stato vietato l’utilizzo delle liste di mobilità nel caso di ristrutturazione di gruppi industriali o di variazioni della ragione sociale.

<sup>30</sup> L’autrice vuole stimare l’effetto indennità e l’effetto differenziale del trattamento.

### 3. Analisi econometrica

#### 3.1. Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza

Si stima la funzione di sopravvivenza per *diritto di permanenza in lista*<sup>31</sup> e la funzione di rischio rispettivamente per *tipologia di lista*<sup>32</sup> e sesso. Queste funzioni empiriche confermano i risultati che si ottengono dalla stima del modello di durata.

#### 3.2. Modello/i per la valutazione

Si stima un modello a rischi proporzionali con specificazione della durata sia tramite la distribuzione Weibull che tramite la distribuzione log-logistica e con variabili esplicative l'età al momento dell'uscita dalla lista, il numero di persone a carico, il diritto all'indennità, il sesso, la classe di età, la qualifica e il settore di provenienza dapprima nel campione complessivo e poi rispettivamente per tipologia di lista e sesso.

#### 3.3. Risultati

Risulta esservi la combinazione di un *effetto età* e di un *effetto durata del diritto alla tutela*<sup>33</sup>, nel senso che i lavoratori giovani presentano una maggiore probabilità di rioccupazione sia perché favoriti rispetto ai più vecchi nelle assunzioni da parte delle imprese considerato il loro minore salario di riserva (*effetto età*) sia perché caratterizzati da una minore durata del diritto a permanere in lista che li induce ad accelerare le uscite dallo stato di disoccupazione (*effetto durata del diritto alla tutela*). Anche il poter usufruire del sussidio e il fatto di essere donna influenzano negativamente la probabilità di rioccupazione. Il modello log-logistico indica un andamento non monotono della funzione di rischio che è inizialmente crescente e poi decrescente. Questo conferma l'evidenza empirica che i lavoratori, specie se indennizzati, tendono ad accelerare le proprie uscite in prossimità della scadenza del tempo concesso in lista. Dalla disaggregazione per tipologia di lista la durata del diritto non risulta significativa per i lavoratori senza prestazione di mobilità. Essi, disponendo per un breve periodo di tempo del modesto sussidio ordinario di disoccupazione, hanno un salario di riserva inferiore a quello degli indennizzati (che, come abbiamo visto, presentano un minore tasso di assunzione permanente), il quale non viene a dipendere dal tempo concesso in lista sulla base dell'età anagrafica al momento dell'iscrizione. Mentre i non indennizzati presentano una funzione di rischio decrescente, tale per cui cioè la probabilità di rioccupazione diminuisce col tempo trascorso in lista, per coloro che possono usufruire del sussidio il modello log-logistico indica un andamento del tipo già descritto. Questo infatti, nel campione complessivo, è dovuto alla prevalenza di individui con diritto all'indennità. Infine dalla disaggregazione per genere si nota che maggiori carichi familiari aumentano il rischio per gli uomini, ma lo riducono per le donne. Ciò riflette molto chiaramente la divisione tra i due sessi nel lavoro domestico e di mercato con evidente specializzazione delle donne nel primo tipo di occupazione.

### 4. Conclusioni

Il risultato rilevante emerso dall'analisi è l'effetto negativo prodotto dall'indennità, il quale è tanto più forte quanto maggiore è la durata del tempo concesso in lista. Esso viene ad associarsi all'effetto negativo dell'età, nel senso che coloro che hanno diritto a poter godere più a lungo dell'indennità sono caratterizzati da una minore probabilità di reimpiego sia perché discriminati dalle aziende in base all'età, nonostante il bonus più consistente che essi apportano, sia perché

---

<sup>31</sup> Per classe di età di appartenenza.

<sup>32</sup> Per diritto o meno all'indennità.

<sup>33</sup> Effetto differenziale del trattamento.

più selettivi nei confronti delle offerte di lavoro avendo un salario di riserva superiore. L'autrice afferma che per poter effettivamente favorire il rientro nel mondo del lavoro dei disoccupati in mobilità più che ridurre l'entità degli aiuti economici ad essi offerti, si dovrebbe ridurre la durata di tali concessioni.

**Paggiaro A. e U. Trivellato (2002), “Assessing the effects of the ‘Mobility Lists’ programme by flexible duration models”, *Labour*, vol. 16 (n. 2), pp. 235-266.**

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** regione Veneto.

1.2. **Periodo:** 1 gennaio 1995<sup>34</sup> ÷ 31 marzo 1999.

1.3. **Fonte/i:** archivi amministrativi dell’Agenzia Regionale per l’Impiego veneta.

1.4. **Popolazione d’interesse:** universo dei lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento (nella stima del modello per la valutazione vengono esclusi i soggetti da 50 anni in su e si considerano separatamente gli iscritti alle liste in base alla legge 223/91 e alla legge 236/93).

### 1.5. Obiettivi

Gli autori si chiedono se, *ceteris paribus*, il permettere ai lavoratori più anziani di rimanere più a lungo nelle Liste, e quindi di poter trarre maggiori benefici, accresce la loro probabilità di rioccupazione rispetto ai lavoratori più giovani. Più precisamente, data l’impossibilità di identificare un adeguato gruppo di confronto a quello degli esposti, essi si concentrano sugli effetti differenziali della politica tra i lavoratori iscritti alle Liste sfruttando la variabilità dei benefici da essa offerti con l’età, condizionatamente alla riscossione o meno del sussidio<sup>35</sup>. Esclusi i soggetti di età superiore ai 49 anni, che nella maggior parte dei casi stanno semplicemente transitando verso il ritiro dalla forza lavoro, gli autori vogliono stimare l’impatto, a priori incerto, sulle possibilità di reimpiego dell’anno aggiuntivo di permanenza in lista per coloro che hanno più di 39 anni, separatamente nei due gruppi degli aventi o meno diritto all’indennità<sup>36</sup>.

## 2. Analisi descrittiva

2.1. **Variabili utilizzate:** sesso, età, classe di età, qualifica professionale, settore di provenienza, provincia di residenza, durata di permanenza in lista, diritto all’indennità, data di iscrizione, stato corrente nella lista<sup>37</sup>.

### 2.2. Campione

Nel campione, costituito da 42.061 unità, prevalgono le donne (59%), che, a differenza degli uomini, provengono soprattutto da imprese con meno di 15 addetti (64% contro 44%),

---

<sup>34</sup> La qualità dei dati amministrativi è notevolmente migliorata dopo il 1995 in seguito ad apprezzabili progressi nella gestione dei dati, a cambiamenti nella legislazione (la legge 451 del 1994) e ad un’attenta revisione del *database* amministrativo.

<sup>35</sup> La dimensione dell’impresa di provenienza, il tipo di contratto e l’anzianità aziendale sono correlati l’uno con l’altro e con caratteristiche individuali non osservate, ed essi congiuntamente determinano l’iscrizione nelle liste e l’esposizione a diversi trattamenti del programma. Un modo ragionevole di trattare questo problema è condurre separatamente l’analisi per i lavoratori licenziati da imprese con più o meno di 15 addetti.

<sup>36</sup> In poche parole gli autori vogliono verificare l’effetto differenziale del trattamento (l’effetto durata del diritto) separatamente nel gruppo degli indennizzati e dei non indennizzati.

<sup>37</sup> Per alcuni dei 43.734 lavoratori transitati nelle Liste da gennaio 95 a marzo 99 mancano i dati relativi alle variabili ‘titolo di studio’ e ‘qualifica professionale’. Poiché quest’informazione mancante risulta essere distribuita a caso e l’istruzione è altamente correlata con la qualifica e il tipo d’impresa di provenienza, gli autori hanno deciso di trascurare la variabile ‘titolo di studio’ e limitare l’analisi ai 42.061 soggetti che presentano dati completi su tutte le altre variabili.



e i soggetti più giovani (66%), in particolare tra le donne (76% contro 51%) e tra i lavoratori provenienti da piccole aziende.

2.3. **Distribuzioni considerate:** distribuzione dello stato dei lavoratori nella lista congiuntamente per sesso, classe di età e diritto all'indennità; distribuzione delle durate complete di permanenza in lista (degli avviati e dei cancellati) per classe di età.

#### 2.4. **Evidenze salienti**

Le donne presentano un tasso di avviamento inferiore ed un tasso di cancellazione superiore a quello degli uomini. La frequenza relativa delle assunzioni si riduce notevolmente per i soggetti da 50 anni in su. La maggior parte degli episodi che si concludono con la cancellazione sono in corrispondenza delle permanenze massime concesse in lista, il che significa che non sono interrotti da lavori temporanei. Gli altri, invece, rappresentati dal picco rispettivamente al secondo e al terzo anno per le prime due classi di età, indicano contratti a tempo determinato di un anno. Le distribuzioni relative ai lavoratori assunti hanno frequenze apprezzabilmente più alte all'inizio e dopo il picco del primo anno. Questo suggerisce che la maggior parte degli assunti trova lavoro poco dopo l'iscrizione in lista sia con un contratto subito a tempo indeterminato che con un contratto inizialmente a tempo determinato di un anno.

### 3. **Analisi econometrica**

#### 3.1. **Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza**

Si confrontano le stime di Kaplan-Meier delle funzioni di sopravvivenza per vari sotto-campioni di lavoratori, selezionati in base al sesso, al diritto all'indennità e alla classe di età di appartenenza. Si nota l'andamento a gradini, in corrispondenza agli anni, delle funzioni di sopravvivenza, le quali differiscono per le tre classi di età, indicando una probabilità di rioccupazione significativamente maggiore all'abbassarsi dell'età. Questo è particolarmente evidente per le donne e per coloro che percepiscono il sussidio; invece, per i lavoratori maschi senza indennità le funzioni di sopravvivenza dei primi due gruppi di età sono abbastanza simili.

#### 3.2. **Modello/i per la valutazione**

Si stima un modello a rischi proporzionali nella forma semi-parametrica controllando l'eterogeneità non osservata con la specificazione non parametrica dei punti di massa di Heckman e Singer. Gli autori vogliono stimare il profilo del *differential treatment effect* (dell'effetto dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista per i lavoratori da 40 anni in su) nel tempo. Esso è catturato dall'interazione tra una variabile indicatrice della classe di età e il rischio di base: per ciascun intervallo di tempo in cui il rischio è costante, si stima la differenza fra il rischio dei lavoratori con età compresa tra i 40 e i 49 anni e quello dei lavoratori con età inferiore ai 40 anni, presi come gruppo di riferimento. Per controllare il *true age effect* e distinguerlo da quello dovuto al trattamento si include tra le variabili esplicative<sup>38</sup> un polinomio nell'età di grado opportuno. Come già detto, l'analisi deve essere condotta separatamente per i due gruppi di lavoratori con e senza l'indennità. Risulta, però, conveniente stratificare anche per il sesso, quindi, gli autori procedono alla ricerca di specificazione del modello su quattro sotto-popolazioni. Il modello più generale da cui partono è quello che permette strutture parametriche completamente diverse per le

---

<sup>38</sup> Come variabili esplicative per il controllo dell'eterogeneità osservata vi sono la qualifica (operaio/impiegato) nell'ultimo impiego, il settore di provenienza, l'anno di iscrizione in lista (*proxy* del ciclo) e la provincia di residenza (*proxy* delle condizioni della domanda di lavoro locale).

due classi di età considerate. Il modello finale a cui arrivano assume l'uguaglianza su tutti i parametri di eterogeneità nei due gruppi e descrive l'effetto differenziale del trattamento solo su quattro intervalli di tempo: il primo e il secondo anno<sup>39</sup> e l'ultima settimana di entrambi. Esso può essere visto come una generalizzazione delle specificazioni adottate negli studi precedenti che assumono un unico effetto differenziale medio nell'intero *spell* considerato.

### 3.3. Risultati

Dalla rappresentazione grafica del rischio di base, si vede una dipendenza negativa dalla durata sia nel primo che nel secondo anno con dei picchi in corrispondenza degli ultimi giorni di ciascuno di essi. La distinzione impiegato/operaio è significativa solo per i lavoratori maschi, per i quali essere impiegato riduce sistematicamente la probabilità di rioccupazione. I parametri associati alle altre variabili esplicative sono tutti significativi, quindi vi è una dipendenza dal settore, dalla domanda locale e dai fattori ciclici. Per quanto riguarda l'argomento d'interesse, ovvero l'effetto differenziale del trattamento nel tempo, vi è un problema di identificazione nel secondo anno, a causa dei provvedimenti stessi del programma e del piano di osservazione<sup>40</sup>, quindi si possono interpretare solo i parametri attinenti al primo anno. Relativamente al gruppo di coloro che hanno diritto all'indennità, i lavoratori più anziani, che possono godere più a lungo di sostanziali benefici, presentano una probabilità di rioccupazione significativamente minore rispetto ai loro colleghi più giovani. L'effetto differenziale del trattamento varia sensibilmente col tempo trascorso in lista: esso è uniformemente negativo, ma più elevato alla fine del primo anno, quando i lavoratori più giovani si apprestano alla cessazione dei benefici. Inoltre, il profilo dell'effetto differenziale varia col sesso: esso è negativo fin dall'inizio per le donne, mentre è ritardato alla fine del primo anno, ma allo stesso tempo è più consistente per gli uomini. Per quanto riguarda, invece, i soggetti licenziati da piccole imprese, per i quali il miglior trattamento del programma consiste semplicemente di un periodo più lungo permesso in lista, senza alcun trasferimento di benefici, non vi sono effetti differenziali significativi nel corso del primo anno.

## 4. Conclusioni

I risultati ottenuti suggeriscono che se il programma mira ad accrescere la probabilità di reimpiego dei lavoratori più anziani, esso deve essere ridimensionato, riducendo l'entità del sussidio o accorciando la durata addizionale di permanenza in lista. Vengono fornite indirette ma inequivocabili indicazioni circa l'uso delle aziende di cumulare i tagli nei contributi sociali assumendo i lavoratori inizialmente con un contratto a tempo determinato di un anno. Questo ci dice che il trasferimento di benefici alle imprese da parte dei lavoratori sembrerebbe non giocare un ruolo dominante (anche a causa del prevalere dell'elemento passivo della politica) quando confrontato con l'effetto della riduzione nei contributi sociali. E' questa la parte più consistente dei vantaggi offerti ai potenziali datori, ed è anche invariante alla dimensione dell'impresa di provenienza del lavoratore e alla sua età.

---

<sup>39</sup> In base ai provvedimenti del programma, non è possibile osservare lavoratori giovani con permanenza in lista superiore ai due anni, per cui si è deciso di restringere l'analisi ai primi due anni, censurando i periodi più lunghi.

<sup>40</sup> L'insieme dei lavoratori giovani con durate superiori all'anno consiste interamente di soggetti che hanno ottenuto contratti a tempo determinato, quindi vi è un processo endogeno di censura per tali durate che produce una stima distorta dell'effetto differenziale del trattamento in corrispondenza di esse.

**Paggiaro A. e U. Trivellato (2001), “Il monitoraggio e la valutazione delle ‘Liste di mobilità’: prime evidenze dalla integrazione con gli archivi Netlabor”, in Trivellato U. (2001) (a cura di), *Servizi per l’impiego e ricerche sul lavoro. L’esperienza del Veneto*, Quaderni di economia del lavoro, 72, Franco Angeli, Milano.**

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** province di Belluno, Treviso e Vicenza<sup>41</sup>.

1.2. **Periodo:** 1 gennaio 1995 ÷ 31 marzo 1999<sup>42</sup>.

1.3. **Fonte/i:** archivio formatosi dall’integrazione del *database* regionale delle Liste di mobilità con gli archivi Netlabor per il Veneto.

1.4. **Popolazione d’interesse:** universo dei lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento (nella valutazione del programma si considerano separatamente gli individui aventi o meno diritto all’indennità).

### 1.5. Obiettivi

Dagli archivi regionali delle Liste di mobilità non è possibile individuare e misurare adeguatamente gli episodi di occupazione temporanea degli iscritti. Mediante l’abbinamento con Netlabor si cerca di ovviare a tale inconveniente reperendo l’informazione mancante sugli eventi di occupazione non segnalati dalle Liste per la ricostruzione della storia lavorativa dei soggetti considerati. Gli autori, dopo aver brevemente descritto la procedura di abbinamento tra le due fonti ed aver mostrato le nuove evidenze fornite dal *database* integrato sulle transizioni all’occupazione degli iscritti alle Liste di mobilità, danno delle prime indicazioni per una riconsiderazione della valutazione dell’effetto differenziale del programma.

## 2. Analisi descrittiva

2.1. **Variabili utilizzate:** classe di età, diritto o meno all’indennità, stato nella lista alla data del 31 marzo ’99, tipologia di percorso lavorativo<sup>43</sup>, durata totale di permanenza in lista, durata di permanenza in lista con/senza occupazione a tempo determinato.

### 2.2. Campione

Il totale degli abbinati comprende 14.381 individui dei 15.082 complessivamente transitati nelle Liste nel periodo di riferimento (oltre il 95%). L’abbinamento è avvenuto mediante due fasi: nella prima è stato effettuato un abbinamento esatto dei *record* fra gli iscritti dei due archivi, con la seconda sono stati rilevati tutti gli episodi lavorativi registrati in Netlabor dei soggetti abbinati nella prima fase. Nel campione finale sono stati considerati i 14.381 abbinati per cui esiste almeno un evento lavorativo in Netlabor. Nell’analisi

---

<sup>41</sup> E’ per le province di Belluno, Treviso e Vicenza che i dati provenienti da Netlabor sono maggiormente affidabili nel periodo considerato.

<sup>42</sup> Cfr. nota 34.

<sup>43</sup> Gli autori considerano cinque tipologie di percorsi lavorativi in cui alternativamente vi sono: 1) episodi di sola occupazione a tempo determinato; 2) episodi di occupazione a tempo determinato ed un’assunzione a tempo indeterminato non derivante dalla trasformazione del precedente rapporto di lavoro; 3) episodi di lavoro a tempo determinato trasformato, al termine del periodo di permanenza in lista, in un lavoro a tempo indeterminato; 4) assunzioni dirette a tempo indeterminato senza alcuna occupazione a tempo determinato; 5) nessun episodio lavorativo.

vengono, però, esclusi gli individui cancellati dalle Liste per inadempienza degli obblighi o per mancanza dei requisiti. L'insieme considerato si riduce a 14.192 abbinati.

**2.3. Distribuzioni considerate:** (1) distribuzione dei percorsi lavorativi ricostruiti da Netlabor per stato nelle Liste di mobilità<sup>44</sup> nel gruppo degli abbinati con eventi osservati durante l'iscrizione<sup>45</sup>; (2) distribuzione degli abbinati per stato nella lista e classe di età secondo le due fonti (dati abbinati e Liste di mobilità); (3) distribuzione della durata di permanenza in lista nel campione complessivo, per gli avviati e per i decaduti secondo le due fonti; (4) distribuzione della durata media di permanenza in lista per stato e classe di età secondo le due fonti; (5) distribuzione della durata media di permanenza in lista, con e senza occupazione a tempo determinato, per tipologia di percorso lavorativo (dati abbinati); (6) distribuzione delle durate di permanenza in lista per tipologia di percorso lavorativo (dati abbinati).

#### **2.4. Evidenze salienti**

(1) Gli avviati a tempo indeterminato si distribuiscono prevalentemente nella terza e nella quarta tipologia di percorso lavorativo, a sostegno dell'ipotesi che, nella maggior parte dei casi, i lavoratori vengono assunti poco dopo l'iscrizione in lista direttamente con un contratto a tempo indeterminato o con un contratto a tempo determinato di un anno trasformato alla sua scadenza in un'occupazione permanente. Ben il 66% dei decaduti senza assunzioni a tempo determinato risulta essere assunto direttamente con un contratto a tempo indeterminato e solo per il 43% dei decaduti con assunzioni a tempo determinato si registrano in Netlabor solamente episodi di occupazione temporanea. Questo ci dice che Netlabor consente di individuare un numero di transizioni a tempo indeterminato parecchio superiore a quello documentato dagli archivi del programma. Osservazioni analoghe valgono per i lavoratori ancora in lista.

(2) Si conferma quanto detto al punto precedente. Il numero di assunzioni a tempo indeterminato cresce quasi del 50% con i dati abbinati. Vi è una parallela riduzione del numero di decaduti e di iscritti ancora in lista. Questo è particolarmente evidente per la classe di età più giovane.

(3) La forma delle distribuzioni delle durate di permanenza in lista rimane inalterata. A conferma di quanto detto al punto precedente vi è però un abbassamento dei picchi in corrispondenza ai multipli dell'anno per i decaduti ed un innalzamento delle frequenze relative agli avviati.

(4) Si nota la riduzione della durata media di permanenza in lista per i lavoratori ancora iscritti. Questa è dovuta alla probabilità maggiore di incontrare l'evento 'assunto a tempo indeterminato' per le durate più lunghe.

(5) Più di un terzo del tempo complessivamente trascorso in lista è di occupazione temporanea. Le durate medie di permanenza in lista senza occupazione sono inferiori per gli assunti a tempo indeterminato direttamente o con trasformazione di un contratto a tempo determinato. Quest'ultimi presentano una durata media di occupazione temporanea vicina all'anno. Ciò conferma quanto detto al punto (1) circa le modalità di assunzione adottate maggiormente dalle imprese.

(6) Per quanto riguarda la permanenza senza occupazione, su cui operano i vincoli imposti dalla legge, i picchi in corrispondenza ai multipli dell'anno si trovano solamente per i

---

<sup>44</sup>Solo in questo caso lo stato corrente nella lista è definito diversamente da quanto visto finora. Mediante l'informazione proveniente dalle liste è possibile un maggior dettaglio rispetto alla consueta classificazione in tre modalità (avviato, decaduto, ancora in lista). Si distinguono: gli avviati a tempo indeterminato, gli avviati con lavoro autonomo, i decaduti con/senza assunzioni a tempo determinato, gli iscritti ancora in lista con/senza assunzioni a tempo determinato.

<sup>45</sup> Limitatamente al gruppo dei 9.458 abbinati per i quali si hanno informazioni su eventi lavorativi in Netlabor entro il periodo di permanenza in lista (quello segnalato dalle liste con censura al 31 marzo '99).

percorsi lavorativi che non si concludono con un'assunzione a tempo indeterminato (prima e ultima tipologia). Queste durate non riguardano solo i lavoratori decaduti, ma sono anche quelle censurate dei lavoratori ancora iscritti, per cui si spiega la frequenza non trascurabile di permanenze al di fuori dei multipli dell'anno. Le altre distribuzioni invece, che riguardano esclusivamente durate complete, hanno frequenze che si concentrano soprattutto sulle durate brevi. Questo è particolarmente vero per le distribuzioni degli assunti a tempo indeterminato direttamente o con trasformazione di un contratto a tempo determinato, le quali mostrano una notevole somiglianza. Per quanto riguarda la permanenza con occupazione, soltanto per gli assunti con un contratto a tempo determinato trasformato essa si concentra attorno all'anno, contrariamente a quanto finora congetturato (Paggiaro e Trivellato, 2002). Questo prova ancora una volta le due strategie di assunzione adottate dalle imprese.

### 3. Analisi econometrica

#### 3.1. Stima non parametrica della funzione di sopravvivenza

Si stimano le funzioni di sopravvivenza per indennità e classe di età con i dati delle Liste di mobilità e con i dati abbinati. In particolare gli autori considerano la differenza fra la curva dei soggetti con età compresa tra 40 e 49 anni e la curva dei soggetti con età inferiore ai 40 anni. Le funzioni di sopravvivenza stimate con i dati provenienti dalle Liste presentano un andamento a gradini e per entrambe le sottopopolazioni considerate degli aventi o meno diritto all'indennità vi sono differenze significative fra le prime due classi di età solo a partire dal secondo anno quando la probabilità di rioccupazione diventa molto maggiore per i più giovani. Con i dati abbinati l'andamento a gradini diventa meno accentuato e tutte e tre le distribuzioni per classe di età slittano verso il basso in seguito al maggior numero di assunzioni a tempo indeterminato rilevato dall'archivio integrato. Le differenze fra i due gruppi di età diventano più pronunciate per i soggetti con indennità e sono ridotte anche nel secondo anno per quelli senza il sussidio. Infine gli autori ipotizzano che per i lavoratori assunti con un contratto trasformato la data di avviamento corrisponda a quella delle stipula del contratto a tempo determinato e sulla base di questa assunzione ristimano le funzioni di sopravvivenza. Le curve diventano ancor più regolari (senza il gradino al primo anno<sup>46</sup>) e la differenza fra le prime due classi di età, apprezzabile ora per gli individui con indennità, risulta praticamente nulla nella sottopopolazione senza indennità.

### 4. Conclusioni

Dall'utilizzo dell'archivio integrato risulta uno sfruttamento più consistente delle possibilità offerte dal programma da parte delle imprese e/o dei lavoratori. Il numero di soggetti che sperimentano almeno un episodio di occupazione durante il periodo di permanenza in lista è molto superiore a quello documentato dalle Liste: più di un terzo del tempo trascorso in lista è di occupazione temporanea e il numero di avviati è quasi il 50% in più di quanto si pensava. Questi vengono assunti nella gran parte dei casi poco dopo l'iscrizione in lista con un contratto direttamente a tempo indeterminato o con un contratto a tempo determinato di un anno trasformato, alla sua scadenza, in un'occupazione permanente. Dall'analisi di sopravvivenza con i nuovi dati, assimilando il tempo di occupazione col contratto trasformato a quello dell'episodio che lo segue, emergono differenze fra le prime due classi di età per gli individui

---

<sup>46</sup> Il gradino in corrispondenza al primo anno è prodotto dalla trasformazione dei contratti a tempo determinato che abbiamo visto essere nella maggior parte dei casi di durata annuale.

che hanno diritto all'indennità. Invece nella sottopopolazione senza indennità tali differenze possono considerarsi inesistenti.

**Paggiaro A. (2002), “I lavoratori in mobilità: informazioni dagli archivi dei Centri per l’impiego”, in *Il mercato del lavoro nel Veneto. Tendenze e politiche. Rapporto 2002*, Franco Angeli, Milano: pp 423-450.**

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** province di Belluno, Treviso e Vicenza<sup>47</sup>.

1.2. **Periodo:** 1 gennaio 1995 ÷ 30 aprile 1999<sup>48</sup>.

1.3. **Fonte/i:** *database* risultante dall’integrazione degli archivi regionali delle Liste di mobilità con gli archivi Netlabor per il Veneto<sup>49</sup>.

1.4. **Popolazione d’interesse:** universo dei lavoratori iscritti alle Liste nel periodo di riferimento.

### 1.5. Obiettivi

Il lavoro ha carattere puramente esplorativo e ha lo scopo di mostrare i principali risultati descrittivi che si ottengono con i dati abbinati mettendo in risalto le notevoli differenze rispetto alla letteratura precedente sul programma.

## 2. Analisi descrittiva

2.1. **Variabili utilizzate:** sesso, classe di età, anno di iscrizione alle Liste, diritto o meno all’indennità, stato osservato nelle Liste di mobilità al 30 aprile ’99, durata totale di permanenza in lista<sup>50</sup>, durata di permanenza in lista con/senza occupazione a tempo determinato, tipologia di percorso lavorativo<sup>51</sup>.

---

<sup>47</sup> Cfr nota 41.

<sup>48</sup> Cfr nota 34.

<sup>49</sup> A differenza di quanto fatto da Paggiaro e Trivellato (2001), che integrano le poche transizioni segnalate dalle Liste con quelle registrate in Netlabor lasciando invariata la data di avviamento a tempo indeterminato e quella di censura al 31 marzo ’99, qui si utilizzano esclusivamente le informazioni presenti in Netlabor per la ricostruzione dei percorsi lavorativi dei soggetti abbinati. Fissato l’episodio di ingresso in mobilità, la cui data di licenziamento deve coincidere, a meno di trascurabili differenze di alcuni giorni, con quella di messa in mobilità rilevata dalle Liste (nel periodo da gennaio ’95 ad aprile ’99), il percorso lavorativo successivo è ricostruito utilizzando solamente gli archivi Netlabor. Ciò permette di estendere l’orizzonte temporale di osservazione dei lavoratori abbinati fino al 31 dicembre 2000 (nuova data di censura).

<sup>50</sup> Per quanto detto nella nota precedente, questa variabile e quelle successive sono ricavate dagli archivi Netlabor.

<sup>51</sup> A differenza di quanto visto nel lavoro precedente di Paggiaro e Trivellato (2001), qui si considerano nove tipologie di percorsi lavorativi. Innanzitutto si distinguono gli avviati a tempo indeterminato, i decaduti per decorrenza dei termini massimi consentiti e i soggetti ancora in lista al termine del periodo di osservazione (31 dicembre 2000). Per ognuna di queste tipologie se ne considerano altre tre. Gli avviati a tempo indeterminato vengono classificati a seconda che 1) siano stati assunti direttamente senza aver svolto alcuna occupazione temporanea; 2) siano stati assunti mediante la trasformazione di un contratto a tempo determinato; 3) abbiano svolto lavori a tempo determinato dei quali nessuno al termine trasformato in un’occupazione permanente. I decaduti, invece, vengono classificati a seconda che 4) stiano svolgendo un lavoro a tempo determinato al momento della cancellazione; 5) abbiano sperimentato lavori temporanei conclusi; 6) siano sempre stati disoccupati. Analoga distinzione vale per coloro che sono ancora iscritti alla data di censura (7, 8, 9)).

## 2.2. Campione

Il totale degli abbinati comprende 12.761 individui dei 14.872 iscritti regolari<sup>52</sup> alle Liste nel periodo da gennaio 1995 ad aprile 1999 (circa l'86%). La procedura di abbinamento è analoga a quella descritta da Paggiaro e Trivellato (2001), ma consta di una terza fase nella quale si individua l'episodio di ingresso nelle Liste dal percorso lavorativo ricostruito con Netlabor al secondo passo. Alla fine si considerano abbinati quei soggetti per cui è presente in Netlabor un evento di licenziamento con la stessa data, a meno di trascurabili differenze di alcuni giorni, dell'ingresso in mobilità segnalato dalle Liste<sup>53</sup>.

2.3. **Distribuzioni considerate:** (1) distribuzione dei percorsi lavorativi ricostruiti da Netlabor per stato osservato nelle Liste di mobilità<sup>54</sup>; (2) distribuzione dei percorsi lavorativi ricostruiti da Netlabor per anno di iscrizione alle Liste; (3) distribuzione dei percorsi lavorativi ricostruiti da Netlabor per indennità e sesso; (4) distribuzione dei percorsi lavorativi ricostruiti da Netlabor per classe di età; (5) distribuzione della durata di permanenza in lista nel campione completo, per gli avviati, i decaduti e gli ancora iscritti al 31 dicembre 2000; (6) distribuzione della durata media di permanenza in Lista, con e senza occupazione a tempo determinato, per tipologia di percorso lavorativo; (7) distribuzione della durata totale di permanenza in lista, con scomposizione in periodo con e senza occupazione a tempo determinato, per tipologia di percorso lavorativo (solo episodi completi).

## 2.4. Evidenze salienti

(1) In seguito all'ampliamento del periodo di osservazione la percentuale di durate complete cresce dal 61% al 92% (equivalentemente la quota di soggetti ancora in lista diminuisce dal 39% all'8%). Tale crescita è associata ad un ridotto aumento del numero di decaduti (dal 25%), ma ad un cospicuo incremento del numero di avviati a tempo indeterminato (dal 33% al 57%). Questo è dovuto principalmente al fatto che Netlabor rileva molte transizioni non segnalate dalle Liste. Risulta ad esempio che quasi il 50% dei decaduti che, in base alle Liste, hanno sperimentato episodi di occupazione temporanea è stato avviato a tempo indeterminato secondo Netlabor. Nel complesso quasi la metà degli abbinati registra almeno un episodio di occupazione a tempo determinato e di questi a sua volta la metà vede tale rapporto trasformato in uno a tempo indeterminato (il 70% degli episodi conclusi sono stati trasformati).

(2) Per i soggetti iscritti nel '95 e nel '96 si hanno quasi esclusivamente durate complete di permanenza in lista. Si osserva un trend crescente nell'utilizzo dei contratti a tempo determinato, in particolare di quelli trasformati.

(3) La percentuale di avviati è superiore per coloro che non percepiscono l'indennità. Tra questi è anche superiore la quota di decaduti senza aver sperimentato alcun episodio di occupazione a tempo determinato. Le donne presentano un tasso di avviamento notevolmente inferiore a quello degli uomini.

(4) La quota di avviati a tempo indeterminato è decisamente inferiore per i soggetti con più di 49 anni. Se si considerano solo le durate complete, il tasso di avviamento della seconda classe di età è superiore a quello della prima.

(5) La distribuzione degli avviati, naturalmente con frequenze molto più elevate di quelle con i dati delle Liste in seguito alla crescita del numero di transizioni, mostra un unico

---

<sup>52</sup> Prima di effettuare l'abbinamento sono stati esclusi gli individui sospesi o iscritti per errore.

<sup>53</sup> La percentuale di abbinamento è piuttosto buona per le province di Belluno e Treviso (rispettivamente pari al 94 e all'89%), mentre è significativamente inferiore per la provincia di Vicenza (79%). L'abbinamento è migliore per gli iscritti negli ultimi anni e per i soggetti che sono stati licenziati da imprese con meno di 15 addetti, per i quali l'iscrizione è volontaria.

<sup>54</sup> Cfr nota 44.



picco in corrispondenza all'anno ed una forte concentrazione delle durate all'inizio dei primi due anni. Questo è conforme all'ipotesi che la maggior parte degli avviati è assunta poco dopo l'iscrizione in lista con un contratto direttamente a tempo indeterminato o con un contratto a tempo determinato di un anno trasformato, alla sua scadenza, in un'occupazione permanente. Per quanto riguarda la distribuzione dei decaduti, vi sono solo dei picchi in corrispondenza ai multipli dell'anno, i quali sono superiori, soprattutto nelle durate più lunghe, a quelli con i dati delle Liste, contrariamente a quanto rilevato da Paggiaro e Trivellato (2001), in conseguenza dell'incremento del numero di cancellati. Questi, nella maggior parte dei casi, non hanno sperimentato episodi di occupazione a tempo determinato e se hanno svolto lavori temporanei essi sono durati all'incirca un anno, per cui si spiega la sola presenza dei picchi. Per quanto riguarda, infine, la distribuzione delle durate censurate, queste sono superiori ai 20 mesi (il tempo che va da maggio '99 a dicembre 2000). Tali durate sono ovviamente in numero inferiore a quelle registrate dalle Liste, ma, limitatamente ai mesi da 21-esimo in poi, le frequenze sono superiori. Ciò è dovuto al fatto che l'estensione del periodo di osservazione ha permesso di rilevare molti più episodi lunghi.

(6) Circa il 38% del tempo complessivamente trascorso in lista è di occupazione temporanea. La durata media di permanenza in lista con/senza occupazione è significativamente superiore a quella rilevata da Paggiaro e Trivellato (2001) a causa dell'estensione della finestra di osservazione.

(6)-(7) Per gli avviati a tempo indeterminato direttamente o con trasformazione di un contratto a tempo determinato valgono le osservazioni fatte da Paggiaro e Trivellato (2001) a conferma di quanto detto in precedenza circa le due strategie di assunzione adottate dalle imprese. La distribuzione della permanenza in lista senza occupazione, concentrata sulle durate brevi, è simile per le due tipologie di percorsi lavorativi (assunzione poco dopo l'iscrizione in lista) e quella con occupazione degli assunti con contratto trasformato è la sola a presentare un unico picco in corrispondenza all'anno (contratto a tempo determinato di un anno). L'altro tipo di avviati, invece, trascorre molto più tempo senza occupazione e la distribuzione delle durate di disoccupazione è molto meno concentrata attorno all'anno, infatti la durata complessiva si distribuisce abbastanza uniformemente nei primi due anni. Per quanto riguarda i cancellati, caratterizzati da durate complessivamente molto superiori, essendo legate ai periodi massimi consentiti, coloro che hanno svolto lavori temporanei che si sono conclusi presentano una distribuzione con occupazione simile a quella del gruppo appena considerato, invece i decaduti con contratto in corso, che trascorrono mediamente l'80% del tempo lavorando e hanno una durata media di occupazione piuttosto elevata, sono gli unici (tra i cancellati) per cui il periodo di disoccupazione non si colloca alle scadenze ai multipli dell'anno<sup>55</sup>.

### 3. Conclusioni

Mediante la ricostruzione dei percorsi lavorativi con Netlabor il numero di transizioni a tempo indeterminato è aumentato di circa il 70% rispetto a quello segnalato dalle Liste; questo sia a causa dell'estensione del periodo di osservazione che a causa della carenza informativa degli archivi regionali delle Liste. Le distribuzioni delle durate di permanenza in lista variano notevolmente con la tipologia di percorso lavorativo considerata ed indicano uno sfruttamento piuttosto consistente delle possibilità offerte dall'istituto di mobilità da parte dei lavoratori e delle imprese. Quest'ultime nella maggior parte dei casi in cui assumono un lavoratore lo fanno poco dopo la sua iscrizione in lista direttamente con un contratto a tempo indeterminato o con

---

<sup>55</sup> Complessivamente la durata di occupazione a tempo determinato è tale per cui il tempo di permanenza in lista al massimo può raddoppiare: non appena viene superata tale soglia il tempo ricomincia a scorrere.

un contratto a tempo determinato di un anno convertito, alla scadenza, in un'occupazione permanente.

**Cavapozzi D. (2003), “Gli effetti dei benefici ai lavoratori in mobilità secondo la dimensione dell’impresa di provenienza”, tesi di laurea non pubblicata, facoltà di Scienze statistiche, Università di Padova.**

## 1. Ambito e scopo della valutazione

1.1. **Area geografica:** provincie di Belluno, Treviso e Vicenza<sup>56</sup>.

1.2. **Periodo:** anni 1997 e 1998.

1.3. **Fonte/i:** *database* risultante dall’abbinamento degli archivi regionali delle Liste di mobilità con quelli Netlabor per il Veneto<sup>57</sup>.

### 1.4. Popolazione d’interesse

Si considerano i lavoratori transitati nelle Liste nel periodo di riferimento con età inferiore ai 50 anni<sup>58</sup>. L’analisi viene effettuata separatamente per i soggetti provenienti da imprese con più o meno di 15 dipendenti.

1.5. **Obiettivi:** valutazione dell’impatto sulla probabilità di rioccupazione dell’anno aggiuntivo di godimento dei benefici offerti dal programma per i lavoratori con età compresa tra 40 e 49 anni rispetto ai lavoratori di età inferiore<sup>59</sup>, separatamente nel gruppo degli indennizzati e dei non indennizzati.

## 2. Analisi descrittiva

### 2.1. Variabili utilizzate<sup>60</sup>

Variabili provenienti da Netlabor: variabili socio-demografiche (sesso, età, livello d’istruzione, CPI d’iscrizione) e variabili relative ai singoli episodi lavorativi (data di inizio e di fine, tipo di avviamento<sup>61</sup>, tipo di contratto, settore dell’azienda, qualifica, CPI di registrazione dell’episodio). Variabili provenienti dalle Liste: data di iscrizione in lista, diritto all’indennità.

2.2. **Campione:** 2.542 soggetti (1.331 iscritti nel ’97 e 1.211 iscritti nel ’98) provenienti da un’impresa con più di 15 dipendenti e 2.913 soggetti (1.507 iscritti nel ’97 e 1.406 iscritti nel ’98) provenienti da un’impresa con meno di 15 dipendenti, in prevalenza di età inferiore ai 40 anni (soprattutto i non indennizzati), di sesso femminile (68%), di istruzione medio-bassa (il 19% possiede il diploma e solo l’1% la laurea) e operai.

---

<sup>56</sup> Cfr nota 41.

<sup>57</sup> E’ l’archivio integrato utilizzato da Paggiaro (2002) in cui ci si serve solo delle informazioni presenti in Netlabor per la ricostruzione dei percorsi lavorativi dei soggetti abbinati. Per questi deve esistere un episodio lavorativo (in Netlabor) la cui data di licenziamento coincide, entro un margine di alcuni giorni, con quella d’ingresso in mobilità segnalata dalle liste.

<sup>58</sup> Nella maggior parte dei casi i lavoratori più vecchi stanno semplicemente transitando verso il pensionamento (mobilità lunga).

<sup>59</sup> Stima dell’effetto differenziale del trattamento.

<sup>60</sup> Vedremo nel seguito come queste variabili siano state opportunamente manipolate al fine della valutazione d’impatto.

<sup>61</sup> Variabile utilizzata per la ricostruzione dei percorsi lavorativi.

### 2.3. Distribuzioni considerate

Separatamente per gli indennizzati e i non indennizzati e per gli iscritti nel 1997 e nel 1998 si rappresenta in un grafico la distribuzione nel tempo, nei 24 mesi precedenti e, rispettivamente per le due coorti, nei 36 e 24 mesi successivi all'iscrizione<sup>62</sup>, dell'indice medio mensile di occupazione (della frazione di giorni mediamente lavorati in un mese) nei due gruppi di confronto (i trentenni e i quarantenni<sup>63</sup>).

### 2.4. Evidenze salienti

Mentre per i soggetti senza indennità non si notano differenze significative tra gli indici medi di occupazione dei due gruppi in entrambe le coorti, per i soggetti con indennità nella coorte del '97 vi sono differenze molto più vistose di quelle nella coorte del '98<sup>64</sup>.

## 3. Analisi econometrica

### 3.1. Modello/i per la valutazione

Allo scopo di eliminare l'eterogeneità rispetto all'età dei due gruppi di confronto si effettua un *matching* sulla base di un certo numero di caratteristiche osservabili (caratteristiche del soggetto: sesso e livello d'istruzione; caratteristiche dell'episodio di mobilità: contratto, qualifica e provincia del CPI di registrazione; caratteristiche della storia lavorativa precedente: indici di incidenza del settore, della qualifica e del tipo di contratto<sup>65</sup>). Più precisamente l'abbinamento degli esposti con i non esposti viene realizzato mediante la procedura del *radius matching*, implementata con l'algoritmo proposto da Becker e Ichino nel 2001, ed utilizza un'opportuna funzione di *propensity score* (stimata attraverso il modello logistico) condizionatamente alla quale si ritiene di poter annullare il *selection bias*. La validità del *propensity score* e delle variabili di controllo scelte nell'eliminare le differenze dovute all'età è verificata con degli appositi test condotti sul gruppo di controllo e su quello degli esposti. Entrambi vengono divisi in due sottogruppi in base alla mediana dell'età<sup>66</sup> e si rappresentano su uno stesso grafico i loro indici medi di occupazione (come descritto sopra). Differenze significative prima dell'ingresso in mobilità indicano una errata specificazione del *propensity score*, che non sfrutta appieno tutta l'informazione disponibile<sup>67</sup> e quindi deve essere ristimato. Differenze solo dopo l'ingresso in mobilità segnalano, invece, la presenza di *selection bias* e la necessità di ridefinire le variabili di controllo. Se entrambi i test vanno a buon fine si possono confrontare gli abbinati mediante i loro indici medi di occupazione. Nel caso in cui il test nel gruppo di controllo indichi l'incapacità di controllare l'effetto età, si utilizza un altro approccio di valutazione, lo *sharp*<sup>68</sup> *regression discontinuity design*, col quale si confrontano gli esposti e i non esposti sulla soglia dei 40 anni (nello studio si ammette una differenza massima di età tra due

---

<sup>62</sup> Nella scelta del numero di mesi precedenti e successivi all'iscrizione per le due coorti influisce il fatto che le informazioni provenienti da Netlabor sono affidabili dal '95 in poi fino a tutto il 2000 (l'archivio integrato è aggiornato al 31 dicembre 2000).

<sup>63</sup> Chiamiamo quarantenni gli esposti (i soggetti di età compresa tra 40 e 49 anni) e trentenni i non esposti (i soggetti di età inferiore ai 40 anni).

<sup>64</sup> Da questo non possiamo concludere alcunché perché il gruppo degli esposti e quello dei non esposti, a parte l'anno aggiuntivo di permanenza in lista per i primi (l'esposizione al trattamento), non sono equivalenti: gli esposti sono più vecchi dei non esposti (effetto età).

<sup>65</sup> Proporzioni di tempo antecedente alla politica impiegata nell'occupazione rispettivamente in un certo settore, con una certa qualifica e con un certo tipo di contratto.

<sup>66</sup> Si vengono a creare rispettivamente il sottogruppo dei ventenni e dei trentenni e il sottogruppo dei quarantenni e dei quarantacinquenni per i non esposti e gli esposti.

<sup>67</sup> Rispettivamente nel gruppo degli esposti e dei non esposti.

<sup>68</sup> Si assume che tutti i lavoratori provenienti da piccole imprese si iscrivano in lista.

abbinati pari sia ad un anno che a due anni). Questo metodo rispetto al precedente ha però lo svantaggio di produrre dei risultati validi solo per una parte della popolazione.

### 3.2. Risultati

Per quanto riguarda la popolazione degli indennizzati entrambi i test confermano la validità del *propensity score* nel controllare l'effetto età. I risultati sono, però, discordi per la coorte del '97 e quella del '98: solo nella prima emergono differenze significative tra gli indici medi di occupazione dei trentenni e dei quarantenni, le quali indicano una probabilità minore di rioccupazione, soprattutto nel secondo anno dopo l'ingresso in mobilità<sup>69</sup>, per i lavoratori che hanno diritto all'anno aggiuntivo di benefici. Per quanto riguarda, invece, la popolazione senza indennità, per entrambe le coorti il test nel gruppo dei non esposti mostra delle differenze negli indici medi di occupazione dei ventenni e dei trentenni nel periodo post-mobilità, a segnalare che le variabili di controllo scelte non sono sufficienti ad eliminare il *selection bias* prodotto dall'età. Quindi nel gruppo dei non indennizzati si può effettuare la valutazione solo per i soggetti sulla soglia dei 40 anni mediante il *regression discontinuity design*. Questo non indica alcun effetto differenziale sia per gli iscritti del '97 che per gli iscritti del '98.

## 4. Conclusioni

L'anno aggiuntivo di permanenza in lista non avvantaggia i lavoratori più vecchi nel reinserimento nel mondo del lavoro: coloro che godono per più tempo dei benefici offerti dalla mobilità non presentano mai un indice di occupazione statisticamente maggiore. Anzi, nella popolazione degli iscritti nel '97 con diritto all'indennità l'anno aggiuntivo di permanenza in lista ha un chiaro effetto negativo sulla probabilità di rioccupazione e la componente passiva della politica (il sussidio) prevale su quella attiva (gli sgravi fiscali e il bonus).

---

<sup>69</sup> Quando tutti i quarantenni possono ancora beneficiare del programma, mentre i trentenni che non hanno ottenuto alcun lavoro nell'anno precedente sono usciti dalle liste.



## Appendice B

### Ricostruzione della storia lavorativa precedente all'iscrizione in lista

Dall'analisi delle informazioni provenienti da Inps sulla storia lavorativa precedente all'ingresso in mobilità non risultano esservi periodi di occupazione temporalmente vicini nella medesima azienda, cioè tali da poter essere inglobati in un unico episodio. Ci sono, invece, 54 soggetti, dei 3147 complessivamente considerati, per cui l'ultimo episodio della sequenza non coincide con quello di ingresso in mobilità. Questo perché gli episodi rilevati in Inps presentano periodi di sovrapposizione e all'episodio di ingresso in mobilità possono seguire uno o più episodi in esso contenuti. Più precisamente, ordinati gli episodi per data di avviamento crescente, non è detto che la data di assunzione del generico evento sia maggiore o uguale a quella di licenziamento dell'evento precedente e nel campione quasi il 9% degli individui presenta almeno un episodio di questo tipo.

Tenendo conto del fatto che l'Inps, a differenza di Netlabor, non riporta le date complete, ma solamente l'anno e il mese, una volta ordinati gli episodi per data di licenziamento crescente a parità di data di assunzione, si possono verificare i seguenti 10 casi:

```
episodio 1 →      xxxxxxxxxxxx
                   |
episodio 2 → caso 1) xxxxxxxxxxxx
                   2) xxxxxxxxxxxxxxxx
                   3) | x(xxx) |
                   4) | xxxxxxxx
                   5) | xxxxxxxxxxxxxxxx
                   6) |           x
                   7) |           xxxxx
                   8) |           | x(xxxx)
```

```
episodio 1 →      x
                   |
episodio 2 → caso 9) x(xxxx)
                   10) | x(xxxx)
```

La x rappresenta la nostra unità di misura data dal mese. L'episodio 1 è il generico episodio e l'episodio 2 è quello ad esso successivo. Mentre nei primi 9 casi l'episodio 1 ha la data di avviamento e di licenziamento in mesi distinti ('data licenziamento 1' > 'data avviamento 1'), nei 2 casi rimanenti l'assunzione e il licenziamento del generico episodio sono situati nel medesimo mese ('data licenziamento 1' = 'data avviamento 1').

Nei casi 1 e 2 il mese di avviamento dei due episodi è lo stesso ('data avviamento 1' = 'data avviamento 2'):

- 1) i due episodi sono uguali ('data licenziamento 2' = 'data licenziamento 1');
- 2) il secondo episodio contiene il primo ('data licenziamento 2' > 'data licenziamento 1').

Nei casi dal 3 al 5 il mese di avviamento del secondo episodio è 'strettamente' compreso tra quelli di avviamento e di licenziamento del primo ('data licenziamento 1' < 'data avviamento 2' < 'data licenziamento 1'):

- 3) il secondo episodio è interamente contenuto nel primo ('data licenziamento 2' < 'data licenziamento 1') e quest'ultimo può avere o meno le date di assunzione e di licenziamento coincidenti;
- 4) le due date di licenziamento sono collocate nello stesso mese ('data licenziamento 2' = 'data licenziamento 1');
- 5) i due episodi sono intersecati ('data licenziamento 2' > 'data licenziamento 1').

Nei casi 6 e 7 il mese di avviamento del secondo episodio è uguale a quello di licenziamento del primo ('data avviamento 2' = 'data licenziamento 1');

- 6) per il secondo episodio assunzione e licenziamento avvengono nello stesso mese ('data licenziamento 2' = 'data avviamento 2');
- 7) per il secondo episodio assunzione e licenziamento avvengono in due mesi distinti ('data licenziamento 2' > 'data avviamento 2').

Nell'ottavo caso la data di avviamento del secondo episodio (che può avere o meno le date di assunzione e di licenziamento coincidenti) è successiva a quella di licenziamento del primo ('data avviamento 2' > 'data licenziamento 1'). Infine, negli ultimi due casi in cui il primo episodio ha la data di avviamento e di licenziamento coincidenti, distinguiamo se tale data è uguale o precedente a quella di avviamento del secondo episodio (caso 9: 'data avviamento 2' = 'data avviamento 1'; caso 10: 'data avviamento 2' > 'data avviamento 1').

Esaminando tutte le coppie di episodi successivi per ogni individuo del *data-set* risultano: 3 casi 1, 19 casi 2, 182 casi 3, 5 casi 4, 123 casi 5, 58 casi 6, 1.375 casi 7, 6.251 casi 8, 38 casi 9 e 405 casi 10. Per il momento consideriamo problematici solamente i primi 5 poiché sono questi a produrre dei periodi di sovrapposizione (è ammissibile che due episodi successivi siano consecutivi, ovvero abbiano le date di licenziamento e di avviamento collocate nel medesimo mese, per cui ignoriamo i casi 6, 7 e 9). Essi possono essere riformulati come segue:

- a) i due episodi sono identici (caso 1);
- b) il secondo episodio contiene il primo (caso 2);
- c) il primo episodio contiene il secondo (casi 3 e 4);
- d) i due episodi sono intersecati (caso 5).

In generale, i periodi di sovrapposizione sono dovuti a lavori *part-time*, ossia al fatto che uno dei due episodi lavorativi coinvolti è un'occupazione a tempo parziale. Nella ricostruzione della storia lavorativa elimineremo tali periodi di sovrapposizione, tenendo conto che, nel caso di vera e propria intersezione (caso 5), è da ritenere più affidabile la data di avviamento dell'episodio di destra alla data di licenziamento dell'episodio di sinistra. A questo scopo e per controllare quale episodio sia effettivamente il minore, nei quattro casi appena considerati andremo ad esaminare la retribuzione settimanale, che dovrebbe essere inferiore per le occupazioni *part-time*.

Nei casi 3 e 4, in cui il primo episodio contiene il secondo, la retribuzione di quello contenuto è mediamente inferiore.

	osservazioni	media	dev. stand.	minimo	massimo
retribuzione dell'episodio 1	177	439,7549	345,0652	27,69231	2.359,118
retribuzione dell'episodio 2	183	273,3703	203,1588	4	1.047

\* In migliaia di lire.

Complessivamente si presentano 187 casi di questo tipo<sup>1</sup> e dei 174 per cui disponiamo di entrambe le informazioni sui salari 130 (il 75%) sono tali che la retribuzione settimanale dell'episodio contenuto è la minore. Analogamente nel caso 2, in cui è il secondo episodio a contenere il primo, il 78% delle volte l'episodio contenuto presenta la retribuzione inferiore (mediamente esso ha retribuzione pari a 128 migliaia di lire contro le 210 dell'episodio più lungo). Questo ci dice che gli

<sup>1</sup> In realtà i soggetti coinvolti sono 163, per cui ve ne sono alcuni che presentano più di una coppia di episodi successivi di questo tipo.



episodi contenuti sono lavori *part-time* che possono essere eliminati dalla storia lavorativa precedente all'ingresso in mobilità (la loro importanza è secondaria a quella dell'episodio che li contiene).

Il caso 1, di episodi uguali non avvenuti nell'arco dello stesso mese, riguarda solamente due individui del campione. Tali episodi possiamo eliminarli perché sono contenuti nell'episodio immediatamente successivo di retribuzione e durata superiori.

Infine nel caso 5, di episodi intersecati, il 74% delle 93 volte sulle 123 totali in cui disponiamo di entrambe le informazioni sui salari, il secondo episodio ha retribuzione superiore al primo. Ma la cosa più interessante è che in ben 29 casi tra i 30 rimanenti (in cui non conosciamo entrambi i salari) è nota solo la retribuzione del secondo episodio. Questo conferma l'importanza dell'episodio di destra la cui data di avviamento è ritenuta più affidabile a quella di licenziamento dell'episodio di sinistra. Quindi nel periodo d'intersezione tra due episodi l'occupazione rilevante è la seconda e nell'algoritmo di sistemazione dei percorsi lavorativi lasceremo inalterato l'episodio che è appena iniziato ed accorceremo quello che si sta per concludere ponendo la sua data di licenziamento uguale a quella di avviamento successiva.

Riassumendo: nel caso 1 eliminiamo entrambi gli episodi; nei casi 2, 3 e 4 eliminiamo l'episodio contenuto; nel caso 5 spezziamo il primo episodio e nei casi rimanenti non modifichiamo nulla. Operando in questo modo, però, non teniamo in alcuna considerazione l'episodio d'ingresso in mobilità che risulta cancellato per un soggetto e non ancora in ultima posizione per altri otto. Dobbiamo, infatti, riconsiderare il caso 4 quando il secondo episodio è quello d'ingresso in mobilità per non cancellarlo e considerare anche il caso 6 con il primo episodio d'ingresso in mobilità per farlo diventare l'ultimo della nuova serie.

Ovviamente non vi è alcun episodio con data di licenziamento successiva a quella d'ingresso in mobilità tra gli episodi rilevati da Inps. Quindi, assumendo come episodio 1 quello di ingresso in mobilità, possono presentarsi esclusivamente i casi 3, 4 e 6 per i quali 'data licenziamento 1'  $\geq$  'data licenziamento 2'<sup>2</sup>. Nel campione abbiamo 45 casi 3, 1 caso 4 e 8 casi 6 riguardanti i 54 soggetti per cui l'ultimo episodio della sequenza originale non è quello d'ingresso in mobilità. Di questi il nostro algoritmo ignora il sesto, per cui gli 8 individui coinvolti avranno l'episodio d'ingresso in mobilità seguito da un altro contenuto nel suo mese di licenziamento (quello d'ingresso in mobilità). Assumendo, invece, come episodio 2 quello di ingresso in mobilità, non si può presentare solo il caso 3 per il quale 'data licenziamento 2' < 'data licenziamento 1'. Dei rimanenti risulta problematico il 4 perché il nostro algoritmo va ad eliminare il secondo episodio. Fortunatamente ciò accade una volta. In breve, si tratta di riconsiderare i casi 4 e 6, gli unici<sup>3</sup> in cui il secondo episodio ha la data di licenziamento in comune col primo. Esaminiamoli nel dettaglio.

Il caso 4 lo abbiamo assimilato al caso 3, riguardante episodi contenuti. Potrebbe venirci il dubbio di fare affidamento sulla data di avviamento del secondo episodio e spezzare il primo per coerenza col caso 5. Purtroppo i dati non ci aiutano in alcuna direzione e per i 5 soggetti coinvolti nulla si può concludere sull'episodio di maggior rilevanza. Comunque per l'individuo con il secondo episodio d'ingresso in mobilità, la retribuzione di quest'ultimo è circa 10 volte superiore a quella del primo che, solo in questo caso, andremo ad accorciare.

Per quanto riguarda, invece, il caso 6, la retribuzione del secondo episodio è mediamente inferiore all'altra e quasi nel 70% dei casi<sup>4</sup> la retribuzione dell'episodio più breve è la minore. Inoltre per gli 8 soggetti con il primo episodio d'ingresso in mobilità, questo ha retribuzione nettamente superiore all'altra (mediamente 475.000 lire contro 243.000 lire). Tutto ciò ci induce ad assimilare il caso 6 a quelli in cui il secondo episodio, contenuto nel primo, viene eliminato (caso c). Ma c'è da considerare il fatto che vi sono 19 soggetti per cui è proprio l'episodio più breve ad essere d'ingresso in mobilità e tra questi solo 8 (solo il 42%) hanno la retribuzione dell'episodio

---

<sup>2</sup> Si è visto che il caso 1 riguarda episodi contenuti in altri. Trascuriamo, invece, il caso 9 quando il secondo episodio ha la data di avviamento e di licenziamento coincidenti.

<sup>3</sup> Ad eccezione del primo e del nono.

<sup>4</sup> In tutte le 58 volte in cui si verifica il caso 6 sono note entrambe le retribuzioni settimanali.

d'ingresso in mobilità superiore e neanche di molto. Quindi, in generale, andremo ad eliminare l'episodio contenuto nel mese e lo lasceremo inalterato solo nel caso in cui esso sia quello d'ingresso in mobilità.

Ricapitolando, il nostro algoritmo di ricostruzione della storia lavorativa andrà a considerare i casi 1, 2, 3, 4, 5 e 6 che possono essere riformulati come:

- a) i due episodi sono uguali (caso 1);
- b) il secondo episodio contiene il primo (caso 2);
- c) il primo episodio contiene il secondo (casi 3, 4 e 6);
- d) i due episodi sono intersecati (caso 5).

Come prima, l'algoritmo andrà ad eliminare gli episodi uguali e quelli contenuti, accorciando gli episodi intersecati a destra. Ma nei casi 4 e 6, quando il secondo episodio è quello di ingresso in mobilità, lascerà inalterato l'episodio a destra e nel caso 4 accorcerà quello di sinistra.

# Appendice C

## Distribuzione delle variabili di controllo

**Figura C.1:** Distribuzione delle variabili di controllo negli otto campioni risultanti dalla stratificazione.

Variabile		Uomini				Donne			
		Sì indennità		No indennità		Sì indennità		No indennità	
		30-enni	40-enni	30-enni	40-enni	30-enni	40-enni	30-enni	40-enni
Numerosità campionaria		178	174	124	88	190	153	360	133
Livello d'istruzione	Licenza elementare	7,65	40,46	4,39	31,71	6,95	52,70	4,78	36,92
	Licenza media	59,41	35,84	56,14	36,59	65,78	39,19	69,10	46,15
	Qualifica professionale	2,94	4,62	4,39	3,66	4,28	2,70	8,43	3,85
	Diploma	20,59	16,18	25,44	21,95	19,79	4,73	14,89	11,54
	Laurea	5,29	0,58	0,88	2,44	2,14	0,68	1,97	0,77
	Dato mancante	4,12	2,31	8,77	3,66	1,07	0	0,84	0,77
Qualifica	Impiegato	31,46	28,16	31,45	34,10	47,37	44,44	59,44	59,40
	Operaio	68,54	71,84	68,55	65,90	52,63	55,56	40,56	40,60
Settore dell'impresa di provenienza	Industria	83,71	89,66	40,32	47,73	90,52	89,52	64,72	67,68
	Edilizia	11,24	9,20	17,74	18,18	2,11	1,96	1,67	0,75
	Commercio	4,49	0,57	33,07	30,68	2,11	3,92	24,72	25,56
	Servizi	0,56	0,57	8,87	3,41	4,74	3,92	8,89	5,26
	Altro	0	0	0	0	0,52	0,68	0	0,75
Provincia del CPI d'iscrizione	Verona	70,22	72,41	61,29	65,90	59,47	66,01	61,11	40,60
	Vicenza	29,78	27,59	38,71	34,10	40,53	33,99	38,89	59,40
Anno d'iscrizione	1995	51,12	57,47	37,10	50,00	37,89	22,22	35,00	36,09
	1996	48,88	42,53	62,90	50,00	62,11	77,78	65,00	63,91
Anni lavorati	Media	20,74	15,60	22,12	16,95	19,74	15,67	19,83	17,14
	Minimo	15	9	15	9	15	6	15	11
	Massimo	35	35	35	36	34	36	35	36
Settimane retribuite nella storia lavorativa	Media	74,74	81,41	95,94	109,88	86,98	60,14	94,36	89,51
	Minimo	3	3	13	4	3	3	2	4
	Massimo	396	396	291	301	229	325	389	263
	Dato mancante	5,62	14,94	17,74	18,18	6,32	9,80	7,50	6,77
Retribuzione settimanale nell'episodio d'ingresso in mobilità	Media	882,13	848,86	657,42	743,11	604,84	590,28	491,98	481,55
	Minimo	124,21	194,28	181,24	206,89	134,58	178,72	109,22	168,65
	Massimo	8.867,5	10.628,5	2.101	2.813,46	5.933	2.365	2.678	1.794
Dimensione dell'impresa di provenienza	<=5	-	-	52,58	36,99	-	-	44,38	47,06
	>5 e <=10	-	-	37,11	41,09	-	-	33,43	36,13
	>10 e <=15	-	-	10,31	21,92	-	-	22,19	16,81
	>15 e <=30	34,00	19,33	-	-	36,97	21,80	-	-
	>30 e <=100	48,67	54,00	-	-	44,24	41,36	-	-
	>100	17,33	26,67	-	-	18,79	36,84	-	-
	Media	70,68	91,94	5,63	6,77	60,78	72,92	6,55	6,26
	Minimo	16	17	0	0	16	16	0	1
	Massimo	305	337	15	14	404	337	15	15
	Dato mancante	8,43	5,17	12,90	12,50	7,89	9,15	5,00	4,51
	Dato contraddittorio	7,30	8,62	8,87	4,55	5,26	3,92	6,11	6,02
Indice medio 1	Media	97,94	99,33	95,90	96,31	97,59	97,77	96,74	99,37
Indice medio 2	Media	96,72	96,46	86,96	90,25	94,30	96,35	89,00	90,16
Indice medio 3	Media	91,39	96,17	83,53	89,30	89,17	91,45	84,44	84,21
Indice medio 4	Media	89,23	94,64	81,92	88,26	85,83	89,71	84,72	82,71
Indice medio 5	Media	87,45	96,65	77,55	89,58	86,89	90,20	82,78	81,95

\* Si riportano le frequenze relative espresse in percentuale e, per alcune variabili, il valore medio, massimo e minimo. Anche per i dati mancanti è stata riportata la frequenza relativa. Per quanto riguarda la dimensione dell'impresa è stata utilizzata la dimensione nel semestre. I dati contraddittori si riferiscono ai casi in cui c'è discordanza tra la legge d'iscrizione in lista e la dimensione estratta da Inps. Le frequenze per la dimensione sono calcolate considerando i soli casi non contraddittori. Infine i 5 indici medi sono le 5 medie annuali dei 60 indici medi di occupazione precedenti all'iscrizione in lista.



## Appendice D

# Risultati dei test di verifica della validità del *matching*

Nelle pagine seguenti troviamo i grafici relativi ai test sugli esposti e i non esposti per la verifica della validità del *matching* in ciascuno dei quattro sotto-campioni considerati rispettivamente nella stima dell'effetto differenziale del trattamento e nella stima dell'effetto indennità.

Per quanto riguarda la verifica sui non esposti, si è suddiviso il gruppo di controllo in due insiemi di soggetti non esposti sulla base della mediana della variabile di disturbo (l'età / la dimensione), in modo da ottenere il maggior grado di eterogeneità possibile tra i due gruppi rispetto a tale variabile. Si è quindi effettuato il *matching* tra i due gruppi di controllo con riferimento al *propensity score* stimato nell'intera popolazione considerata. Nei grafici si rappresentano, appunto, le differenze tra le stime degli indici medi di occupazione dei due gruppi di controllo risultanti dall'abbinamento e, precisamente, si sottrae l'indice medio del gruppo con i valori inferiori della variabile di disturbo da quello del gruppo con valori superiori.

Differenze significative nel periodo precedente all'ingresso in mobilità segnalano un'errata specificazione del *propensity score*. La proprietà di bilanciamento non è soddisfatta in modo adeguato e rischiamo di abbinare soggetti con caratteristiche diverse. Si ricordi che nel modello logit per la stima del *propensity score* ci sono gli stessi indici di occupazione antecedenti all'iscrizione in lista e, per la proprietà di bilanciamento, essi devono avere lo stesso valor medio nei due gruppi di confronto a parità di *propensity score*.

Differenze significative, invece, nel solo periodo successivo all'ingresso in mobilità, dicono che a parità di *propensity score* il livello di occupazione in assenza dell'intervento (dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista / dell'indennità) dipende dalla variabile di disturbo e quindi dall'esposizione o meno all'intervento che ne è funzione deterministica. Per cui condizionatamente al vettore delle variabili di controllo scelte (attraverso l'abbinamento) non siamo in grado di annullare il *selection bias* generato dall'età (dalla dimensione) e i risultati del *matching* sono da ritenersi inaffidabili.

Per quanto riguarda la verifica sul gruppo degli esposti, la procedura è la medesima. In questo caso, però, differenze significative nel periodo successivo all'iscrizione in lista informano che è il livello di occupazione da esposti a dipendere dalla variabile di disturbo condizionatamente alle variabili di controllo. Questo non dice nulla sulla validità del *matching*, perché è il risultato potenziale in assenza dell'intervento ad essere coinvolto nel *selection bias*. Però il risultato da esposto è dato dalla somma del risultato da non esposto e dell'impatto (l'effetto differenziale / l'effetto indennità). Per cui la dipendenza del risultato da esposto dalla variabile di disturbo potrebbe essere causata sia da una dipendenza dell'impatto che da una dipendenza del risultato da non esposto e quindi, in quest'ultimo caso, i risultati ottenuti col test sui non esposti, se favorevoli, sono da rivedere, così come quelli del *matching* inattendibili.

Dai grafici possiamo notare che in tutti i casi riusciamo a sfruttare appieno l'informazione disponibile mediante la specificazione adottata per il *propensity score*. Qualora si osservassero delle oscillazioni piuttosto ampie attorno allo zero, esse sono dovute al fatto che sono state considerate le 5 medie annuali dei 60 indici medi di occupazione precedenti all'ingresso in mobilità.

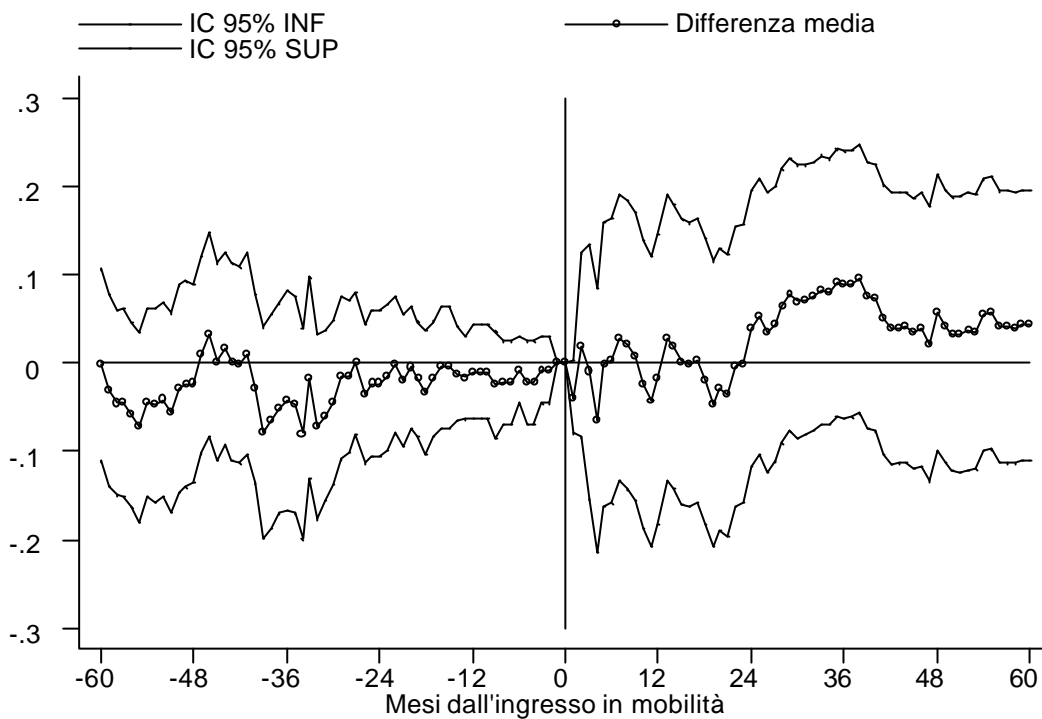
Per quanto riguarda invece il periodo post-iscrizione, relativamente all'effetto differenziale, osserviamo una differenza negativa significativamente diversa da zero per i quarantenni iscritti con la legge 223 (Figura D.2) ed addirittura un trend negativo per i quarantenni iscritti con la 236 (Figura D.4). Quindi per gli uomini la validità del *matching* rimane dubbia, anche se è plausibile

ritenere che l'effetto negativo dell'anno aggiuntivo di permanenza in lista possa variare con l'età del soggetto esposto considerato e sia più consistente tra i quarantenni vecchi, così come suggerito dalle figure. Comunque per gli uomini iscritti con la legge 236 si nota pure un leggero trend finale della differenza tra gli indici medi di occupazione nel periodo precedente all'iscrizione in lista per i non esposti (dal terzo anno tale differenza tende a divergere positivamente dallo zero). Nel grafico delle quarantenni iscritte con la legge 223 (Figura D.1), appare, invece, un allontanamento dallo zero nel periodo successivo all'iscrizione in lista, comunque esso non è significativo e gli intervalli di confidenza contengono ampiamente lo zero. Quindi i test funzionano meglio nel gruppo delle donne iscritte con la legge 236.

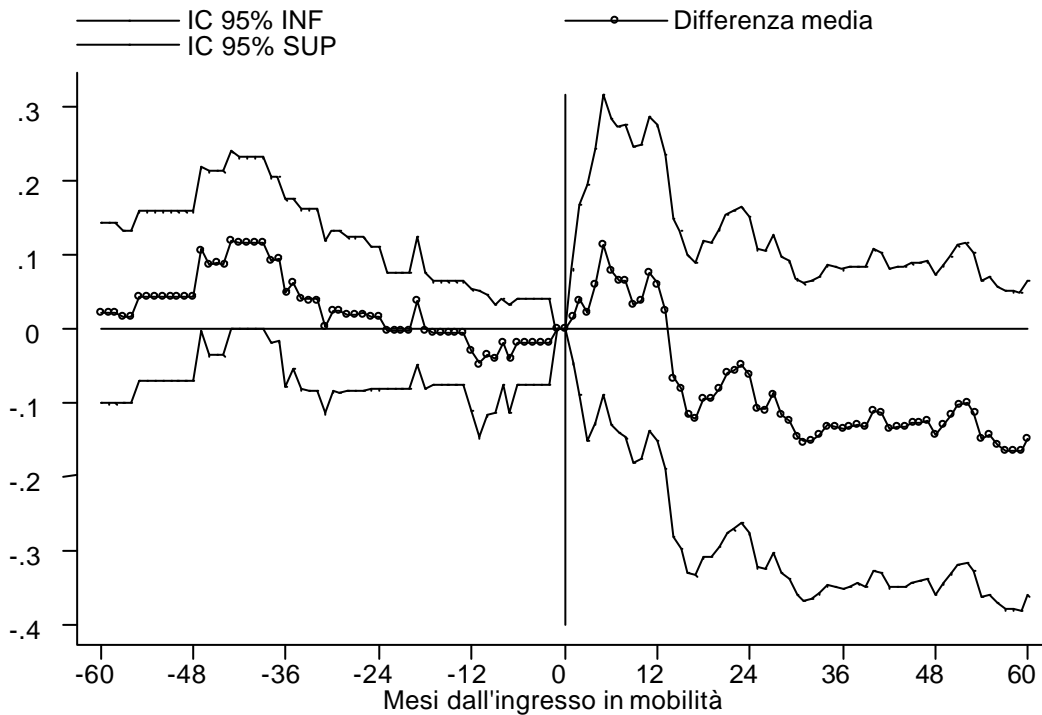
Relativamente alla stima dell'effetto indennità, il *matching* non è assolutamente corretto nel gruppo degli uomini quarantenni (Figura D.8), dove il test sui non esposti mostra differenze significative tra i due gruppi di controllo nel periodo post-mobilità. Si noti, però, che il test sugli esposti produce dei risultati molto buoni e le differenze tra gli indici medi dei due gruppi sono nulle. Per le donne quarantenni (Figura D.7) osserviamo, invece, un leggero allontanamento positivo dallo zero nel periodo immediatamente successivo all'iscrizione in lista sia per le indennizzate che per le non indennizzate, comunque questo viene presto riassorbito e le differenze possono considerarsi nulle. Infine tra le trentenni (Figura D.5), sembra esserci un lieve trend negativo dopo l'ingresso in mobilità per le non esposte e prima dell'ingresso in mobilità per le esposte, ma gli intervalli di confidenza contengono ampiamente lo zero, per cui assumiamo tali differenze nulle. Quindi è per gli uomini trentenni (Figura D.6) che i test danno i risultati migliori.

**Figura D.1:** Donne iscritte mediante la legge 223; grafici di verifica della validità del *matching*.

### Test sui non esposti

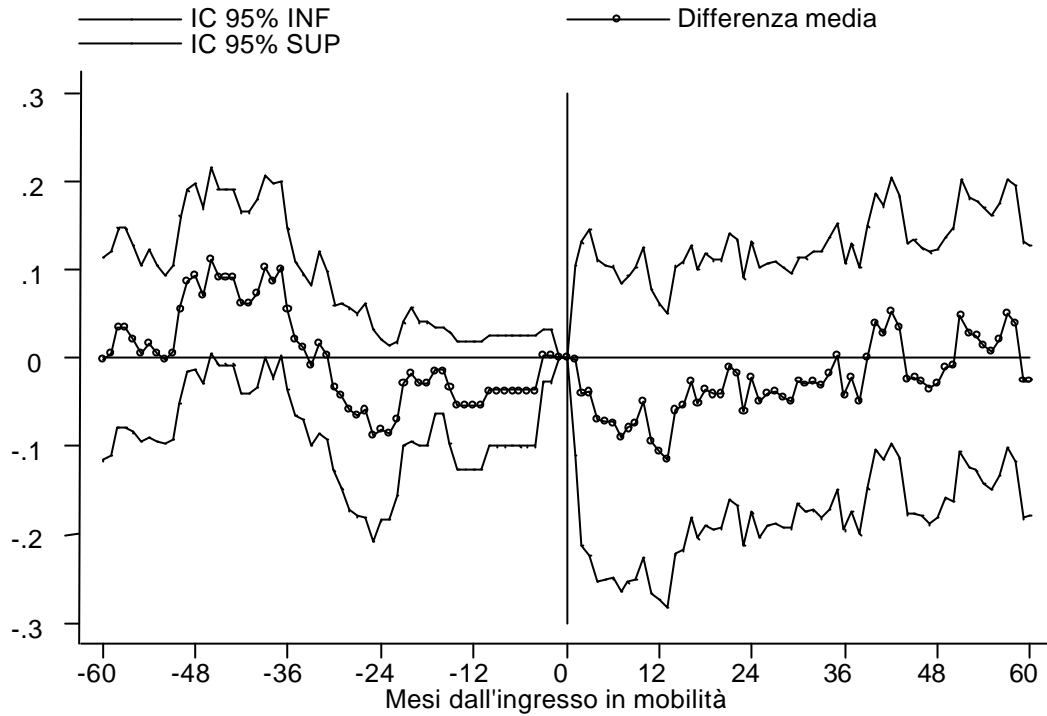


### Test sugli esposti

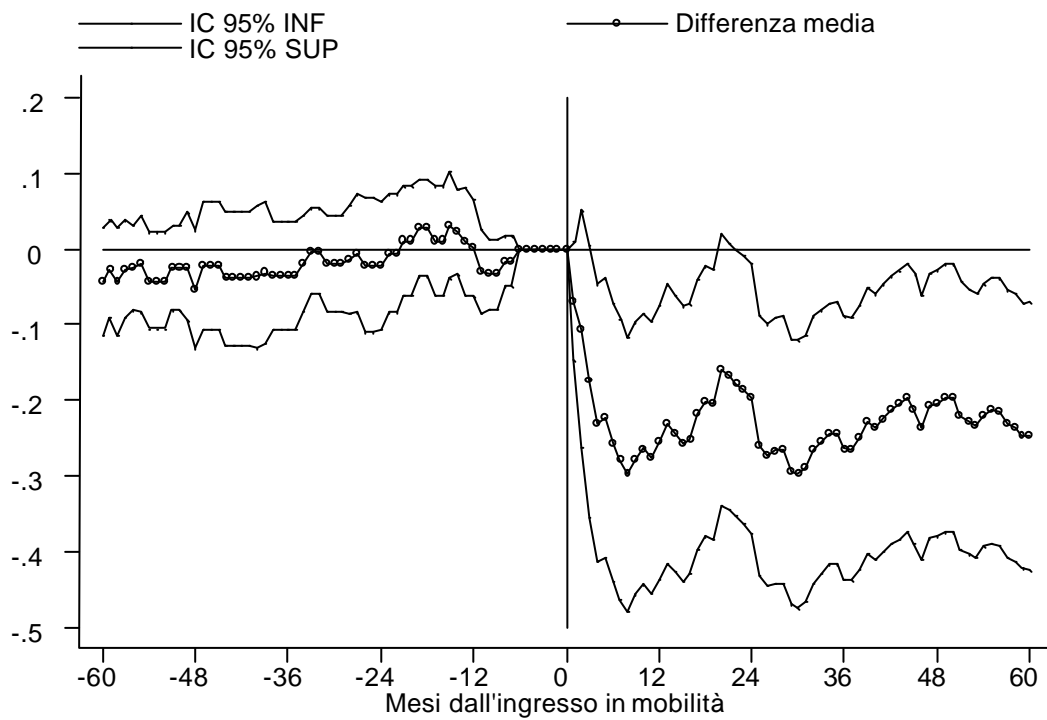


**Figura D.2:** Uomini iscritti mediante la legge 223; grafici di verifica della validità del *matching*.

### Test sui non esposti

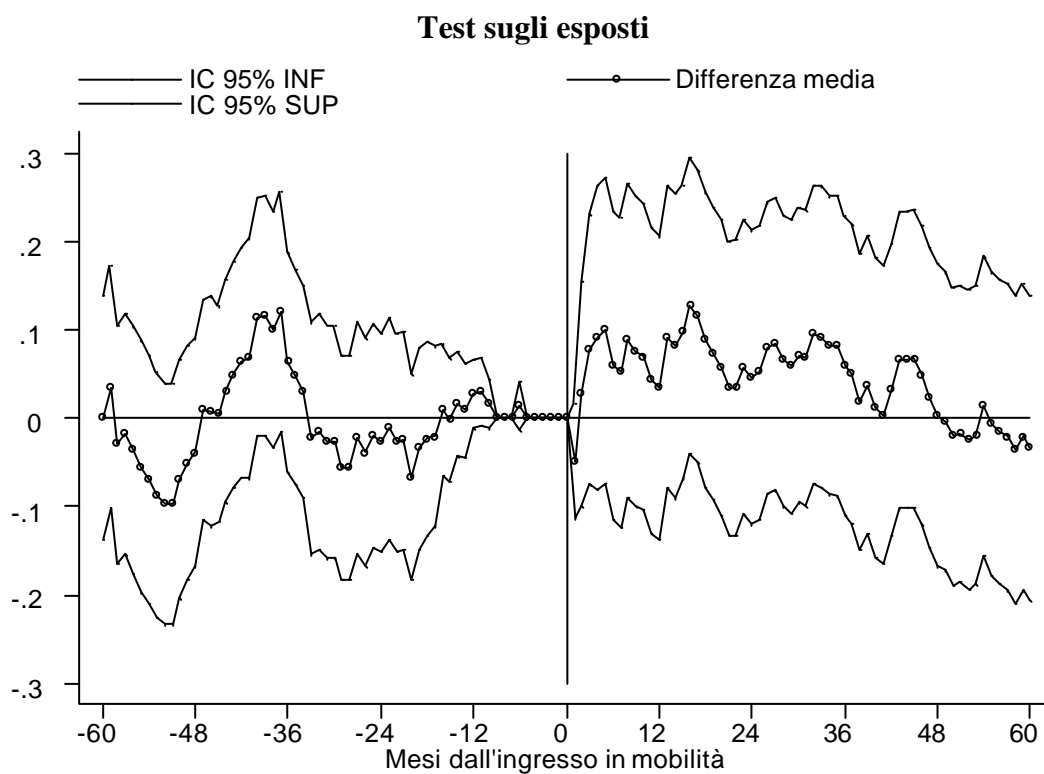
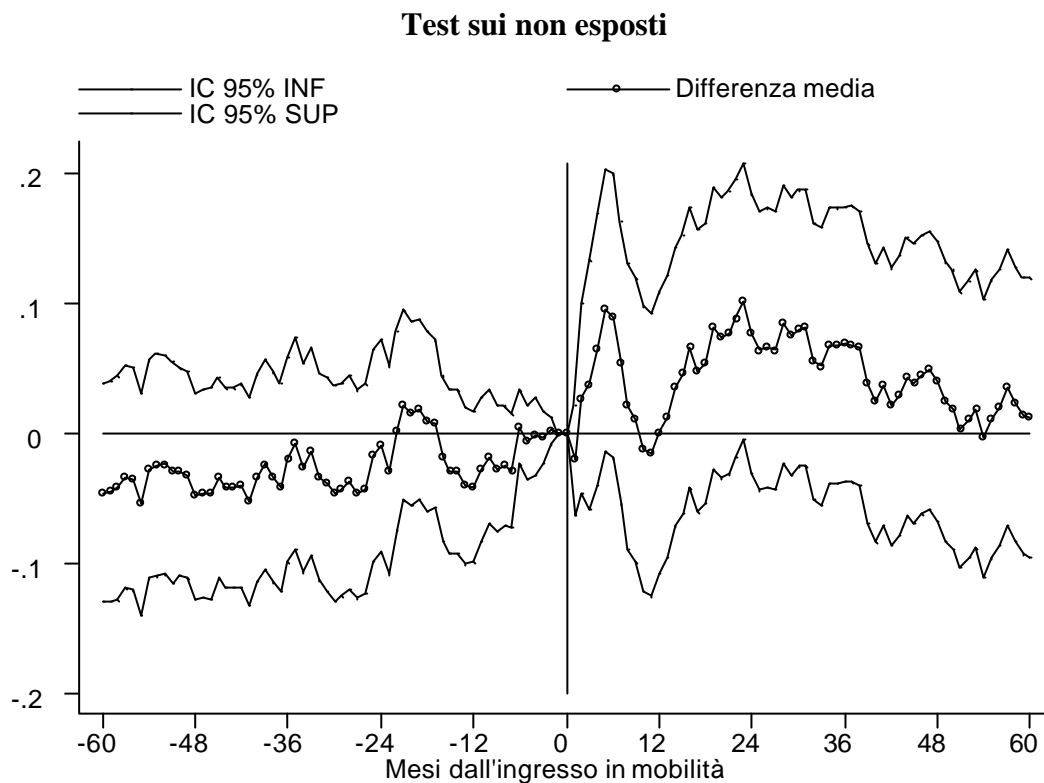


### Test sugli esposti

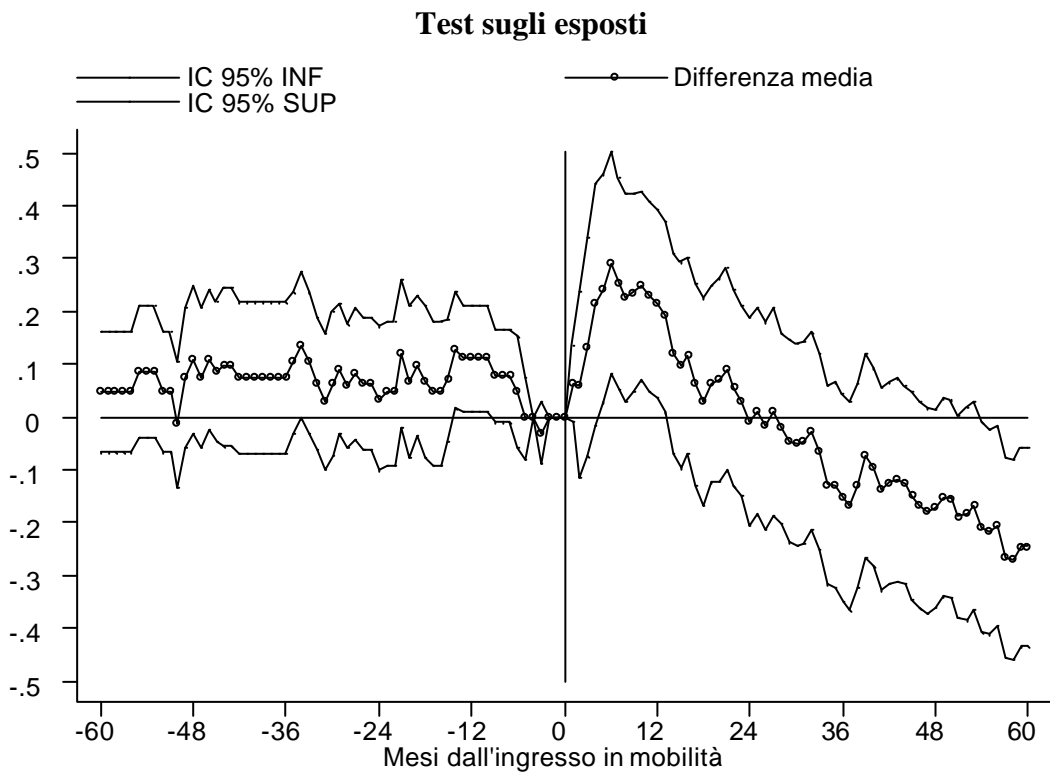
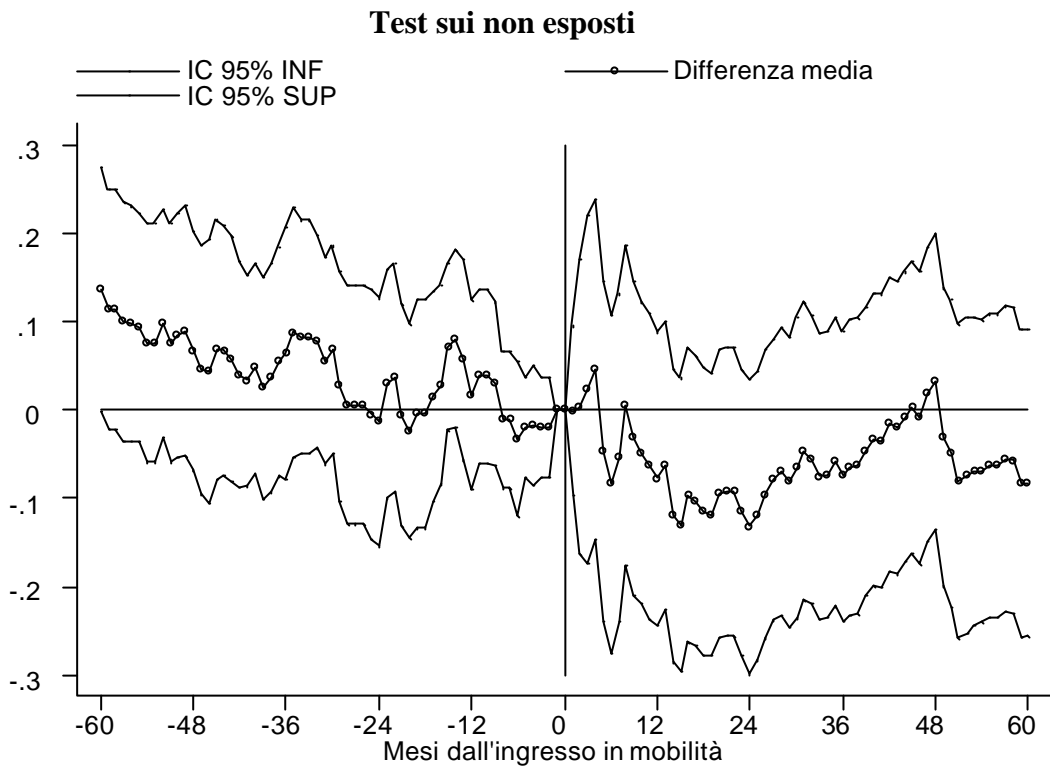




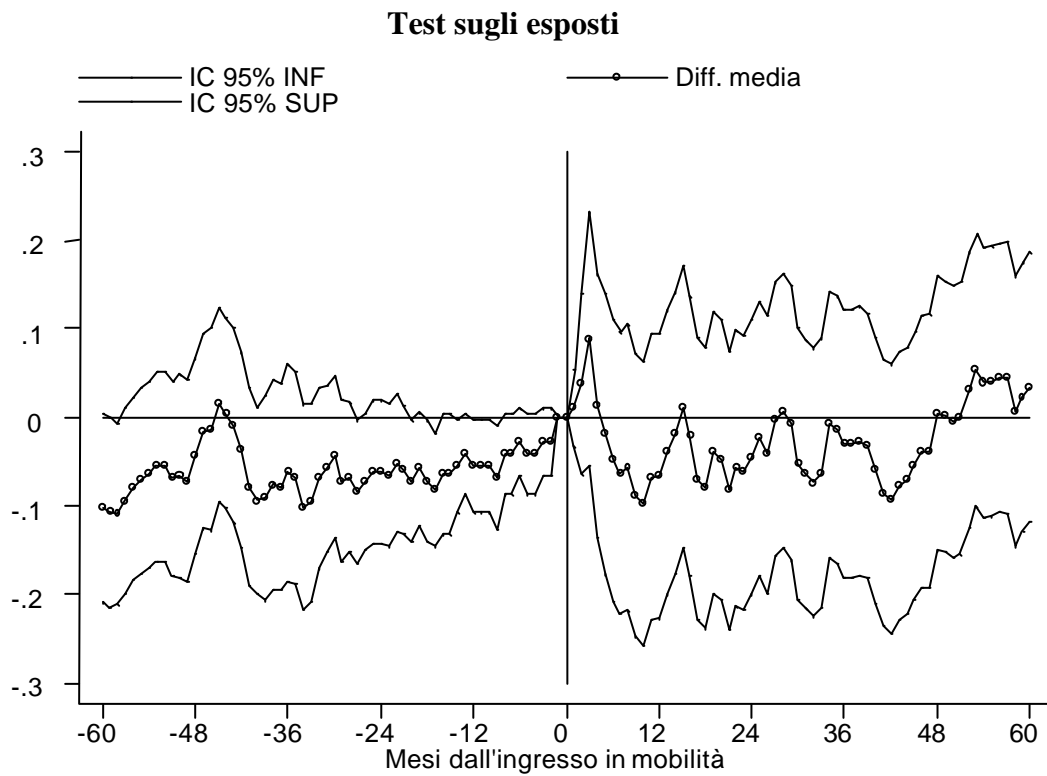
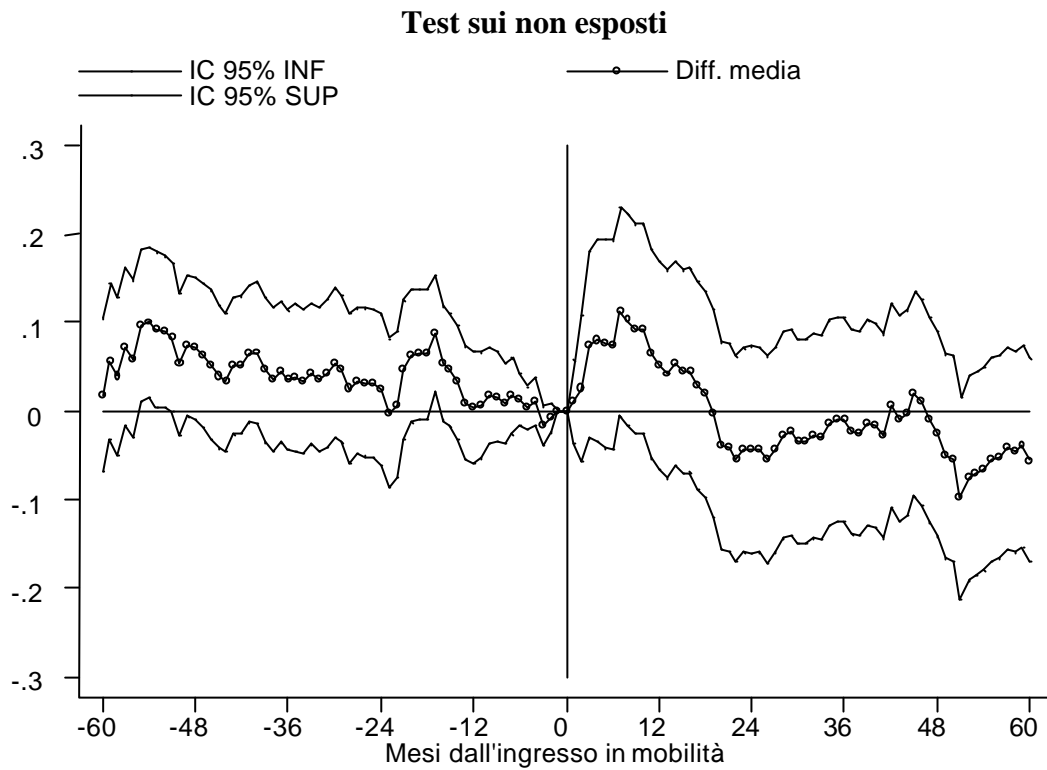
**Figura D.3:** Donne iscritte mediante la legge 236; grafici di verifica della validità del *matching*.



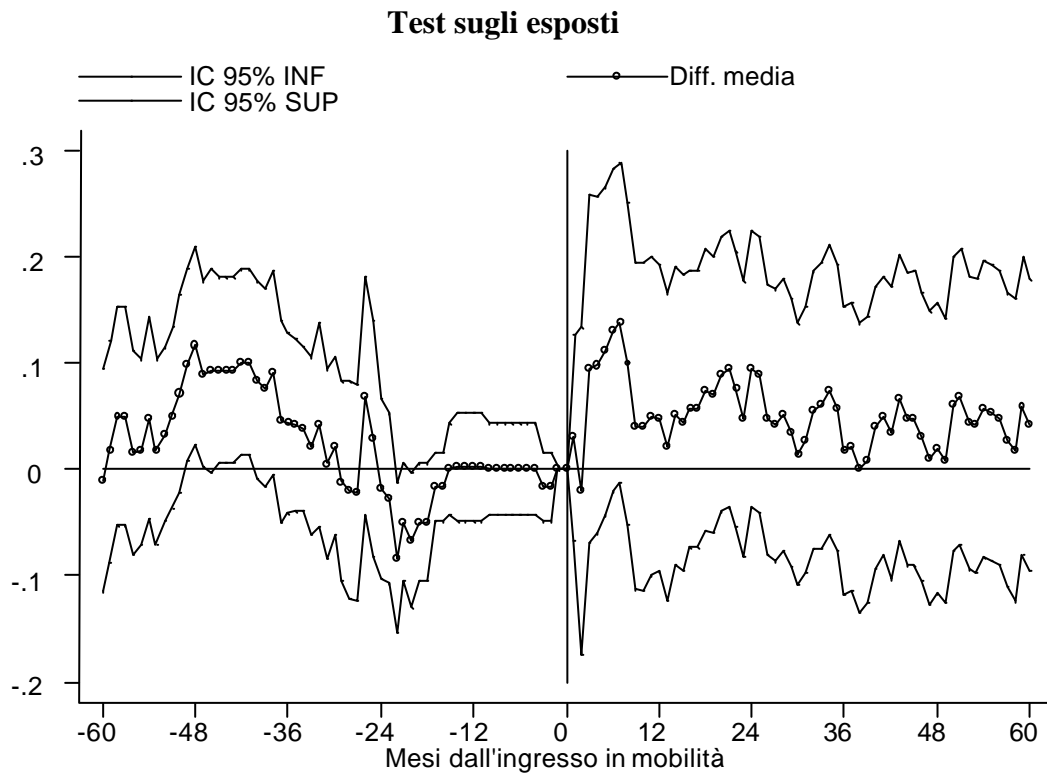
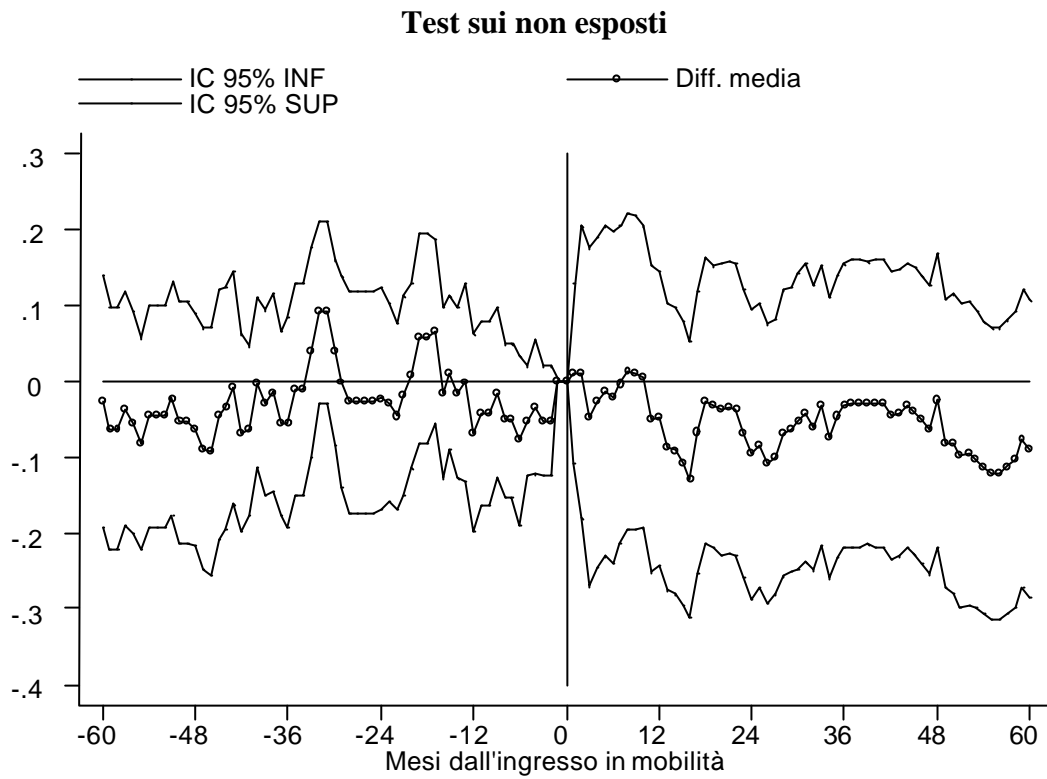
**Figura D.4:** Uomini iscritti mediante la legge 236; grafici di verifica della validità del *matching*.



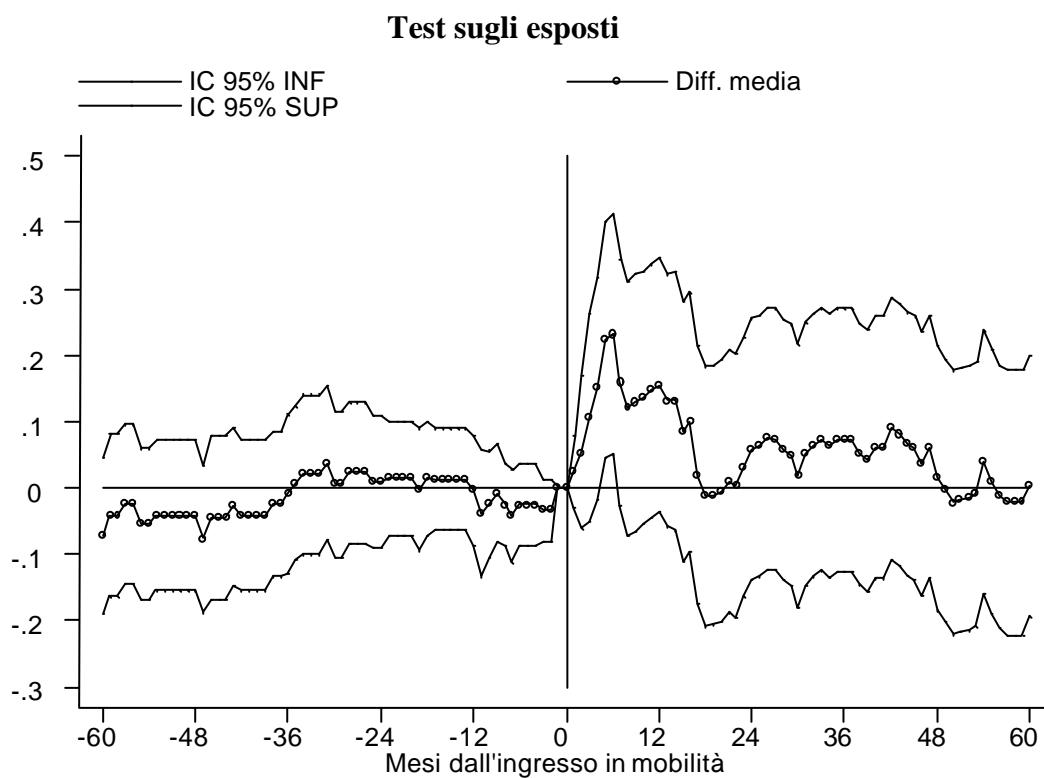
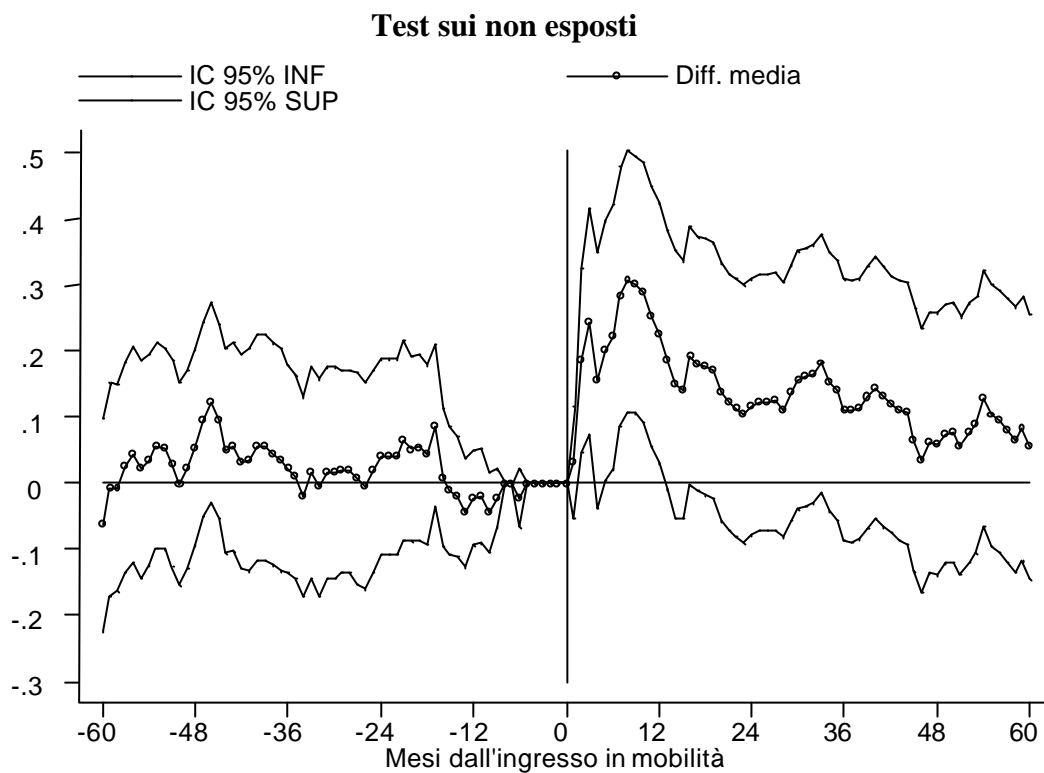
**Figura D.5:** Donne trentenni; grafici di verifica della validità del *matching*.



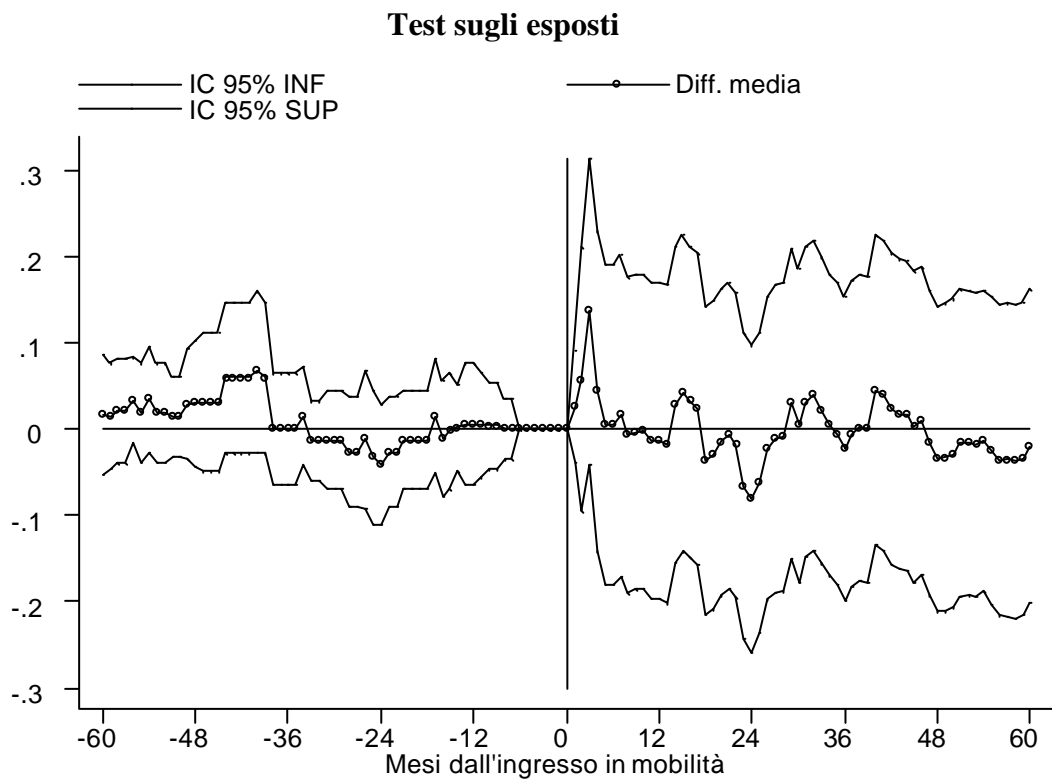
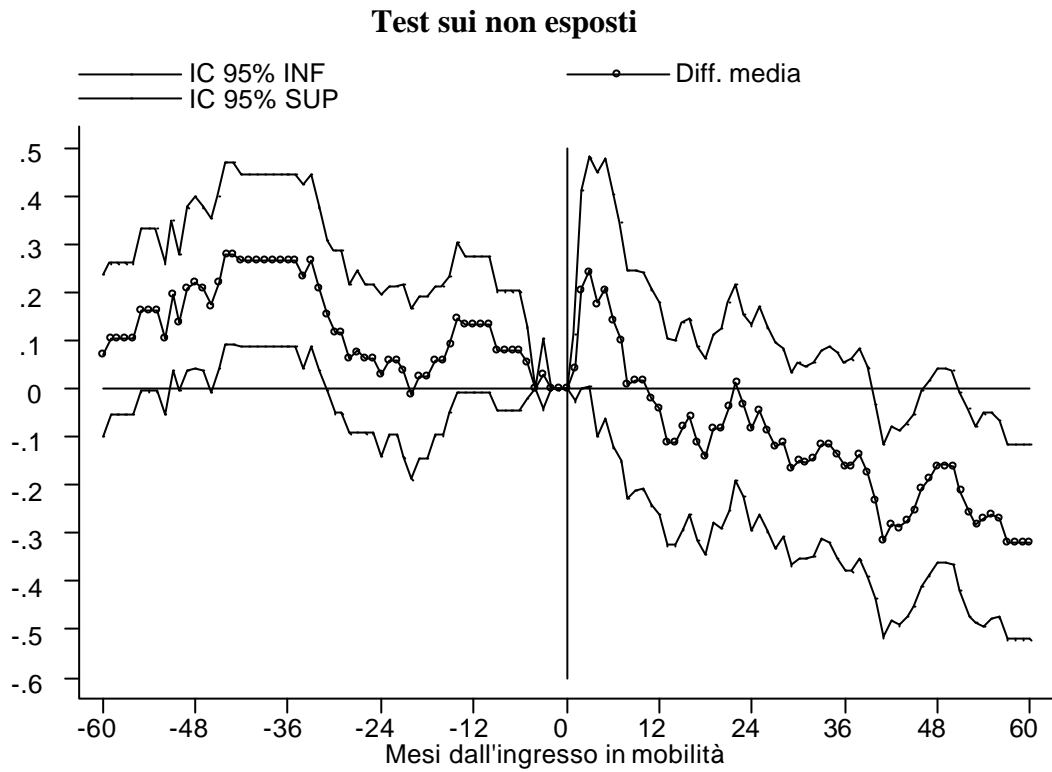
**Figura D.6:** Uomini trentenni; grafici di verifica della validità del *matching*.



**Figura D.7:** Donne quarantenni; grafici di verifica della validità del *matching*.



**Figura D.8:** Uomini quarantenni; grafici di verifica della validità del *matching*.



# Bibliografia

Bassi F., M. Gambuzza e Raseira M. (2001), “Il sistema informatizzato Netlabor: struttura, caratteristiche e qualità”, in Trivellato U. (2001) (a cura di), *Servizi per l'impiego e ricerche sul lavoro. L'esperienza del Veneto*, Quaderni di economia del lavoro, 72, Franco Angeli, Milano.

Becker S.O. e A. Ichino (2002), “Estimation of average treatment effects based on propensity score”, *The Stata Journal*, 2 (4): 385-377.

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 G. Brunello (a cura di), *L'impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Edizioni Scientifiche italiane, Firenze, 1997.

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. e R. Miniaci (1997b), “Fattore Milano? Un'esplorazione delle liste di mobilità in Lombardia”, in Borzaga C. e G. Brunello (a cura di), *L'impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Edizioni Scientifiche Italiane, Firenze, 1997.

Caroleo F., Clarizia P., Di Monte P., O' Higgins N. (1997), “Liste di (im)mobilità? L'impatto della legge 223 sulla probabilità di rioccupazione. Studio di un caso: la Campania”, in Borzaga C. e G. Brunello (a cura di), *L'impatto delle politiche attive del lavoro in Italia*, Firenze, Esi.

Caruso E. (2001), “Durata della disoccupazione e probabilità di reimpiego in presenza di incentivi all'assunzione: l'evidenza empirica della lista di mobilità della regione Umbria”, *Politica Economica*, 17 (1): 73-95.

Cavapozzi D. (2003), “Gli effetti dei benefici ai lavoratori in mobilità secondo la dimensione dell'impresa di provenienza”, tesi di laurea non pubblicata, facoltà di Scienze statistiche, Università di Padova.

Everit B. e Rabe-Hesketh S. (2000), *A handbook of statistical analysis using Stata*.

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 dell'Impiego del Veneto (a cura di), *Il mercato del lavoro veneto. Tendenze e politiche. Rapporto 1998*, Franco Angeli, Milano.

Gobitti G. (1997), “I lavoratori in mobilità”, in Agenzia per l'Impiego del Veneto (a cura di), *Il mercato del lavoro Veneto. Tendenze e politiche. Rapporto 1997*, Franco Angeli, Milano.

Green W. H. (2000), *Econometric Analysis*, fourth edition, Prentice Hall International, Inc..

Hamilton L. (1998), *Statistics with Stata 5*, Duxbury Press.

Heckman J. J., H. Ichimura e P. Todd (1997), "Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme", *Review of Economic Studies*, 64: 605-654.

Heckman J. J., H. Ichimura e P. Todd (1998), "Matching as an econometric evaluation estimator", *Review of Economic Studies*, 65:261-294.

Heckman J. J., R. J. Lalonde e J. A. Smith (1999), "The economics and econometrics of active labor market programs", in O. Ashenfelter e D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Amsterdam: Elsevier.

Maddala G. S. (1983), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.

Martini A. e P. Garibaldi (1993), "L'informazione statistica per il monitoraggio e la valutazione degli interventi di politica del lavoro", *Economia & Lavoro*, 27 (1): 3-22.

Martini A., E. Rettore e U. Trivellato (2001), "Valutare gli effetti di interventi sociali in presenza di selezione: metodi statistici, teoria economica e dati", relazione al XVI Convegno nazionale di Economia del Lavoro, Firenze, 4-5 ottobre 2001 (mimeo).

Paggiaro A. (2002), "I lavoratori in mobilità: informazioni dagli archivi dei Centri per l'impiego", in *Il mercato del lavoro nel Veneto. Tendenze e politiche. Rapporto 2002*, Franco Angeli, Milano: 423-450.

Paggiaro A. e U. Trivellato (2001), "Il monitoraggio e la valutazione delle 'Liste di mobilità': prime evidenze dalla integrazione con gli archivi Netlabor", in Trivellato U. (2001) (a cura di), *Servizi per l'impiego e ricerche sul lavoro. L'esperienza del Veneto*, Quaderni di economia del lavoro, 72, Franco Angeli, Milano.

Paggiaro A. e U. Trivellato (2002), "Assessing the effects of the 'Mobility Lists' programme by flexible duration models", *Labour*, 16 (2): 235-266.

Rettore E. e U. Trivellato (1999), "Come disegnare e valutare politiche attive del lavoro", *Il Mulino*, 48 (385): 891-904.

Romano M. (2003), *Abbinamento tra gli archivi Inps e Netlabor* (mimeo).

Rosenbaum P. R. (1987), "The central role of the propensity score in observational study", *Statistical Science*, 2 (3): 292-316.

Rosenbaum P. R. e D. R. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, 70 (1): 41-55.

Rubin D. B. (1977), "Assignment to treatment group on the basis of a covariate", *Journal of Educational Statistics*, 2: 4-58.

Snower D. (1994), "Converting unemployment benefits into employment subsidies", *American Economic Review*, 84 (2): 65-70.



Trivellato U. (a cura di) (2001), *Servizi per l'impiego e ricerche sul lavoro. L'esperienza del Veneto*, Franco Angeli.