

SUSSIDI AI DISOCCUPATI E INCENTIVI ALL'OCCUPAZIONE:
IL CASO DELLE LISTE DI MOBILITÀ DELL'UMBRIA

ENZA CARUSO e GIUSEPPE PISAURO

pubblicazione internet realizzata con contributo della



Sussidi ai disoccupati e incentivi all'occupazione: il caso delle liste di mobilità dell'Umbria

Enza Caruso e Giuseppe Pisauro *

Abstract

L'indennità di mobilità è uno dei più importanti schemi del sistema italiano di sostegno del reddito dei disoccupati, non solo dal punto di vista della rilevanza quantitativa ma soprattutto per alcune caratteristiche del suo disegno. Coerentemente con le raccomandazioni della letteratura teorica, lo schema unisce a un elemento di tutela passiva (l'indennità) interessanti elementi di incentivo all'occupazione: un lavoratore in mobilità porta all'impresa che lo dovesse assumere un bonus pari al 50% dell'indennità che egli deve ancora percepire (la durata è di 1-2 anni) e uno sgravio contributivo pressoché totale per 18-24 mesi.

Il paper utilizza dati longitudinali (i lavoratori presenti nelle liste di mobilità dell'Umbria negli anni 1995-1998) per analizzare l'efficacia dello schema nel favorire l'uscita dalla disoccupazione (il gruppo di controllo è costituito dai lavoratori iscritti alle liste di mobilità che non hanno diritto a percepire l'indennità). Costituisce un elemento innovativo rispetto alla letteratura empirica esistente il fatto che i dati consentono di distinguere 1) tra assunzioni nella stessa impresa che aveva precedentemente licenziato il lavoratore (*recalls*) e assunzioni in nuove imprese e 2) tra assunzioni a tempo determinato e a tempo indeterminato. I primi risultati dell'analisi, che indicano un'elevata incidenza di *recalls*, sembrano suggerire la presenza di comportamenti opportunistici da parte delle imprese, con rilevanti implicazioni per il disegno della riforma del sistema degli ammortizzatori sociali.

1. Introduzione

L'indennità di mobilità è uno dei più importanti schemi del sistema italiano di sostegno del reddito dei disoccupati, non solo dal punto di vista della rilevanza quantitativa ma soprattutto per alcune caratteristiche del suo disegno. La struttura del programma contiene alcune caratteristiche del *benefit transfer program* proposto da Snower (1994a, 1994b, 1995) che, in sintesi, offre ai disoccupati la possibilità di convertire le loro prestazioni assicurative in buoni da trasferire alle imprese che li assumono.¹

La lista di mobilità nasce nel 1991 per accogliere i lavoratori oggetto di un licenziamento collettivo. Ai disoccupati, iscritti nella lista, si riserva una tutela che varia, in termini di durata, secondo l'età del lavoratore al momento del

* Enza Caruso, Commissione tecnica per la spesa pubblica, Ministero dell'economia e finanze.

Giuseppe Pisauro, Dipartimento di Economia, Università di Perugia.

Si ringrazia l'Agenzia regionale per l'impiego dell'Umbria che ha concesso l'accesso ai dati e Manlio Mariotti della CGIL Umbria per le utili informazioni fornite sulle aziende.

¹ Sul tema dei sussidi all'occupazione, della disoccupazione di lunga durata e degli effetti delle politiche attive nel mercato del lavoro si vedano anche Jackman, Pissadires e Savouri (1990), Dell'Aringa (1994), Layard (1994), Layard, Nickell e Jackman (1994), Samek Lodovici (1995), Nickell (1997). Un'ampia rassegna teorica ed empirica degli effetti delle prestazioni di disoccupazione sul mercato del lavoro è contenuta in Atkinson e Micklewright (1991).

licenziamento e che dipende, in termini di sostegno, dalla dimensione dell'impresa che ha proceduto al licenziamento. Alle imprese che assumono lavoratori in mobilità si concede invece una considerevole riduzione del costo del lavoro grazie alla temporanea fiscalizzazione degli oneri sociali e al trasferimento di una parte della prestazione residua non ancora goduta dai disoccupati. Il programma ha inoltre lo scopo di redistribuire le opportunità occupazionali: l'assunzione dei lavoratori più anziani, che in genere sperimentano periodi più lunghi di disoccupazione, dovrebbe in teoria essere favorita dal bonus potenzialmente più elevato trasferibile alle imprese. In tal senso, la lunga durata del sostegno del reddito dei lavoratori più anziani (elemento passivo), che impedisce la discesa del salario di riserva e disincentiva la ricerca del lavoro, si scontra con il maggior incentivo all'occupazione (elemento attivo) che dovrebbe incrementare il flusso delle offerte lavorative, aumentando per essi le probabilità di reimpiego.

La questione da sollevare è se la politica dei sussidi all'occupazione sia efficace nel realizzare gli obiettivi redistributivi. La materia è stata affrontata in più occasioni e in diversi studi seguendo l'approccio probabilistico dell'analisi di durata. Tra le precedenti analisi si ricordano i lavori di Felli e Ichino (1988)², Brunello e Miniaci (1997), Caruso (2001), Paggiaro e Trivellato (2002), che pur utilizzando una modellistica a volte diversa giungono per diverse regioni italiane alle stesse conclusioni: l'elemento passivo del programma sembra dominare l'elemento attivo. Tuttavia, l'incapacità di identificare i periodi di assunzione temporanea da un lato, e la destinazione nel processo di transizione verso l'occupazione dall'altro, suggerisce di interpretare i risultati con cautela.

In alcuni mercati del lavoro una quota considerevole di lavoratori viene riassunta dall'impresa che ha proceduto al licenziamento ma questa possibilità raramente è stata inserita nei modelli che valutano gli effetti della durata potenziale delle prestazioni assicurative sulla durata della disoccupazione.³ L'evidenza empirica è scarsa ma significativi sono i risultati ottenuti nei modelli di rischio di Katz (1986), Katz e Meyer (1990a, 1990b), Han e Hausman (1990) per il mercato del lavoro statunitense, e più recentemente di Jansson (2002) con riferimento alla Svezia. Se nei modelli di rischio singolo le probabilità di reimpiego generalmente mostrano dopo un picco iniziale una dipendenza negativa dalla durata della disoccupazione, in un modello di rischi competitivi questo andamento viene confermato solo nel caso dei *recalls*. Per le nuove assunzioni non si riscontra, invece, una dipendenza negativa e gli effetti della durata delle

² In realtà l'analisi di Felli e Ichino è precedente all'introduzione del programma dell'indennità di mobilità e si riferisce a un esperimento condotto su lavoratori in Cigs.

³ Katz e Meyer (1990a) rilevano che negli Stati Uniti il 52% dei periodi completati nel campione del Panel Study of Income Dynamics (PSID) sono rappresentati dai *recalls*. Le indagini campionarie svedesi riportano valori compresi tra il 40% e il 47%, e questi valori sono molti vicini a quelli del mercato del lavoro danese [Jansson (2002)].

prestazioni assicurative sono più pronunciati in prossimità della scadenza del diritto al sostegno.

In questo lavoro presentiamo i risultati iniziali di una ricerca basata sui dati contenuti nell'archivio amministrativo della lista di mobilità della Regione Umbria, per il periodo 1995-1998. La nostra indagine presenta il vantaggio di superare alcuni limiti informativi che hanno caratterizzato le precedenti valutazioni del programma delle liste di mobilità: i dati disponibili permettono infatti di distinguere i lavoratori che completano i loro periodi di permanenza nella lista con l'accettazione di un nuovo lavoro (*new jobs*) da coloro che invece sono richiamati nella precedente impresa (*recalls*); consentono inoltre di stimare l'impatto della durata residua del bonus che si trasferisce alle imprese, grazie alla ricostruzione per ciascun lavoratore in mobilità del percorso delle assunzioni a tempo determinato. L'analisi è condotta distinguendo la tipologia di lista (con o senza indennità di mobilità) e i risultati ottenuti non si discostano dall'evidenza presente nella letteratura internazionale ma incorporano gli effetti della politica degli incentivi all'occupazione che esercitano un peso più determinante sulle probabilità di reimpiego dei *recalls*.

Il paper è organizzato come segue. Nella seconda sezione vengono delineate le caratteristiche istituzionali che regolano il programma delle liste di mobilità. Nella Sezione 3 si procede alla descrizione dell'organizzazione dei dati e si forniscono le prime valutazioni dell'analisi di durata. La Sezione 4 introduce il modello di rischi competitivi. La dipendenza dai periodi di permanenza nella lista e le probabilità di reimpiego dei lavoratori sono state stimate utilizzando specificazioni flessibili nei modelli di durata e i risultati sono riportati Sezione 5. Le conclusioni chiudono l'esposizione.

2. Le liste di mobilità: caratteristiche istituzionali

Lo schema dell'indennità di mobilità è stato introdotto nel nostro ordinamento dalla l. 223/91, che disciplina i licenziamenti collettivi e consente alle imprese rientranti nel campo di applicazione della CIGs di collocare i lavoratori eccedenti nelle liste di mobilità. La tutela del lavoratore iscritto nelle liste di mobilità non si esaurisce nella sola garanzia del reddito, attraverso l'attribuzione dell'indennità di mobilità (tutela economica), ma si sostanzia in una molteplicità di misure protettive e promozionali dirette a favorire il rientro nell'attività lavorativa (tutela occupazionale).

La durata della permanenza nella lista varia in funzione dell'età anagrafica del lavoratore al momento del licenziamento. Essa è normalmente di 12 mesi, elevati a 24 e a 36, rispettivamente, per i lavoratori di età superiore a 40 e 50 anni, in

considerazione della maggiore difficoltà dei più anziani a ricollocarsi sul mercato del lavoro.

L'indennità di mobilità, riservata ai lavoratori assunti stabilmente con contratto di lavoro a tempo indeterminato e licenziati nei settori in cui trova applicazione la CIGs, è pari, per i primi 12 mesi, all'80% e, per i mesi successivi, al 60% della precedente retribuzione, nei limiti dei massimali vigenti per la CIG.⁴ In ogni caso, l'indennità di mobilità non può essere corrisposta per un periodo superiore all'anzianità maturata dal lavoratore alle dipendenze dell'impresa che abbia attivato la procedura di mobilità.

La tutela occupazionale si esplicita innanzitutto nel diritto di precedenza per eventuali assunzioni effettuate entro l'anno dal datore di lavoro che ha proceduto al licenziamento riservato espressamente ai lavoratori collocati in mobilità (art. 8, 1° c., l. 223/91). Specifici incentivi economici sono inoltre previsti per le imprese che assumono i lavoratori iscritti nelle liste di mobilità (art. 8, cc. 2 e 4, e art. 25, c. 9). In primo luogo, il datore di lavoro, che assume a tempo pieno e indeterminato disoccupati in mobilità, beneficia di un contributo pari al 50% dell'indennità di mobilità che sarebbe spettata al lavoratore. Tale contributo è erogato al massimo per 12 mesi, ovvero 24 per i lavoratori ultracinquantenni, e comunque per una durata non superiore al restante periodo di godimento della prestazione. In aggiunta a ciò, è concessa una notevole riduzione degli oneri sociali, prevedendo che per 18 mesi l'aliquota contributiva sia la stessa applicata agli apprendisti.

Il lavoratore iscritto nella lista di mobilità può essere assunto con contratto a tempo determinato per una durata non superiore a 12 mesi. Anche in questo caso, la quota di contribuzione a carico dell'impresa è quella minima prevista per gli apprendisti. Inoltre, al fine di incentivare la stabilizzazione del rapporto di lavoro, l'impresa avrà diritto a conservare la riduzione contributiva per ulteriori 12 mesi se alla scadenza trasforma il contratto a termine in contratto a tempo indeterminato, oltre a percepire il trasferimento del 50% dell'indennità di mobilità.

Per un'impresa, in teoria, potrebbe essere conveniente dapprima procedere a un'assunzione temporanea, e successivamente impiegare il lavoratore in maniera definitiva, perché così facendo si prolungherebbe di 6 mesi la durata dello sgravio contributivo. Il lavoratore assunto con contratto a termine rimane iscritto nella lista e i periodi lavorativi non incidono sui limiti massimi di durata dell'iscrizione, ma ovviamente se il lavoratore beneficia dell'indennità di mobilità, questa sarà sospesa nel periodo lavorativo.

La possibilità di essere riassunti dal precedente datore di lavoro potrebbe indurre le imprese a utilizzare l'istituto della mobilità in modo improprio,

⁴ In realtà, dopo il primo anno l'indennità di mobilità è esente dall'imposta sul reddito, così che il grado di copertura è pari al 64%.

licenziando la propria forza lavoro per poter ottenere una considerevole riduzione del costo del lavoro in seguito alla riassunzione. Un'operazione che, a conti fatti, risulterebbe di gran lunga più conveniente della sospensione temporanea che può aver luogo attraverso la CIGs. Proprio per limitare comportamenti del genere, il legislatore è intervenuto con la disposizione correttiva contenuta nella l. 451/94 (art. 2, recepita nella l. 223/91 all'art. 8, c. 4 bis), che esclude dal diritto ai benefici le imprese che procedono entro i sei dal licenziamento alla riassunzione dei lavoratori da esse stesse posti in mobilità (la limitazione si applica anche alle imprese con assetti proprietari sostanzialmente coincidenti con quello dell'impresa che ha proceduto al collocamento in mobilità).⁵ La prassi dell'Inps ha cercato, inoltre, di limitare i comportamenti elusivi delle imprese disponendo che le agevolazioni in questione non si possono applicare ai rapporti di lavoro che si svolgono sostanzialmente senza soluzione di continuità alle dipendenze di due imprese che, seppure formalmente diverse, rappresentano nei fatti l'una la trasformazione o derivazione dell'altra (per effetto di trasferimenti di azienda, di variazione del titolare o di trasformazione della compagine societaria).⁶ La normativa su riassunzioni e incentivi ad esse potenzialmente collegati contiene, in definitiva, importanti elementi di ambiguità e la sua gestione consente ampi margini di discrezionalità.⁷

La l. 236/93 ha, infine, esteso la tutela occupazionale anche ai lavoratori licenziati, collettivamente o individualmente, per giustificato motivo oggettivo (con esclusione del solo licenziamento disciplinare), da imprese che occupano meno di 15 dipendenti. Si tratta di lavoratori che si iscrivono volontariamente nelle liste di mobilità senza percepire la relativa indennità di mobilità, beneficiando, nel migliore dei casi, ancora dell'indennità ordinaria di disoccupazione.⁸ I vantaggi per essi sono tutti quelli non direttamente collegati al trattamento indennitario di mobilità.

La cancellazione dei lavoratori dalle liste di mobilità avviene generalmente per cause connesse al naturale esaurimento della tutela (assunzione definitiva o decadenza per scadenza dei termini, o ancora raggiungimento dei requisiti per il

⁵ A tale disposizione inizialmente si poteva comunque derogare sulla base di programmi concordati, presso l'Ufficio provinciale del lavoro, con le organizzazioni sindacali maggiormente rappresentative.

⁶ Nella l. 608/96 si dispone che il Ministero del lavoro può riconoscere all'acquirente dell'azienda sottoposta alla procedura di amministrazione straordinaria gli incentivi all'assunzione della 223/91 nei casi di salvaguardia di un rilevante livello occupazionale, avendo riguardo alle caratteristiche del mercato del lavoro locale, nei limiti delle risorse allo scopo preordinate nell'ambito del Fondo per l'occupazione.

⁷ Su tutta la questione si vedano Liso (1997) e Miscione (1998).

⁸ Fino al 1999 l'indennità ordinaria di disoccupazione era pari al 30% della precedente retribuzione e copriva un periodo massimo di 6 mesi. Successivamente è stata innalzata al 40% e prolungata a 9 mesi per i lavoratori più anziani. Di recente, l'ultimo patto per il lavoro siglato da governo e parti sociali, con esclusione della CGIL, ne prevede l'innalzamento al 60% e un prolungamento della durata fino ad un anno.

pensionamento). Tuttavia vi sono anche motivi soggettivi di cancellazione dalle liste, quali il rifiuto da parte del disoccupato di offerte di lavoro con determinate caratteristiche.⁹

Dal punto di vista della finanza pubblica, continua a permanere lo squilibrio strutturale della mobilità seppure attenuato dal 1996 al 2000. Nel 1996 i contributi sociali coprivano infatti una quota della spesa pari solo al 22%, mentre nel 2000 il grado di copertura raggiunge il 29%. Il miglioramento della situazione finanziaria può essere in buona parte spiegato dal fatto che fino al 1998 il numero dei trattamenti si è progressivamente ridotto, anche se dal 1999 inizia un'inversione di tendenza, mentre il costo unitario annuo dei trattamenti è passato da 12.240 euro del 1996 a 13.103 euro nel 2000.¹⁰

3. Il database e prime valutazioni nell'analisi della durata

La gestione del programma delle liste di mobilità è stata affidata alle Agenzie per l'impiego regionali, responsabili della raccolta e conservazione dei dati individuali. In seguito all'attuazione della legge delega 59/97, che ha conferito maggiori poteri alle Regioni in materia di politiche del lavoro, le liste di mobilità sono state disaggregate per provincia.¹¹ La gestione, da sempre delocalizzata, delle liste di mobilità impedisce di avere un archivio amministrativo unico. La nostra analisi utilizza due database, entrambi forniti dall'Agenzia per l'impiego dell'Umbria: il database dei lavoratori transitati nella lista di mobilità, aggiornato a maggio 1999, che contiene le caratteristiche personali e professionali, nonché tutte le informazioni riferite alla permanenza nella lista, e il database delle assunzioni complessive, aggiornato a marzo 1999, che riporta alcune caratteristiche dei lavoratori assunti e la tipologia di assunzione.

Al fine di concentrare la nostra indagine sul periodo che va dal 1° gennaio 1995 al 31 dicembre 1998, abbiamo eliminato dalla lista dei transitati tutte le osservazioni uscite prima del 1995 e tutte le nuove iscrizioni verificatesi dopo il 1998, restringendo il numero dei transitati nelle liste a 12073 osservazioni.¹²

⁹ Rientrano nella fattispecie: il rifiuto di un'offerta di lavoro, professionalmente equivalente o che presenti omogeneità intercategoriale con l'occupazione di provenienza e che comporti una perdita retributiva non superiore al 10% rispetto al precedente lavoro; il rifiuto ad essere avviato ad un corso di formazione autorizzato dalla regione; il rifiuto di essere impiegato in servizi di pubblica utilità; la mancata comunicazione alla competente sede Inps di un lavoro occasionale; la mancata presentazione dietro convocazione agli uffici per l'impiego.

¹⁰ Sui dati finanziari si vedano, Pisauro (1999), Ministero del Lavoro (2002), Bilanci Inps.

¹¹ Si veda a tal proposito Ghezzi e Romagnoli (1998, 2001).

¹² La scelta del periodo di riferimento tiene conto dell'intervento correttivo del legislatore, che con l'art.2 della l. 451/94 ha escluso dai benefici previsti dall'istituto della mobilità le imprese con assetti proprietari sostanzialmente coincidenti.

Nella prima fase di sistemazione del database abbiamo distinto nel campione i lavoratori usciti dalla lista da quelli ancora iscritti al 31 dicembre 1998. Le uscite prima del 1999 costituiscono 8724 osservazioni, mentre le registrazioni con data indicativa di fine mobilità successiva al 1998 si riferiscono agli iscritti a fine dicembre 1998 e rappresentano 3349 osservazioni. La data ipotetica di fine mobilità per gli iscritti nella lista è stata troncata al 31 dicembre 1998.

Poiché tra le assunzioni solo quelle a tempo pieno e indeterminato determinano un'uscita definitiva dalla lista di mobilità (a differenza di quanto accade per le assunzioni a termine), abbiamo suddiviso le uscite complessive in assunzioni dovute all'accettazione di un lavoro definitivo e cancellazioni dettate da altri motivi, principalmente dovute all'esaurimento del termine di durata massimo di iscrizione nella lista. Limitando le osservazioni delle assunzioni totali a quelle a tempo indeterminato, si è dunque proceduto ad una fusione orizzontale (*merge*) tra queste ultime e il complesso delle uscite.¹³

Dopo aver riordinato secondo una chiave di identificazione unica ciascuna osservazione presente nel database dei transitati e in quello delle assunzioni, in una seconda fase, abbiamo ricostruito, sempre utilizzando l'operazione di fusione, il percorso lavorativo dei lavoratori presenti nella lista determinando i periodi di assunzione a tempo determinato. Si tratta di un passaggio importante che permette di discriminare tra i periodi trascorsi nella lista come lavoratori temporaneamente occupati, e i periodi effettivi di disoccupazione. La ricostruzione di questi percorsi ha evidenziato 426 osservazioni che presentano una durata effettiva dei periodi di disoccupazione superiore alla durata potenziale di permanenza nella lista. Questa situazione può essere in parte spiegata dalla presenza di lavoratori che si trovano in mobilità lunga e dunque permangono nella lista fino al raggiungimento dei requisiti per l'età pensionabile, e per la restante parte sicuramente a causa di errori nell'immissione dei dati o ritardi nella cancellazione da parte degli uffici amministrativi.

In definitiva, nel database ricostruito per ciascun lavoratore compaiono le seguenti variabili: diritto all'indennità di mobilità, genere, numero delle persone a carico, settore di provenienza, tipo di occupazione, grado di istruzione, provincia di residenza, azienda di provenienza e aziende di assunzione, mesi di assunzione a tempo determinato. La rilevazione delle date di nascita, di iscrizione e di cancellazione, e infine di assunzione a termine ci permette di ricostruire sia l'età dei lavoratori sia la lunghezza degli intervalli di permanenza nella lista, nonché quelli di disoccupazione effettiva.

Nel periodo considerato, il reimpiego definitivo ha riguardato il 15,1% del campione dei transitati, mentre le cancellazioni, dovute principalmente al raggiungimento della durata massima di permanenza nella lista, hanno interessato il 57,2% dei transitati. Se invece si misura tale tasso di reimpiego sul complesso

¹³ L'operazione di fusione è avvenuta utilizzando la tecnica di matching esatto tra i due database.

degli usciti (8724 unità), allora esso raggiunge circa il 21%. Al 31 dicembre 1998, 3349 lavoratori sono ancora iscritti nella lista.

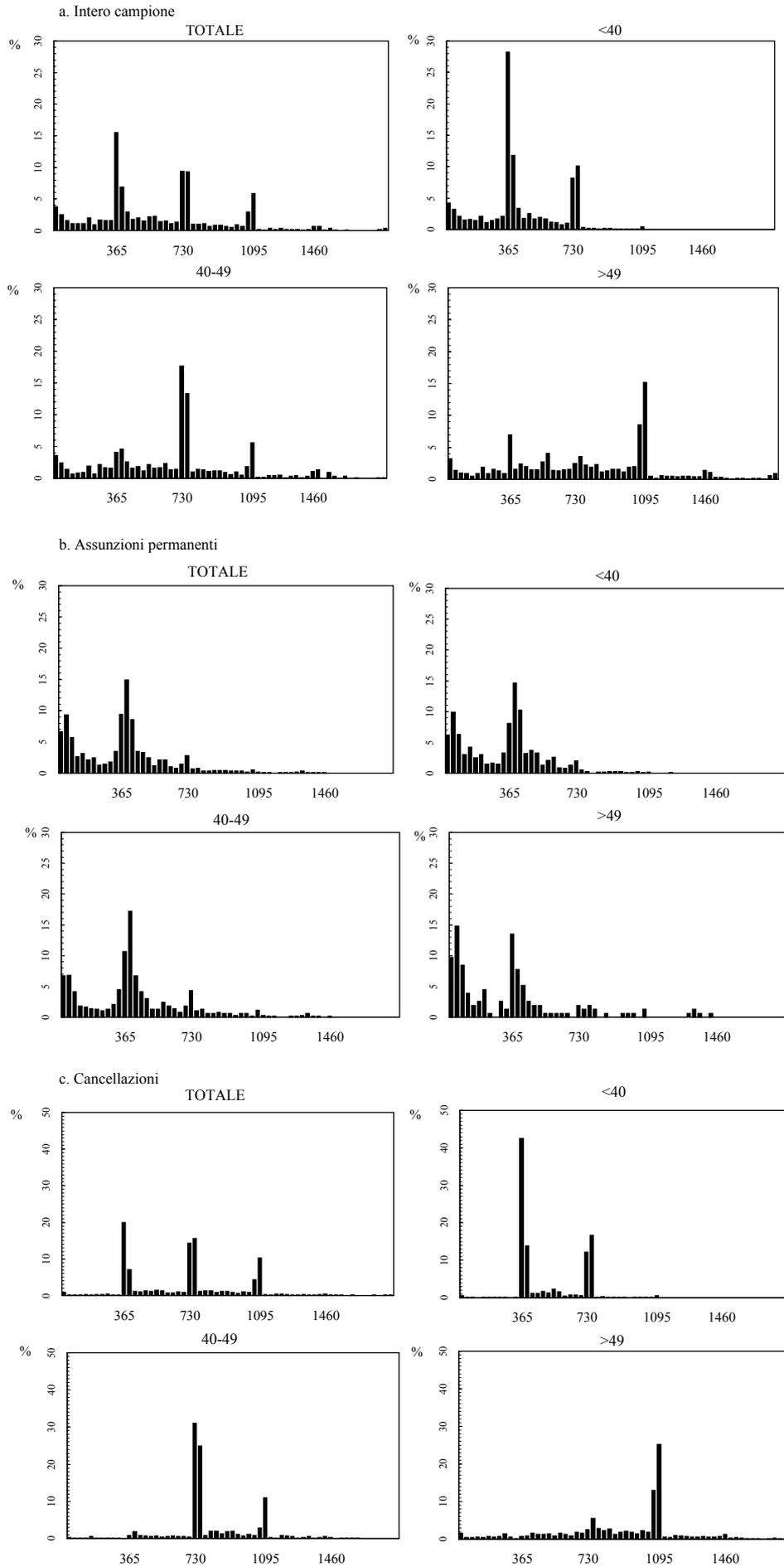
Poiché la media dei disoccupati in senso stretto, secondo la definizione Eurostat, nel 1998 è stata pari nella regione Umbria a 12.750 unità, ne segue che gli iscritti nella lista di mobilità rappresentano il 26,3% dei disoccupati che hanno perso un'occupazione. È evidente che tutti i lavoratori protetti sono presenti nel campione ma non tutti i lavoratori licenziati dalle imprese con meno di 15 dipendenti si trovano nella lista. Per questa ragione la nostra analisi resta limitata per questi ultimi a coloro che decidono di iscriversi volontariamente nella lista e non al complesso dei disoccupati che, nella regione, soddisfano i requisiti di eleggibilità.

La sintesi descrittiva dei lavoratori presenti nel campione è contenuta nella Tavola A1. Una prima valutazione della distribuzione dei periodi trascorsi nella lista si può osservare nelle Figure 1a, 1b e 1c. L'intero campione dei transitati evidenzia subito come le uscite dalla lista si concentrano in prossimità delle tre scadenze potenziali del diritto alla tutela. Suddividendo l'intero campione per gruppi di età si ottiene un'ulteriore conferma di questo comportamento: per il primo gruppo di età le frequenze più alte si osservano in prossimità del primo anno e poi del secondo anno; gli addensamenti si spostano prevalentemente al secondo anno e in seguito nel terzo per i lavoratori con un'età compresa tra i 40 e i 49 anni; nell'ultimo gruppo di età la massima frequenza si evidenzia invece in corrispondenza del terzo anno. Le concentrazioni delle uscite trovano da un lato la loro giustificazione nella durata potenziale del diritto alla tutela, dall'altro però incorporano i periodi di assunzione a termine che prolungano la permanenza nella lista dei lavoratori e permettono alle imprese di beneficiare della fiscalizzazione degli oneri sociali.

I lavoratori assunti permanentemente risentono invece maggiormente dei periodi di assunzione temporanea e sia nel complesso che nella suddivisione per classi di età, esibiscono un andamento del rientro nell'attività lavorativa più disperso, seppure con maggiori densità in prossimità dei primi mesi di iscrizione nella lista e alla scadenza del primo anno del diritto alla tutela, a conferma della loro assunzione immediata o successivamente ad un contratto a termine generalmente di un anno (si veda più avanti). Per contro, la distribuzione delle cancellazioni è fortemente addensata in prossimità delle scadenze potenziali, più marcatamente evidenti nelle suddivisione per gruppi di età.¹⁴

¹⁴ Le nostre evidenze non si differenziano molto da quelle riscontrate per il Veneto in Paggiaro e Trivellato (2001).

Fig. 1. Durata nella lista per diritto di permanenza: transitati, cancellati e assunti a tempo pieno e indetermin



L'informazione sulle aziende di provenienza e di assunzione consente inoltre di differenziare le valutazioni tra coloro che sono stati riassunti nell'impresa dove si è proceduto alla collocazione in mobilità (*recall*) e coloro che invece hanno trovato un nuovo lavoro (*new job*). La nostra definizione di *recall* include anche le imprese che nei fatti rappresentano l'una la trasformazione o derivazione dell'altra.

Nella distribuzione delle assunzioni permanenti per tipologia di lista, destinazione e classi di età (Tavola 1), va sottolineato innanzi tutto che dal processo di rientro nell'attività lavorativa sono maggiormente esclusi i lavoratori più anziani (ultracinquantenni). Nella lista senza indennità la forza lavoro che transita verso l'occupazione è prevalentemente giovane e molto flessibile, infatti i *recalls* rappresentano solo l'11.6%. Una quota considerevole di lavoratori provenienti dal settore protetto viene invece riassunta nella precedente impresa, componente, (il 42.7%, che sale al 49.9% per la classe di età 40-49 anni che ha diritto a due anni di permanenza nella lista).

Tav. 1. Assunzioni permanenti per tipo di lista, destinazione e gruppi di età

Lista	Destinazione	Classi di età			Totale
		<40	40-49	>49	
Con indennità	New job	365 (56,9)	240 (37,4)	37 (5,8)	642 (57,3)
	Recall	201 (42,0)	239 (49,9)	39 (8,1)	479 (42,7)
	Totale	566 (50,5)	479 (42,7)	76 (6,8)	1121 (61,6)
Senza indennità	New job	416 (67,2)	131 (21,2)	72 (11,6)	619 (88,4)
	Recall	56 (69,1)	18 (22,2)	7 (8,6)	81 (11,6)
	Totale	472 (67,4)	149 (21,3)	79 (11,3)	700 (38,4)
Totale		1038 (57,0)	628 (34,5)	155 (8,5)	1821 (100,0)

La Tavola 2 ricostruisce i percorsi dei lavoratori usciti dalla lista in seguito a un'assunzione a tempo indeterminato (nella tavola indicata con P, per "permanente"), considerando il numero di contratti a termine (nella tavola indicati con T per "transitorio") che hanno eventualmente preceduto l'assunzione definitiva. Ad esempio il percorso TP riguarda i lavoratori che prima dell'assunzione a tempo indeterminato sono passati per un contratto a termine.

Guardando alla distribuzione delle assunzioni permanenti per tipologia di lista, destinazione e numero dei contratti a tempo determinato, non sorprende che il 57% degli assunti sia passato per almeno un contratto a tempo determinato, ma sono i lavoratori beneficiari dell'indennità di mobilità ad essere maggiormente coinvolti: per essi l'assunzione successiva a un contratto a termine, generalmente di 12 mesi, riguarda il 73% dei *recalls*.¹⁵ La durata effettiva di permanenza nella lista, in questo caso tocca il suo livello minimo: 78 giorni, che non sembra coerente con le disposizioni della normativa vigente. Nella decisione delle imprese di collocare lavoratori in mobilità un ruolo importante sembra quindi essere svolto dal desiderio di beneficiare degli incentivi legati all'istituto.¹⁶ Si tratterebbe di una sorta di contratto implicito tra le imprese e i lavoratori, che altera il comportamento di ricerca del lavoro di questi ultimi nella prospettiva di essere nuovamente riassunti, tra l'altro assicurata dal diritto di precedenza cui godono i disoccupati in mobilità. In tal senso, l'utilizzo della mobilità si configurerebbe come un'ipotesi di sospensione temporanea dal lavoro, piuttosto che una procedura di licenziamento.

4. *L'analisi di durata nei modelli di rischi competitivi*

Nell'analisi che segue l'attenzione è focalizzata sulle transizioni dalla disoccupazione verso un'occupazione permanente, distinguendo però tra due destinazioni alternative (*recall / new job*). Le cancellazioni e le iscrizioni ancora in essere a fine 1998, che contengono anch'esse assunzioni a termine, sono invece considerate osservazioni censurate a destra. L'obiettivo dell'analisi è verificare quanto la permanenza nella lista e dunque il comportamento nella ricerca di lavoro sia influenzato dalla diversa destinazione di rientro nell'attività lavorativa, tenendo conto sia dell'efficacia della tutela occupazionale e della tutela economica associate all'istituto della mobilità, sia delle caratteristiche personali e professionali dei lavoratori presenti nel campione.

¹⁵ Nel 99% dei casi i due contratti sono fatti dalla stessa impresa che aveva proceduto al licenziamento.

¹⁶ La collocazione in mobilità comporta per l'impresa il versamento di una somma, da cui sono esentate le imprese soggette a procedura concorsuale, pari a 3 volte il trattamento iniziale di mobilità nell'ipotesi che la dichiarazione di eccedenza sia oggetto di un accordo sindacale. È evidente che tale somma qualora sia dovuta è più che compensata dalla riduzione del costo del lavoro in seguito alla riassunzione.

Tav. 2. Assunzioni permanenti per tipo di lista, destinazione e numero di contratti a termine

a. Frequenza

	Lista con indennità						Lista senza indennità						Totale	
	New job		Recall		Totale		New job		Recall		Totale		N	%
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%		
TTTTTP	2	0,3			2	0,2	4	0,6			4	0,6	6	0,3
TTTTP	5	0,8	2	0,4	7	0,6							7	0,4
TTTP	12	1,9	3	0,6	15	1,3	6	1			6	0,9	21	1,2
TTP	40	6,2	15	3,1	55	4,9	24	3,9			24	3,4	79	4,3
TP	340	53	349	72,9	689	61,5	232	37,5	12	14,8	244	34,9	933	51,2
P	243	37,9	110	23	353	31,5	353	57	69	85,2	422	60,3	775	42,6
Total	642	100	479	100	1121	100	619	100	81	100	700	100	1821	100

b. Durata media nella lista

	Lista con indennità						Lista senza indennità						Totale	
	New job		Recall		Totale		New job		Recall		Totale		Media	Std
	Media	Std	Media	Std	Media	Std	Media	Std	Media	Std	Media	Std		
TTTTTP	860	227,7			860	227,7	636,8	97,6			636,8	97,6	711,2	171,4
TTTTP	790	114,5	1104	101,1	879,6	184							879,6	184
TTTP	815,9	317,1	777	299	808,1	303,4	628,8	125,7			628,8	125,7	756,9	274,3
TTP	719,2	291,8	688,1	332,3	710,7	300,5	585,7	168,6			585,7	168,6	672,7	272,5
TP	514,7	204,8	387,9	115,2	450,5	177,2	450,4	141,3	420,1	89,6	448,9	139,2	450,1	168
P	256,8	303	152,7	170,7	224,3	272,9	135,6	121,3	127,5	138,6	134,2	124,2	175,3	210,4
Total	438,7	297,7	348,7	192,5	400,3	261,7	279	213,4	170,9	168,4	266,5	211,4	348,8	252,1

c. Durata media effettiva di disoccupazione (giorni nella lista - giorni di assunzione a termine)

	Lista con indennità						Lista senza indennità						Totale	
	New job		Recall		Totale		New job		Recall		Totale		Media	Std
	Media	Std	Media	Std	Media	Std	Media	Std	Media	Std	Media	Std		
TTTTTP	420	420			420	420	335,5	20,5			335,5	20,5	363,7	193,5
TTTTP	322,8	213,6	815	123	463,4	301							463,4	301
TTTP	427	252,1	545,3	255,1	450,7	248,2	288,7	69,1			288,7	69,1	404,4	223,5
TTP	302,7	252,8	404,2	316,9	330,4	272,5	161,4	127,9			161,4	127,9	279,1	249,7
TP	191,5	214,6	77,9	138,3	134	188,7	130,7	121,8	144,8	95,2	131,4	120,5	133,3	173,4
P	256,8	303	152,7	170,7	224,3	272,9	135,6	121,3	127,5	138,6	134,2	124,2	175,3	210,4
Total	229,3	258,5	111,3	176	178,9	234,3	137,5	122,9	130,1	132,7	136,6	124	162,6	200,2

Le transizioni verso l'occupazione dei lavoratori iscritti nella lista mobilità sono state empiricamente studiate attraverso l'approccio probabilistico dell'analisi di sopravvivenza. In particolare, l'utilizzo di modelli di rischi competitivi risulta adatto nelle stime di dati di durata con destinazione multipla e in presenza di osservazioni censurate. Ciò che caratterizza un modello di rischi competitivi è la necessità di censurare tutti gli eventi alternativi a quello preso in considerazione: la realizzazione della probabilità di essere riassunti nella precedente impresa esclude la probabilità di trovare un nuovo lavoro.

Indichiamo con T_{ij} una variabile casuale che misura il tempo trascorso dal lavoratore i -esimo nella lista di mobilità prima che si verifichi un determinato evento j ($j=1, \dots, J$). La distribuzione di T_{ij} può essere specificata tramite la generica funzione di rischio,

$$h_{ij}(t) = \lim_{dt \rightarrow 0^+} \frac{\Pr(t \leq T_i < t + dt, J_i = j | T_i \geq t)}{dt}$$

che esprime, in un modello in forma ridotta, la probabilità di rioccupazione nell'intervallo $(t, t+dt)$ per l' i -esimo lavoratore nella destinazione j , condizionata all'essere ancora nello stato di disoccupazione al tempo t .¹⁷ Ne segue che la funzione di rischio complessiva per un generico individuo i di transitare nello stato di occupazione è espressa dalla somma delle singole e alternative funzioni di rischio, ovvero $h_i(t) = \sum_{j=1}^J h_{ij}(t)$.

Date n osservazioni e introducendo un indicatore di censura c_{ij} , tale che $c_{ij}=1$ se l'osservazione i -esima non è censurata con riferimento all'evento j -esimo, altrimenti $c_{ij}=0$, la distribuzione di probabilità nella j -esima destinazione può essere rappresentata come una funzione di massima verosimiglianza, che in termini logaritmici assume la seguente forma

$$\begin{aligned} \ln L_j &= \sum_{i=1}^n c_{ij} \ln f_j(t_i) + \sum_{i=1}^n (1 - c_{ij}) \ln S_j(t_i) \\ &= \sum_{i=1}^n c_{ij} \ln h_j(t_i) + \sum_{i=1}^n \ln S_j(t_i). \end{aligned}$$

dove la prima sommatoria si riferisce a lavoratori usciti dalla disoccupazione perché assunti a tempo pieno e indeterminato in una data destinazione j , mentre la

¹⁷ La distribuzione di T può essere in generale specificata in termini di funzione cumulata $F(t) = \Pr(T \leq t)$, o equivalentemente in termini di funzione di sopravvivenza $S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - F(t)$. Derivando $F(t)$ rispetto al tempo t si ottiene la funzione di densità di probabilità $f(t) = dF(t)/dt = -dS(t)/dt$, che rapportata alla funzione di sopravvivenza definisce una funzione di rischio $h(t) = f(t)/S(t)$.

seconda riguarda tutti gli altri lavoratori, censurati e non, che sopravvivono nella lista di mobilità in un dato tempo t_i . La distribuzione di probabilità congiunta è invece espressa come somma delle singole funzioni di massima verosimiglianza

$$\ln L = \sum_{j=1}^J \ln L_j .^{18}$$

Nell'analisi empirica la probabilità di transitare in un determinato stato può essere stimata seguendo diversi approcci. Un modello di rischi competitivi di tipo non parametrico, è inizialmente appropriato per descrivere graficamente il comportamento dei dati. Il tasso istantaneo di reimpiego, tuttavia, può dipendere, oltre che dal tempo t , da un vettore z di variabili esplicative, che possono essere invarianti o varianti nel tempo, rappresentativo dell'eterogeneità osservata tra i disoccupati. In un modello di rischio proporzionale, data la non negatività di $h[t, z(t)]$, la funzione di rischio è convenientemente espressa come $h[t, z(t)] = h_0(t) \exp[z'(t)\beta]$, e la funzione di rischio di base, $h_0(\cdot)$, può essere rappresentata secondo diverse forme funzionali, le quali dipendono dalla distribuzione di durata specificata per la variabile dipendente T , oppure assumere una specificazione flessibile.

Per le nostre indagini ci serviremo inizialmente delle stime di Kaplan-Meier. Successivamente l'impatto delle variabili esogene sulla durata della disoccupazione e sulle probabilità di reimpiego verrà stimato utilizzando un modello di rischio proporzionale semi-parametrico, secondo l'approccio di Cox. Le ipotesi di forma delle funzioni di rischio sono invece state stimate mediante un *piecewise constant hazard* model. Quest'ultimo modello permette, infine, di introdurre un regressore variante nel tempo che misura quanto l'incentivo legato al restante periodo di godimento dell'indennità di mobilità incide sulle probabilità di reimpiego dei lavoratori appartenenti al settore protetto.

Prima di procedere alla valutazione delle funzioni di rischio dobbiamo introdurre alcune restrizioni sui dati. Nelle nostre specificazioni ipotizziamo che le funzioni di rischio dei *recalls* e dei *new jobs* siano indipendenti. L'adozione di modelli di rischio proporzionale flessibili ci consente inoltre di non considerare l'eterogeneità non osservata [Han e Hausman (1990)].

Come descritto nella sezione precedente, la ricostruzione delle esperienze lavorative a termine ci ha permesso di depurare il tempo trascorso nella lista dai periodi di assunzione temporanea in cui le prestazioni sono sospese. Per rendere il campione più omogeneo, tali periodi sono stati concatenati e posti alla fine del periodo di permanenza nella lista.¹⁹

La ricostruzione dei percorsi ha tuttavia evidenziato 426 osservazioni con una durata effettiva di disoccupazione superiore alla corrispondente durata potenziale

¹⁸ Per una presentazione teorica dei modelli di rischi competitivi si veda Cox e Oakes (1984), Lancaster (1990), Han e Hausman (1990) e Allison (1995).

¹⁹ Si veda a tal proposito Katz e Meyer (1990).

di permanenza nella lista (di cui 44 tra le assunzioni permanenti) che sono state escluse nella stima dei parametri. Inoltre, tutti i periodi di permanenza nella lista superiori alla durata massima di diritto (1096 giorni) sono considerati censurati.²⁰ Il nostro campione risulta in definitiva composto da 11.646 lavoratori transitati nella lista di mobilità nel periodo 1995-1998 che presentano dati completi su tutte le variabili di interesse.²¹

Il campione risente del peso dei lavoratori indennizzati (65% circa). Per meglio comprendere il comportamento dei lavoratori transitati nella lista di mobilità, precedenti indagini [Caruso (2001)] inducono a disaggregare l'analisi per tipologia di lista, differenziando così i lavoratori che godono della tutela economica e della tutela occupazionale da coloro che usufruiscono invece solo del secondo tipo di tutela.

5. I risultati empirici

La Figura 2 evidenzia le funzioni di sopravvivenza di Kaplan Meier disaggregate per tipologia di lista sia nel modello a uno stato (*single risk*) sia in quello a due stati (*competing risks*), dove si controlla la destinazione nel rientro verso l'occupazione.

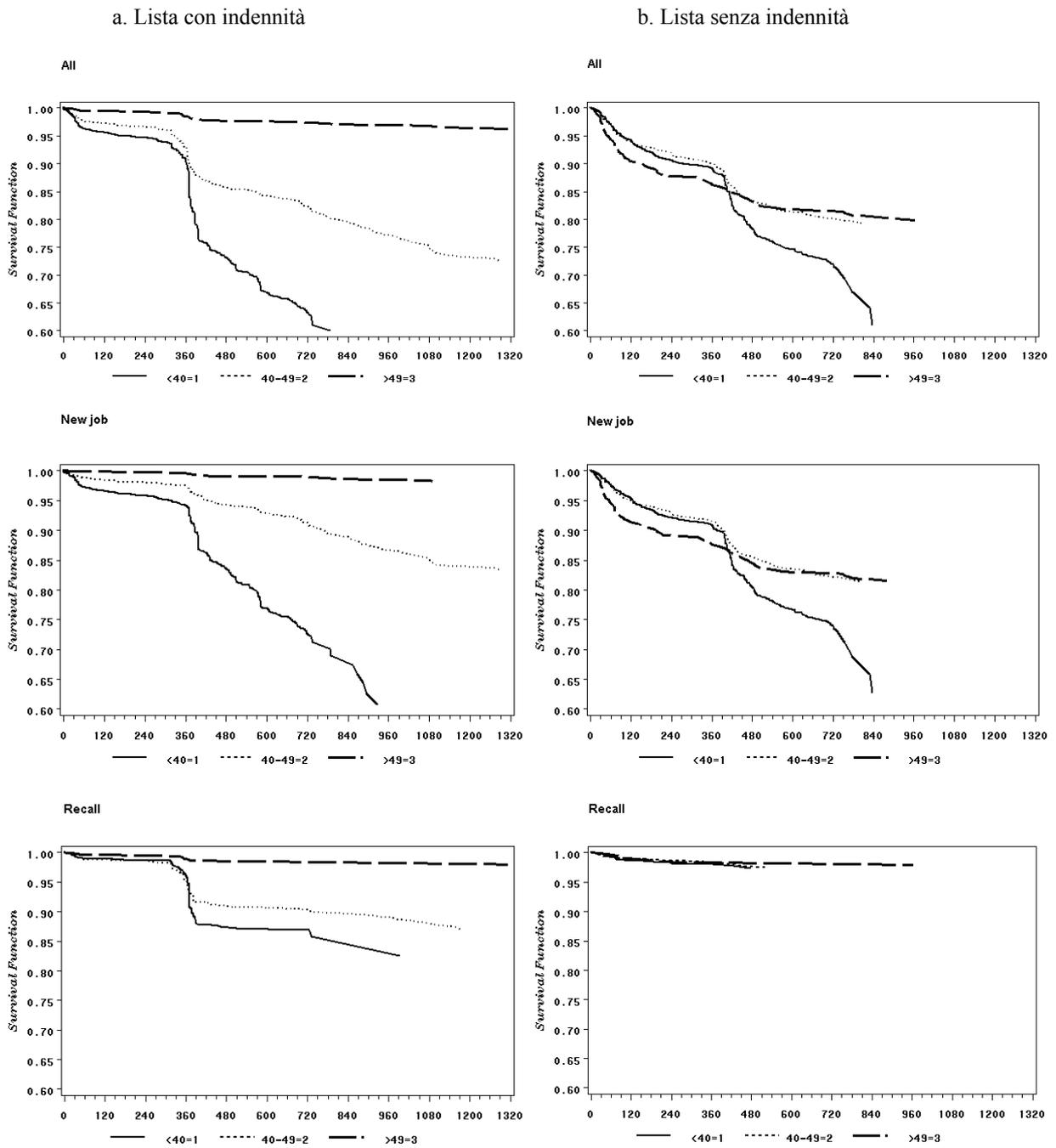
Le stime non parametriche stratificate per diritto di permanenza nella lista confermano nella lista con indennità quanto la durata della disoccupazione sia conforme a tale diritto. Suddividendo l'asse temporale in intervalli mensili si può infatti chiaramente notare come la sopravvivenza nella lista per i lavoratori più giovani diminuisca col trascorrere del tempo. Nel modello a uno stato, a partire dalla fine del primo anno/inizio del secondo anno di iscrizione, una brusca discesa mette in evidenza le concentrazioni delle uscite e risulta maggiormente pronunciata per i più giovani. Questo comportamento trova una giustificazione nella combinazione dell'*effetto età* e dell'*effetto durata del diritto alla tutela*²², ma resta tuttavia influenzato dai periodi di assunzione a termine. Passando però nel modello a due stati, si osserva come questa discesa sia fortemente determinata dai *recalls*, che nelle prime due classi di età addensano le loro uscite solo in

²⁰ Dato il numero limitato di osservazioni censurate e dopo i primi tre anni la funzione di rischio per le assunzioni a tempo pieno e indeterminato dopo 1096 giorni di permanenza nella lista tenderebbe a schizzare verso l'alto. Per questa ragione stoppiamo l'analisi al 1096-esimo giorno e consideriamo tra le osservazioni censurate le sette assunzioni con durata superiore a 1096 giorni. Questa operazione non distorce le stime del bonus trasferibile alle imprese, che ne incorpora l'ipotesi.

²¹ Un'osservazione è stata eliminata in quanto contenente un valore mancante nella data di nascita, mentre la variabile riferita al grado di istruzione non stata inclusa tra i regressori, considerando l'elevata percentuale di coloro che non l'hanno specificata (34,8%)

²² Da un lato, i giovani hanno un minore salario di riserva che fa aumentare le probabilità di ricevere offerte lavorative, dall'altro, la minore durata del diritto alla tutela li induce ad accelerare le uscite dallo stato di disoccupazione.

Fig. 2. Funzioni di sopravvivenza di Kaplan Meier per tipologia di lista, destinazione e classi di età



corrispondenza della fine del primo anno. Risulta, invece, in parte ridimensionata nel caso delle nuove assunzioni, soprattutto per coloro che hanno diritto a due anni di permanenza nella lista. Per contro, il percorso per i lavoratori ultacinquantenni si delinea sistematicamente piatto, suggerendo per questa classe di età una generale ipotesi di transizione dall'occupazione al pensionamento.

Le funzioni di sopravvivenza dimostrano un andamento assai diverso nella lista senza indennità, dove tutti i lavoratori accelerano maggiormente il rientro nell'attività lavorativa durante i primi mesi di iscrizione. Le transizioni successive sono più influenzate dalle assunzioni a termine, ma verso l'inizio del secondo anno solo i lavoratori più giovani accentuano il rientro nell'attività lavorativa, mentre le funzioni di sopravvivenza per i lavoratori della seconda e terza classe di età tendono quasi a coincidere. I *recalls* non sono in questo caso significativamente diversi nella stratificazione per età e data la scarsa numerosità (81 osservazioni su 700) determinano solo un effetto marginale nel modello a uno stato.²³

La Tavola 3 riporta le stime dei parametri del modello di Cox, dove la funzione di rischio dipende, oltre che dal tempo, da un vettore di variabili esplicative quantitative e qualitative, per tener conto dell'eterogeneità presente tra i lavoratori.²⁴

Un aumento dell'età riduce le probabilità di reimpiego per entrambe le tipologie di lista, sebbene nel modello a due rischi il parametro associato all'età sia più elevato e maggiormente significativo per i *new job* nel caso dei lavoratori indennizzati (a indicare un effetto negativo dell'età soprattutto per le assunzioni in una nuova impresa).

Per le donne si prospettano minori probabilità di reimpiego a tempo pieno e indeterminato. Ma confrontando i parametri stimati, le donne percettrici di indennità di mobilità non solo mostrano durate nella disoccupazione sensibilmente più lunghe rispetto alle non beneficiarie di prestazione di mobilità, ma hanno anche minori probabilità di essere riassunte nella precedente impresa. Tale divergenza ci segnala che un maggior sostegno del reddito prolunga il tempo trascorso come disoccupate.

²³ Il log-rank test non è statisticamente significativo solo nel caso dei *recalls* nella lista senza indennità.

²⁴ Le *z* variabili indipendenti si suddividono in variabili numeriche, quali l'età al momento dell'uscita e le persone a carico, e variabili dummies, quali il sesso, la durata potenziale del diritto a permanere nella lista e ricevere la tutela occupazionale (e economica nel caso in cui i lavoratori ne siano beneficiari), la qualifica nell'occupazione, il settore di provenienza, e infine l'anno di cancellazione e la provincia come indicatori delle condizioni del mercato del lavoro locale.

La presenza di carichi familiari non risulta significativa per i disoccupati senza prestazione di mobilità, che nel campione sono più giovani e vivono una maggiore precarietà nel mondo del lavoro, mentre è fortemente significativa e riduce la durata della disoccupazione nella lista con indennità (soprattutto per i *new job*). In effetti è plausibile che una famiglia da sostenere intensifichi la ricerca di un lavoro, soprattutto se i lavoratori non hanno prospettive di essere riassunti nella precedente impresa. Il coefficiente stimato risente tuttavia del peso degli uomini nel campione. Precedenti analisi disaggregate per genere nel modello a rischio singolo [Caruso (2001)] segnalavano infatti una durata della disoccupazione più lunga per le donne sostenute nel reddito e con carichi familiari, indicativa di quanto la loro partecipazione nel mondo del lavoro sia ostacolata dal peso del lavoro di cura nell'ambito familiare che grava su di esse.

Il punto cruciale nell'analisi dei parametri stimati, riguarda la durata potenziale del diritto alla tutela. Per i lavoratori senza prestazione di mobilità, la durata del diritto a restare nella lista non è statisticamente significativa e dunque non influenza le probabilità di reimpiego. Questo risultato trova una spiegazione nel loro minore salario di riserva, che, legandosi alla breve durata del sussidio ordinario di disoccupazione, non fa dipendere il tempo trascorso nella lista da una più lunga durata del diritto alla sola protezione occupazionale sulla base dell'età anagrafica al momento dell'iscrizione.

Assolutamente significativa è invece la durata potenziale del diritto alla tutela per i disoccupati beneficiari della prestazione di mobilità, nel senso che ad un diritto di permanenza più breve nella lista corrisponde una maggiore probabilità di rioccupazione. Va considerato innanzi tutto che nella lista con indennità la durata della tutela occupazionale coincide con la durata della tutela economica e il risultato ottenuto trova una possibile spiegazione nel periodo più lungo di godimento della prestazione per i lavoratori più anziani, che, secondo la letteratura, mantiene relativamente elevato il loro salario di riserva, inducendoli a un maggior rifiuto delle offerte lavorative. Nello stesso tempo, non sembra che le imprese siano incentivate all'assunzione dei lavoratori ultracinquantenni, nonostante la l. 223/91 abbia voluto agevolare il reinserimento, concedendo ad esse il trasferimento del 50% dell'indennità di mobilità per un periodo potenziale pari a due anni. Queste conclusioni non sono alterate quando si considerano i *recalls* e *new jobs* come destinazioni separate anche se la durata potenziale del sostegno evidenzia effetti più accentuati per le nuove assunzioni. Nel caso dei *recalls*, invece, il diritto a due anni di iscrizione piuttosto che a un solo anno non sembra fare differenza, confermando l'evidenza riscontrata nelle funzioni di sopravvivenza non parametriche.

Tav. 3. Sime di massima verosimiglianza del modello di rischio proporzionale di Cox, per tipologia di lista

Variabili	Lista con indennità			Lista senza indennità		
	Single risk	New job	Recall	Single risk	New job	Recall
Log (età)	-1.215 (0.244)***	-1.305 (0.308)***	-1.053 (0.401)**	-0.707 (0.272)**	-0.850 (0.290)**	0.488 (0.787)
Donne	-1.046 (0.098)***	-0.760 (0.122)***	-1.639 (0.182)***	-0.273 (0.107)*	-0.239 (0.112)*	-0.633 (0.344)
Persone a carico	0.131 (0.028)***	0.144 (0.039)***	0.093 (0.041)*	0.009 (0.140)	0.036 (0.146)	-0.273 (0.534)
Durata potenziale 1 anno	2.200 (0.188)***	2.659 (0.256)***	1.721 (0.286)***	-0.320 (0.212)	-0.411 (0.226)	0.485 (0.630)
2 anni	1.927 (0.139)***	1.996 (0.201)***	1.906 (0.195)***	-0.285 (0.154)	-0.357 (0.163)*	0.357 (0.478)
3 anni	-	-	-	-	-	-
Anno canc.						
1995	-	-	-	-	-	-
1996	-0.721 (0.089)***	-0.527 (0.123)***	-0.923 (0.129)***	-0.291 (0.115)*	-0.395 (0.122)**	0.621 (0.378)
1997	0.142 (0.079)	0.524 (0.106)***	-0.395 (0.124)**	-0.300 (0.113)**	-0.429 (0.120)***	0.686 (0.368)
1998	-0.603 (0.093)***	-0.396 (0.126)***	-0.852 (0.139)***	-1.062 (0.116)***	-1.066 (0.121)***	-1.127 (0.437)*
<i>Occupazione</i>						
Impiegato	-	-	-	-	-	-
Operaio	0.135 (0.086)	-0.018 (0.113)	0.362 (0.132)**	0.062 (0.098)	-0.002 (0.102)	0.868 (0.388)*
Intermedio	0.074 (0.246)	0.234 (0.291)	-0.318 (0.467)	0.308 (1.016)	0.352 (1.019)	-
<i>Settore di provenienza</i>						
Metalmeccanico	-	-	-	-	-	-
Tessile	0.030 (0.102)	0.589 (0.136)***	-0.560 (0.173)***	0.076 (0.154)	-0.176 (0.162)	2.758 (0.617)***
Chimico	-0.566 (0.131)***	-0.347 (0.174)*	-0.758 (0.201)***	-0.758 (0.366)*	-0.742 (0.367)*	-
Commercio	-1.240 (0.455)**	-0.508 (0.463)	-	-0.244 (0.136)	-0.290 (0.140)*	0.823 (0.623)
Edilizia	-0.857 (0.213)***	-0.024 (0.230)	-2.783 (0.711)***	-0.089 (0.126)	-0.204 (0.132)	1.492 (0.551)**
Agro-Alimentare	-0.416 (0.128)***	-0.851 (0.222)***	-0.003 (0.159)	-1.319 (0.391)***	-1.361 (0.392)***	-
Servizi	0.563 (0.288)*	1.058 (0.297)***	-	0.066 (0.162)	-0.020 (0.167)	1.555 (0.694)*
Altro	0.297 (0.138)*	0.117 (0.224)	0.567 (0.177)**	-0.232 (0.172)	-0.429 (0.185)*	2.104 (0.618)***
<i>Provincia</i>						
Terni	-	-	-	-	-	-
Perugia	-0.414 (0.076)***	-0.988 (0.108)***	0.142 (0.115)	-1.011 (0.086)***	-0.940 (0.090)***	-1.702 (0.264)***
Altre	-0.404 (0.215)	-1.684 (0.419)***	0.563 (0.257)*	-0.057 (0.386)	-0.213 (0.455)	0.469 (0.737)
Intercetta	-	-	-	-	-	-
Numero di osservazioni	7515	7515	7515	4131	4131	4131
Osservazioni non censurate	1075	603	472	695	614	81
Log-likelihood	-33918,968	-18516,942	-14823,510	-21244,358	-18741,728	-2359,708

Nota: livelli di significatività: *<0.05, **<0.01, ***<0.001. Errore standard tra parentesi

Un breve sguardo alle altre variabili esplicative segnala, innanzi tutto, che solo tra i *recalls* gli operai presentano probabilità significativamente maggiori rispetto agli impiegati, sicuramente perché sono più coinvolti nel processo di licenziamento e riassunzione e rispondono maggiormente alle esigenze della produzione. La generale significatività dei parametri associati alle provincie, ai settori di appartenenza, e agli anni di transizione nell'occupazione, variabili che possono essere considerate indicative della domanda settoriale e locale, suggerisce una forte influenza del ciclo economico sulla durata della disoccupazione.

Utilizzando il metodo *Kernel smoothing* [Allison (1995)], la Figura 3 mostra per le stime dei modelli semi-parametrici le curve di rischio, che permettono di valutare la dipendenza delle probabilità di reimpiego dalla durata di permanenza nella lista, controllando l'effetto dell'eterogeneità osservata tra i lavoratori.

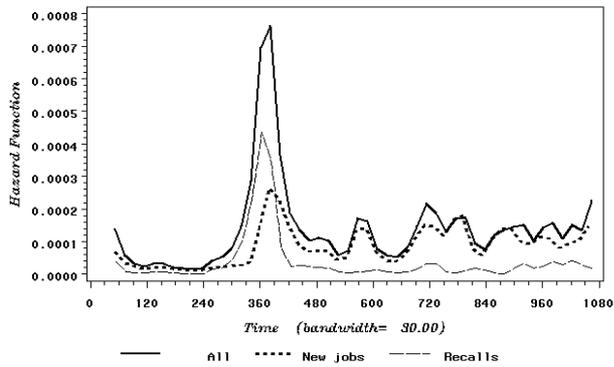
Le curve non solo dimostrano un percorso sostanzialmente diverso per beneficiari e non beneficiari dell'indennità di mobilità ma aiutano anche a spiegare il comportamento di lavoratori e imprese, considerando che queste ultime sono propense ad impiegare inizialmente i lavoratori con un contratto a termine prima di procedere all'assunzione definitiva. La larghezza delle bande è calcolata ad intervalli mensili e i risultati sembrano addirittura amplificare l'evidenza internazionale riscontrata nella letteratura empirica (in ciò influisce, comunque, fortemente il peso delle assunzioni temporanee che consentono alle imprese di prolungare il periodo associato agli sgravi contributivi).

Nella lista senza indennità le probabilità di reimpiego si concentrano all'inizio del primo anno e in prossimità della prima scadenza del diritto alla sola tutela occupazionale, oltre la quale non si può escludere una dipendenza negativa delle probabilità di reimpiego dal tempo trascorso nella lista. La funzione di rischio nel modello a uno stato tende a coincidere con quella dei lavoratori assunti in nuove imprese.

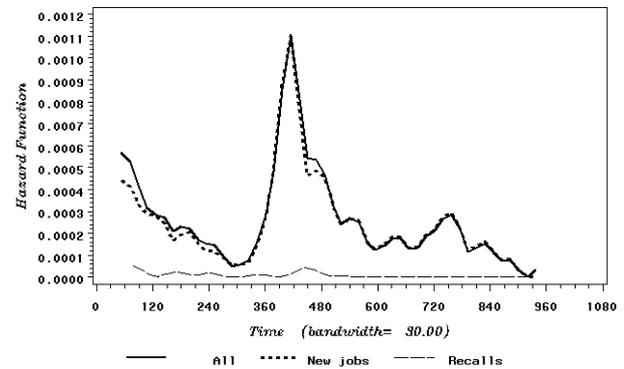
Per i lavoratori beneficiari dell'indennità, invece, la funzione di rischio complessiva, dopo il picco iniziale in prossimità della prima scadenza del diritto al sostegno, decresce velocemente per poi registrare un andamento caratterizzato da minori ma significativi picchi, leggermente più accentuati in corrispondenza delle due successive durate potenziali della tutela. Si tratta però di un percorso solo apparente che rivela, quando si stimano le funzioni di rischi competitivi, comportamenti divergenti. Le probabilità di reimpiego per i *recalls* sono infatti fortemente concentrate alla fine del primo anno, evidenziano quindi una brusca discesa a cui però non segue un comportamento significativo, a parte qualche piccola gobba. Al contrario, per lavoratori indennizzati neo assunti dopo l'iniziale picco non sembra accettabile l'ipotesi di decrescenza della funzione di rischio. Ne deriva che i picchi successivi al primo anno nel modello a uno stato si possono quasi interamente attribuire ai *new jobs* e indicano che le probabilità di reimpiego

Fig. 3. Kernel Smoothed hazards delle stime del modello di rischio proporzionale di Cox per tipo di lista

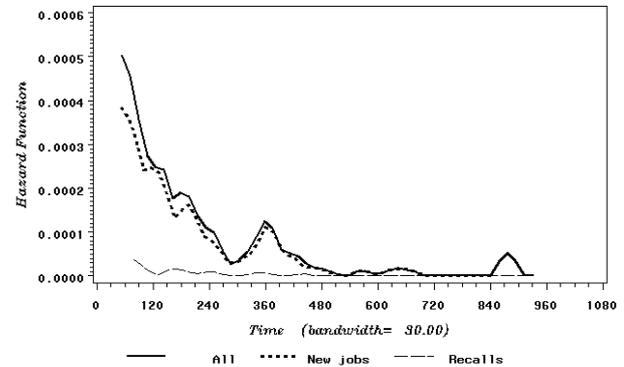
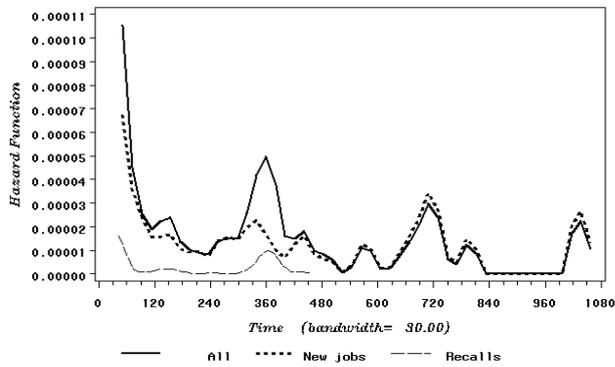
a. Lista con indennità



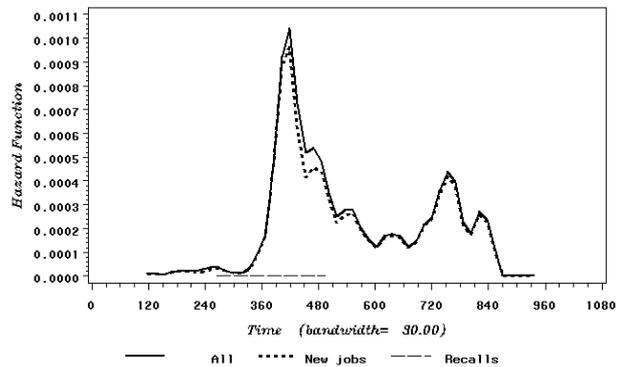
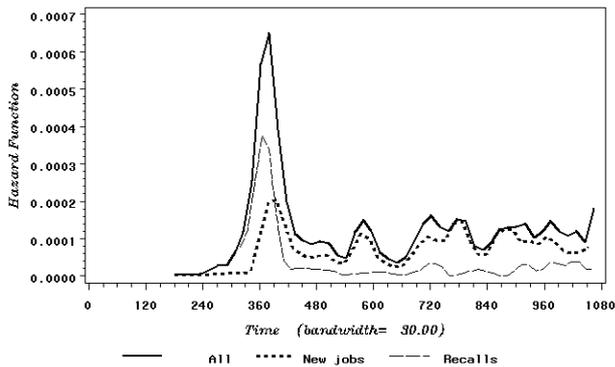
b. Lista senza indennità



Assunzioni permanenti dirette



Assunzioni permanenti successive ad almeno un contratto a termine



continuano a crescere fino all'esaurimento del diritto ai benefici che l'iscrizione nella lista comporta.

Nella parte inferiore della Figura 3 le curve di rischio, sono state tracciate, includendo nei modelli oltre che la destinazione anche le modalità del contratto, ovvero se l'assunzione permanente è stata diretta oppure successiva a un contratto a tempo determinato. Questa possibilità, che sarà oggetto di futuri approfondimenti, in questa fase della ricerca permette di scindere grossolanamente l'effetto determinato dalla durata potenziale del diritto al sostegno da quello derivante dagli incentivi all'occupazione. Le assunzioni dirette si restringono principalmente nei primi mesi di iscrizione, sia per i lavoratori beneficiari del sostegno del reddito sia per coloro che ne sono privi. Se nella lista senza indennità la dipendenza negativa delle probabilità di reimpiego dalla durata trascorsa nella lista è sicuramente riconfermata, nella lista con indennità il quadro è meno chiaro, anche se i picchi in corrispondenza delle successive scadenze del diritto al sostegno possono essere attribuiti ai lavoratori più anziani (si veda anche la Figura 2), il che non precluderebbe alle imprese il trasferimento di buona parte del bonus.

La trasformazione dei contratti a tempo determinato in contratti permanenti fa risaltare in entrambe le tipologie di lista il vuoto che caratterizza i primi 12 mesi trascorsi nella lista. Per i periodi successivi si possono invece ribadire le considerazioni inizialmente fatte, tenendo però in debito conto che risentono delle assunzioni temporanee e dunque il comportamento dei lavoratori sostenuti nel reddito nella loro ricerca di un lavoro dipende fortemente dal comportamento delle imprese nell'uso degli incentivi all'occupazione.

Per modellare meglio le funzioni di rischio, verificandone le ipotesi di forma abbiamo stimato un modello *piecewise*, in cui il tempo trascorso nella lista per ciascuna osservazione è stato suddiviso in intervalli mensili regolari (di 30,43 giorni), permettendo così alle funzioni di rischio di assumere una specificazione flessibile che risente meno dell'eterogeneità non osservata [Han e Hausman (1990), Allison (1995)]. I parametri stimati delle covariate sono sostanzialmente identici a quelli riportati nel modello semi-parametrico, ma il modello presenta il vantaggio di testare le ipotesi di forma sulla dipendenza delle probabilità di reimpiego dalla durata del tempo trascorso nella lista. Per non appesantire l'esposizione, evitiamo di riportare i risultati limitandoci a riconfermare da un lato il diverso comportamento che caratterizza le nuove assunzioni nelle due tipologie di lista, dall'altro la significatività dell'evidente divergenza riscontrata tra i lavoratori riassunti nella precedente impresa e i neo assunti beneficiari dell'indennità di mobilità.

Poniamo invece maggiore attenzione alle potenzialità che questo modello ha di stimare regressori varianti nel tempo. Nel nostro modello abbiamo quindi introdotto per i lavoratori beneficiari della copertura assicurativa la durata residua

del bonus trasferito alle imprese, la quale viene fatta variare sulla base delle caratteristiche del trasferimento negli intervalli mensili che contraddistinguono ciascuna osservazione presente nel campione.²⁵

I parametri stimati non differiscono molto da quelli del precedente modello e soprattutto il segno non si modifica (Tavola 4). La stima della durata residua del bonus²⁶ è innanzitutto molto significativa, dimostrando che le probabilità di reimpiego sono tanto più alte quanto maggiore è la durata residua del bonus trasferibile alle imprese. Ma l'impatto sulle probabilità di reimpiego dei *recalls* è molto più forte: il parametro stimato è infatti conforme alla loro durata effettiva di disoccupazione, in media inferiore rispetto a quella dei nuovi assunti (v. Tavola 2). Per contro, l'*effetto età* e l'*effetto durata del diritto alla tutela economica* si amplificano nel caso delle nuove assunzioni: da un lato, l'interesse delle imprese per ragioni di produttività si concentra sulla forza lavoro più giovane, dall'altro la lunga durata delle prestazioni per i lavoratori più anziani impedisce la discesa del loro salario di riserva e prolunga i tempi di rientro definitivo nell'attività lavorativa. Le curve di rischio assieme alla stima dell'influenza della durata residua del bonus alle imprese consentono di concludere che la fiscalizzazione degli oneri sociali e il trasferimento del bonus giocano un ruolo chiave nelle probabilità di reimpiego dei *recalls*.

6. Conclusioni

I risultati provvisori di una ricerca basata sui dati 1995-1998 della lista di mobilità della Regione Umbria indicano che una percentuale non trascurabile, circa il 43% dei lavoratori in mobilità che transitano verso l'occupazione, è stato richiamato dalla stessa impresa che ha proceduto al licenziamento. L'assunzione a tempo pieno e indeterminato successiva ad un contratto a termine, generalmente di 12 mesi, riguarda il 73% dei *recalls*. Questo permette alle imprese di beneficiare sia della fiscalizzazione degli oneri sociali prevista per le assunzioni temporanee dalle liste, che di quella prevista per la trasformazione dei contratti a tempo determinato in contratti permanenti, oltre al bonus legato all'indennità. Significativamente, il maggior numero di riassunzioni si verifica in media entro

²⁵ In particolare, la durata residua calcolata all'inizio di ciascun intervallo comincia a decrescere subito per i lavoratori che hanno diritto ad un anno di copertura assicurativa; resta costante a 365 giorni per i primi 12 mesi per i lavoratori che hanno diritto a due anni di sostegno per poi cominciare a decrescere; e, infine, per i lavoratori ultracinquantenni, che hanno diritto a tre a di copertura economica, è posta pari a 730 giorni per i primi 12 mesi, oltre i quali comincia a ridursi. In ogni caso la riduzione della durata residua si arresta e resta costante quando iniziano i periodi di occupazione temporanea che sono stati concatenati e posti alla fine dei periodi di permanenza nella lista.

²⁶ Nelle stime si considerano il logaritmo dell'età e il logaritmo della durata residua del bonus, poiché presentano una minore dispersione dei dati e si adattano meglio al modello.

Tav. 4. Sime di massima verosimiglianza del modello di rischio piecewiece costant: lista con mobilità

Variabili	Lista con indennità		
	Single risk	New job	Recall
Log (età)	-1.772 (0.257)***	-2.152 (0.325)***	-1.304 (0.421)**
Donne	-0.985 (0.101)***	-0.675 (0.125)***	-1.602 (0.186)***
Persone a carico	0.112 (0.023)***	0.146 (0.040)***	0.059 (0.042)
Durata potenziale 1 anno	4.965 (0.206)***	5.207 (0.269)***	4.661 (0.336)***
2 anni	3.439 (0.150)***	3.409 (0.209)***	3.529 (0.233)***
3 anni	-	-	-
Log (durata residua bonus (t))	1.816 (0.090)***	1.645 (0.105)***	2.140 (0.183)***
Anno canc. 1995	-	-	-
1996	-0.777 (0.090)***	-0.733 (0.126)***	-0.871 (0.131)***
1997	-0.147 (0.080)	0.187 (0.107)	-0.739 (0.130)***
1998	-0.899 (0.094)***	-0.901 (0.128)***	-0.936 (0.141)***
<i>Occupazione</i>			
Impiegato	-	-	-
Operaio	0.101 (0.086)	-0.040 (0.113)	0.357 (0.133)**
Intermedio	0.087 (0.245)	0.258 (0.290)	-0.372 (0.467)
<i>Settore di provenienza</i>			
Metalmeccanico	-	-	-
Tessile	0.138 (0.103)	0.738 (0.138)***	-0.457 (0.174)**
Chimico	-0.602 (0.131)***	-0.366 (0.174)*	-0.760 (0.202)***
Commercio	-1.550 (0.458)***	-0.647 (0.465)	-
Edilizia	-0.843 (0.214)***	-0.037 (0.232)	-2.669 (0.713)***
Agro-Alimentare	-0.428 (0.129)***	-0.843 (0.224)***	0.002 (0.164)
Servizi	0.798 (0.290)**	1.303 (0.300)***	-
Altro	0.155 (0.139)	-0.015 (0.226)	0.549 (0.179)**
<i>Provincia</i>			
Terni	-	-	-
Perugia	-0.446 (0.077)***	-0.908 (0.108)***	-0.050 (0.116)
Altre	-0.318 (0.216)	-1.399 (0.420)***	0.477 (0.263)
Intercetta	-15.547 (1.212)***	-13.949 (1.481)***	-20.561 (2.130)***
Numero di osservazioni	150274	150274	150274
Osservazioni non censurate	1075	603	472
Log-likelihood	5572.672	3432.972	2576.324

Nota: livelli di significatività: * <0.05 , ** <0.01 , *** <0.001 . Errore standard tra parentesi

80 giorni dalla data del licenziamento, nonostante la legge formalmente preveda che gli incentivi all'occupazione siano ottenibili solo ad almeno 6 mesi di distanza dall'interruzione del rapporto di lavoro.

Le distribuzioni di durata dei lavoratori beneficiari dell'indennità di mobilità sono inoltre diverse da quelle dei lavoratori senza (o comunque con una ridotta) copertura assicurativa e, per questi ultimi, la durata potenziale del diritto alla tutela occupazionale non sembra influenzare il tempo trascorso nella lista di mobilità. Al contrario, la durata potenziale delle prestazioni e la durata residua del bonus trasferibile alle imprese rappresentano due variabili chiave per interpretare il comportamento di ricerca dei disoccupati in mobilità e il flusso delle offerte lavorative da parte delle imprese. Le nostre stime segnalano però che le distribuzioni di probabilità dei *recalls* e dei *new jobs* sono governate da processi diversi e, senza dubbio, l'utilizzo di un modello di rischi competitivi appare più adatto a spiegare i rientri nell'attività lavorativa. L'effetto disincentivante della lunga durata delle prestazioni che tenderebbe ad aumentare la durata della disoccupazione si scontra con l'effetto degli incentivi concessi alle imprese che agisce sì in senso opposto, ma che tende comunque a prolungare i periodi di permanenza nella lista per effetto delle assunzioni temporanee. Queste due forze agiscono diversamente quando si distingue la destinazione nel processo di transizione verso l'occupazione. L'analisi svolta indica che la seconda prevale sulla prima quando i lavoratori sono riassunti nell'impresa che ha proceduto al licenziamento.

Appendice

Tav.A1. Statistiche descrittive del campione dei transitati 1995-1998

Variabili	Assunti TI						Totale Assunti	Cancellati	Iscritti	Transitati
	Lista con indennità			Lista senza indennità						
	Recall	New job	Tot	Recall	New job	Tot				
<i>Genere</i>										
Donne	11,5	35,5	25,2	48,1	44,7	45,1	32,9	45,2	54,6	46
Uomini	88,5	64,5	74,8	51,9	55,3	54,9	67,1	54,8	45,4	54
<i>Età al momento dell'iscrizione</i>										
<40	42	56,8	50,5	69,2	67,3	67,4	57	46,2	31,4	43,7
40-49	49,9	37,4	42,7	22,2	21,2	21,3	34,5	25,6	33,2	29,1
>49	8,1	5,8	6,8	8,6	11,6	11,3	8,5	28,2	35,4	27,2
<i>Occupazione</i>										
Operaio	84,6	81,1	82,6	90,1	74,8	76,6	80,3	76,5	78,7	77,7
Impiegato	14,4	16,7	15,7	9,9	25	23,3	18,6	21,2	19,3	20,3
Intermedio	1	2,2	1,7	-	0,2	0,1	1,1	2,3	2	2
<i>Settore di provenienza</i>										
Tessile	14,8	42,5	30,6	39,5	21,5	23,6	27,9	32,7	35,5	32,7
Metalmeccanico	59,8	36,1	46,2	4,9	19,5	17,9	35,3	26,8	11,2	23,8
Chimico	5,8	7,5	6,8	-	1,3	1,1	4,6	10,3	10,7	9,6
Commercio	-	0,9	0,5	11,1	19,4	18,4	7,4	8,2	9,7	8,5
Edilizia	0,4	3,7	2,3	27,2	20	20,9	9,4	7,6	8,5	8,1
Alimentare	10,6	3,5	6,6	-	1,2	1	4,4	5,4	15	7,8
Servizi	-	2	1,2	6,2	10,3	9,9	4,5	3,6	4,3	4
Altro	8,6	3,8	5,8	11,1	6,8	7,2	6,5	5,4	5,1	5,5
<i>Istruzione</i>										
Licenza elementare	13,6	13,7	13,6	13,6	10,3	10,7	12,5	23,2	17,3	19,9
Licenza media	35,7	39,7	38	34,6	22,8	24,1	32,7	24,6	22	25,1
Diploma	19,6	25,2	22,9	14,8	23,7	22,7	22,8	20,1	14,1	18,8
Laurea	0,6	0,8	0,7	1,2	0,5	0,6	0,7	0,8	0,5	0,7
Nessuna	0,4	-	0,2	1,2	1,1	1,1	0,5	0,9	0,3	0,7
Non dichiarata	30,1	20,6	24,6	34,6	41,6	40,8	30,8	30,4	45,8	34,8
<i>Provincia</i>										
Perugia	73,2	66,3	69,3	49,4	60,3	59	65,3	76	78,8	75,2
Terni	23	32,6	28,5	48,1	38,9	40	32,9	21,9	19,9	23
Altre	3,8	1,1	2,2	2,5	0,8	1	1,8	2,1	1,3	1,8
<i>Tipo di lista</i>										
Con Indennità	-	-	-	-	-	-	61,6	67,3	64,6	65,7
Senza Indennità	-	-	-	-	-	-	38,4	32,7	35,4	34,3
<i>Anno di cancellazione</i>										
1995	42,2	32,4	36,6	12,3	22,1	21	30,5	27,7	-	20,4
1996	19,2	18,4	18,7	29,6	22,1	23	20,4	32,3	-	21,6
1997	21,7	31,3	27,2	43,2	27,3	29,1	28	22,2	-	16,9
1998	16,9	17,9	17,5	14,8	28,4	26,9	21,1	17,8	100	41,1
<i>Media giorni nella lista (std)</i>										
	348.7	438.7	400.3	170.9	279	266.5	348.8	689.3	489.1	582.4
	(192.5)	(297.7)	(261.7)	(168.4)	(213.4)	(211.4)	(252.1)	(307)	(405.1)	(355.2)
<i>Età media (std)</i>										
	41	38.6	39.7	36.6	36.7	36.7	38.5	42.5	45	42.6
	(7.5)	(8.3)	(8.1)	(9.8)	(9.8)	(9.8)	(8.9)	(11.3)	(10.1)	(10.8)
<i>Persone a carico (std)</i>										
	0.92	0.80	0.85	0.02	0.04	0.04	0.54	0.51	0.33	0.46
	(1.22)	(1.09)	(1.15)	(0.22)	(0.28)	(0.28)	(1)	(0.91)	(0.77)	(0.89)
<i>Numero di osservazioni</i>										
	479	642	1121	81	619	700	1821	6903	3349	12073
	(42.7)	(57.3)	(61.6)	(11.6)	(88.4)	(38.5)	(15.1)	(57.2)	(27.7)	(100)

Riferimenti bibliografici

- Albissini, M. e P. Casavola (1994), La mobilità aziendale: quadro regolamentare e prime evidenze empiriche, in *Lavoro e Relazioni Industriali*, n. 2.
- Allison, P. D. (1995), *Survival Analysis Using the SAS System. A Practical Guide*, Cary, NC, SAS Institute.
- Atkinson, A. B. e J. Micklewright (1991), Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review, in *Journal of Economic Literature*, n. 4.
- Brunello, G. e R. Miniaci (1997), Benefit Transfers in Italy: an Empirical Study of Mobility Lists in the Milan Area, in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 3.
- Carabelli, U. (1996), La gestione delle eccedenze di lavoro in Italia: un'analisi giuridica, in *Economia e Lavoro*, n. 1-2.
- 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, in *Politica Economica*, n. 1.
- Carling, K., P. A. Edin, A. Harkman e B. Holmlund (1996), Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labour Market Programmes in Sweden, in *Journal of Public Economics*, vol. 59.
- Cox, D.R. e D. Oakes (1984), *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall.
- Dell'Aringa, C. (1994), Spesa sociale e sussidi all'occupazione, in *Rivista di Politica Economica*, n. 11.
- Dell'Aringa, C. e M. Samek Lodovici (1988), Determinants of Unemployment Duration for Displaced Workers", in *Labour*, n. 3.
- Felli, L. e A. Ichino (1988), Do Marginal Employment Subsidies Increase Re-Employment Probabilities? Preliminary Results on the Experiment of the Agenzia del Lavoro of Trento, in *Labour*, n. 3.
- Ghezzi, G. e U. Romagnoli (1998), *Il rapporto di lavoro. Aggiornamento 1998*, Bologna, Zanichelli.
- Ghezzi, G. e U. Romagnoli (2001), *Il rapporto di lavoro. Aggiornamento 2000*, Bologna, Zanichelli.
- Han, A. e J. A. Hausman (1990), *Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models*, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5.
- Jackman, R., C. Pissadires e S. Savouri (1990), Labour Market Policies and Unemployment in the OECD, in *Economic Policy*, Vol. 11, October.
- Jansson, F. (2002), Rehires and Unemployment Duration in Swedish Labour Market: New Evidence of Temporary Layoffs, *Labour*, n. 2.
- Katz, L. F. (1986), *Layoffs, Recall and Duration of Unemployment*, Working Paper n. 1825, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Katz, L. F. e B. D. Meyer (1990a), The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment, in *Journal of Public Economics*, vol. 41.

- Katz, L. F. e B. D. Meyer (1990b), Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Layard, R. (1994), Incentivi all'occupazione piuttosto che sussidi alla disoccupazione, in *Rivista di Politica Economica*, n. 11.
- Layard, R., S. Nickell e R. Jackman (1994), *The Unemployment Crisis*, Oxford, Oxford University Press.
- Liso, F. (1997), La galassia normativa dopo la legge 223/91, in *Giornale del Diritto del Lavoro e di Relazioni Industriali*, n. 1.
- Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali (2002), *Rapporto di Monitoraggio 2/2001*, Roma.
- Miscione, M. (a cura di) (1998), Il rapporto di lavoro subordinato: garanzie del reddito, estinzione e tutela dei diritti, volume terzo, in *Diritto del lavoro: Commentario diretto da Franco Carinci*, Torino, UTET.
- Nickell, S. (1997), Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America, in *Journal of Economic Perspectives*, n. 3.
- Pisauro, G. (1999), La riforma degli ammortizzatori sociali e degli incentivi fiscali per l'occupazione, in L. Bernardi, *La finanza pubblica italiana: Rapporto 1999*, Bologna, Il Mulino, pp.279-306.
- Samek Lodovici, M. (1995), La valutazione delle politiche attive del lavoro: l'esperienza internazionale ed il caso italiano, in *Economia e Lavoro*, n. 1.
- Sestito, P e L. Tronti (1995), *Documento per la Commissione di studio sugli ammortizzatori sociali*, Roma, Ministero del lavoro.
- Snowder, D. J. (1994a), Possiamo permetterci il welfare state?, in *Rivista di Politica Economica*, n. 11.
- Snowder, D. J. (1994b), Converting Unemployment Benefits into Employment Subsidies, in *American Economic Review*, n. 2.
- Snowder, D. J. (1995), Unemployment Benefits: An Assessment of Proposals for Reform, in *International Labour Review*, n. 4-5.
- Paggiaro, A. e U. Trivellato (2002), Assessing the Effects of Mobility Lists Programme by Flexible Duration Models, in *Labour*, n. 2.
- Tronti, L. (1998), Per il riordino degli ammortizzatori sociali, in *Politica Economica*, n. 1.