

# LICENZIAMENTI DEFINITIVI O TEMPORANEI? DURATA DELLA DISOCCUPAZIONE NELLE LISTE DI MOBILITÀ TRA NUOVI E VECCHI DATORI DI LAVORO

di Enza Caruso e Giuseppe Pisauro

## 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 il suo disegno. La struttura del programma integra misure passive, di sostegno del reddito dei disoccupati, e misure attive, di incentivo delle assunzioni. In particolare, contiene elementi del *benefit transfer program* proposto da Snower (1994, 1995) che, in sintesi, offre ai disoccupati la possibilità di trasferire il loro sussidio alle imprese che li dovessero assumere.

Lo schema della mobilità, istituito nel 1991, è rivolto ai lavoratori oggetto di un licenziamento collettivo. I disoccupati iscritti nelle liste di mobilità beneficiano di una serie di incentivi al reimpiego e, se si tratta di lavoratori licenziati da imprese di dimensioni medie o grandi, ricevono un sussidio (l'indennità di mobilità, superiore alla normale indennità di disoccupazione) la cui durata massima aumenta al crescere dell'età del lavoratore. Le imprese che assumono lavoratori in mobilità ottengono, dal loro canto, una considerevole riduzione del costo del lavoro grazie a un sostanziale sgravio dei contributi sociali e al trasferimento di una parte del sussidio residuo non ancora percepito dai disoccupati (naturalmente se questi ultimi hanno diritto al sussidio). Tra gli obiettivi del programma vi è quello 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

*Si ringrazia l'Agenzia regionale per l'impiego dell'Umbria che ha concesso l'accesso ai dati, la CGIL Umbria e in particolare Manlio Mariotti per le utili informazioni fornite sulle aziende. Siamo grati, inoltre, a due referee anonimi per gli utili suggerimenti ricevuti. Una versione precedente di questo lavoro è stata presentata nella XIV Conferenza della SIEP (Pavia, 4-5 ottobre 2002).*

senso, la più lunga durata potenziale del sussidio per i lavoratori più anziani (elemento passivo), che impedisce la discesa del salario di riserva e disincentiva la ricerca del lavoro, è controbilanciata da una durata potenziale maggiore dell'incentivo all'occupazione (elemento attivo), che dovrebbe incrementare il flusso delle offerte lavorative, aumentando la probabilità di reimpiego.

Gli effetti dello schema della mobilità e, in particolare, l'efficacia del sussidio all'occupazione nel realizzare gli obiettivi redistributivi sono stati analizzati da una serie di studi basati sull'approccio probabilistico dell'analisi di durata<sup>1</sup>. Tra gli altri, i lavori di Brunello e Miniaci (1997), Caruso (2001), Paggiaro e Trivellato (2002), Veneto Lavoro (2004), pur utilizzando una modellistica a volte diversa, giungono alle stesse conclusioni: l'elemento passivo del programma sembra dominare l'elemento attivo, nel senso che per i beneficiari dell'indennità la probabilità di assunzione è inferiore rispetto ai non beneficiari. Un altro risultato comune a questi studi (che conferma quello standard della letteratura empirica internazionale sugli effetti dell'assicurazione contro la disoccupazione) è la dipendenza negativa delle probabilità di uscita dalla disoccupazione dalla durata della disoccupazione stessa (coerente con l'idea che a lungo andare i disoccupati siano scoraggiati nella ricerca di lavoro e, comunque, perdano capitale umano e, quindi, più difficilmente ricevano offerte di lavoro).

I limiti degli studi italiani sono in gran parte collegati al tipo di dati disponibili. Con l'eccezione di Veneto Lavoro (2004), i dati utilizzati non consentono di identificare i periodi di assunzione temporanea (che, come vedremo nel paragrafo 2, il disegno dello schema della mobilità incentiva come tappa intermedia verso un'assunzione definitiva) e considerano come unica modalità di uscita dalla disoccupazione le assunzioni a tempo indefinito. Poiché le assunzioni temporanee di lavoratori in mobilità sono un fenomeno potenzialmente molto rilevante, trascurarle e considerare la durata della disoccupazione al lordo di tali periodi può condurre a risultati gravemente falsati.

Un altro aspetto assente negli studi precedenti è la distinzione della destinazione della transizione dalla disoccupazione all'occupazione, verso il vecchio o un nuovo datore di lavoro. A questo riguardo, dalla letteratura empirica internazionale (Katz (1986), Katz e Meyer (1990a, 1990b), per il mercato del lavoro statunitense, Robertson (1989) per il Canada, Jensen e Westergaard-Nielsen (1990) per la Danimarca, Jansson (2002) per la Svezia) è noto che le riassunzioni di lavoratori precedentemente licenziati dallo stesso datore di lavoro (in altre parole, i licenziamenti temporanei) costituiscono una

<sup>1</sup> Per una rassegna completa degli studi italiani sugli effetti dell'indennità di mobilità, si rinvia a Veneto Lavoro (2004).

quota di tutto rilievo del totale delle transizioni dalla disoccupazione all'occupazione, specie nel caso di disoccupati beneficiari di indennità<sup>2</sup>. Ciò che più importa ai nostri fini è che, sempre secondo questa letteratura, distinguere le assunzioni dei disoccupati a seconda che avvengano presso la stessa impresa che li aveva licenziati (*recalls*) o presso un'impresa diversa (*new jobs*) modifica in misura significativa i risultati dell'analisi di durata della disoccupazione. Se nei «modelli di rischio singolo», che non distinguono tra *recalls* e *new jobs*, le probabilità di reimpiego generalmente mostrano dopo un picco iniziale una dipendenza negativa dalla durata della disoccupazione, nei modelli di «rischi in competizione» questo andamento viene confermato solo nel caso dei *recalls*, mentre l'andamento delle probabilità dei *new jobs* non presenta una significativa dipendenza dalla durata.

In questo lavoro utilizziamo un database più ricco di quelli considerati dalla precedente letteratura empirica italiana (i dati dell'archivio amministrativo della lista di mobilità della regione Umbria rilevati durante il periodo 1995-1998), che consente di superare i limiti informativi che hanno caratterizzato le precedenti valutazioni dello schema della mobilità: è possibile, infatti, non solo ricostruire i periodi di lavoro a tempo determinato ma anche distinguere i lavoratori che completano i loro periodi di permanenza nella lista di mobilità con l'accettazione di un nuovo lavoro da coloro che invece sono richiamati dall'impresa che li aveva licenziati. Ciò permette la stima di un modello di rischi in competizione, per mettere in relazione le diverse modalità di uscita dalla disoccupazione con la sua durata. L'interesse ai fini di una valutazione più completa dello schema della mobilità è evidente, se si tiene conto del fatto che esso fu istituito nel 1991 soprattutto per superare la confusione tra sospensioni temporanee e licenziamenti definitivi che caratterizzava il sistema italiano di sostegno del reddito dei disoccupati licenziati dal settore protetto del mercato del lavoro.

L'articolo è organizzato come segue. Nel paragrafo 2 vengono delineate le caratteristiche istituzionali che regolano il programma delle liste di mobilità. Il paragrafo 3 illustra modalità di costruzione e contenuti del database ed espone una prima analisi descrittiva dei dati. Il paragrafo 4 fornisce i primi risultati dell'analisi di durata, mettendo in relazione la probabilità di uscita dalla disoccupazione con l'età dei disoccupati e con la durata della disoccu-

<sup>2</sup> Negli studi citati, la quota media dei *recalls* sul totale delle assunzioni di disoccupati varia dal 40% ad oltre il 50%. Per le assunzioni di disoccupati beneficiari di indennità, la stessa quota tende ad essere più alta. Ad esempio, Jansson (2002) riporta per la Svezia nel 1996 stime del 51% per i disoccupati beneficiari di indennità assicurativa, del 39% per i disoccupati beneficiari di prestazioni assistenziali in denaro, del 23% per i disoccupati non beneficiari di alcuna prestazione.

pazione stessa. I risultati principali dell'analisi di durata sono nel paragrafo 5, dove si dà conto della stima di un modello semi-parametrico con regressori variabili nel tempo. Le conclusioni del lavoro sono nel paragrafo 6.

## 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 che rientrano nel campo di applicazione della Cassa integrazione guadagni straordinaria (CIGS) di collocare i lavoratori eccedenti nelle liste di mobilità<sup>3</sup>.

L'istituto riguarda, quindi, operai, impiegati e quadri intermedi (non dirigenti o apprendisti) assunti con contratto di lavoro a tempo pieno e indeterminato, con almeno un anno di anzianità aziendale, licenziati per ristrutturazione, riorganizzazione, conversione, crisi aziendale e procedure concorsuali. I settori interessati sono quelli delle imprese industriali, imprese appaltatrici di servizi di mensa o ristorazione e dei servizi di pulizia, con più di 15 dipendenti e le imprese commerciali, di spedizione e trasporto e le agenzie di viaggio e turismo con più di 50 dipendenti.

La tutela del lavoratore iscritto nelle liste non si esaurisce nella sola garanzia del reddito, attraverso l'attribuzione dell'indennità di mobilità (tutela economica), ma si sostanzia in una serie di misure protettive e promozionali dirette a favorire il rientro nell'attività lavorativa (tutela occupazionale). Come vedremo più avanti, anche i lavoratori licenziati da imprese che non rientrano nel campo di applicazione della CIGS possono iscriversi alle liste di mobilità, ma non percepiscono alcuna indennità.

La durata della permanenza nella lista (e del percepimento dell'indennità) 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<sup>4</sup>. In genere, l'indennità non può essere corrisposta per un periodo superiore all'anzianità aziendale del lavoratore. Tuttavia, in presenza di determinati requisiti di età e di contribuzione, l'indennità viene pagata fino al conseguimento del diritto alla pensione (la cosiddetta «mobilità lunga»). L'importo

<sup>3</sup> Per un'analisi del sistema italiano degli ammortizzatori sociali e degli incentivi all'occupazione, si rinvia a Pisauro (1999).

<sup>4</sup> I tre limiti valgono per le imprese del Centro-Nord, per quelle del Sud sono aumentati di ulteriori 12 mesi.

dell'indennità di mobilità è pari per il primo anno all'80% e successivamente al 64% della precedente retribuzione, nei limiti dei massimali vigenti per la CIG (ordinaria e straordinaria) <sup>5</sup>.

La tutela occupazionale consiste, innanzitutto, nel diritto di precedenza per eventuali assunzioni effettuate entro l'anno dal datore di lavoro che ha proceduto al licenziamento. Specifici incentivi economici sono inoltre previsti per le imprese che assumono i lavoratori iscritti nelle liste di mobilità. A tale proposito si deve distinguere tra assunzioni a tempo indeterminato e a tempo determinato. L'impresa che assume a tempo indeterminato disoccupati in mobilità beneficia di un contributo pari al 50% dell'indennità 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 (ciò significa, ad esempio, che un disoccupato con più di 50 anni, per il quale la durata massima dell'indennità è tre anni, è «portatore» di un bonus, la cui durata resta fissa a 2 anni nel corso del suo primo anno di iscrizione alla lista di mobilità e successivamente coincide con la durata residua dell'indennità). Inoltre, e si tratta dell'agevolazione più rilevante, è previsto il virtuale azzeramento per 18 mesi dei contributi sociali a carico del datore di lavoro, equiparati a quelli degli apprendisti (2,94 euro settimanali nel 2005, mentre l'aliquota ordinaria sarebbe pari al 23,81% della retribuzione).

Nel caso di un'assunzione con contratto a tempo determinato, si ha la sospensione temporanea dell'iscrizione alla lista di mobilità. Il periodo lavorativo non incide sui limiti massimi di durata dell'iscrizione, ma ovviamente l'indennità di mobilità viene sospesa. L'agevolazione per il datore di lavoro è limitata allo sgravio contributivo: anche in questo caso la misura dei contributi sociali è ridotta a quella minima prevista per gli apprendisti, ma solo per 12 mesi. Tuttavia, al fine di incentivare la stabilizzazione del rapporto di lavoro, l'impresa avrà diritto a conservare lo sgravio contributivo per ulteriori 12 mesi, se alla scadenza trasforma il contratto a termine in contratto a tempo indeterminato. Naturalmente in questo caso l'impresa riceve anche il bonus pari al 50% dell'indennità di mobilità.

Lo schema è insomma disegnato in modo tale da rendere conveniente per un'impresa che voglia effettuare un'assunzione a tempo indeterminato farla precedere da un contratto a termine di 12 mesi. Così facendo si prolun-

<sup>5</sup> Per il 2005, il massimale è fissato a 819,62 euro mensili (985,10 euro per le retribuzioni mensili superiori a 1.773,19 euro). Si tratta di cifre al lordo dell'IRPEF e, solo per il primo anno, dei contributi sociali a carico del lavoratore (con un'aliquota del 5,54%, corrispondente a quella degli apprendisti, più bassa di quella ordinaria a carico dei lavoratori, che è pari all'8,89%).

ga di 6 mesi la durata dello sgravio contributivo, senza peraltro perdere nulla del bonus del 50% dell'indennità (che verrebbe solo differito).

La tutela occupazionale, ma non l'indennità, è stata estesa (dalla l. 236/93, art. 4)<sup>6</sup>, anche ai lavoratori licenziati, collettivamente o individualmente, «per giustificato motivo oggettivo connesso a riduzione, trasformazione o cessazione di attività o di lavoro», da imprese che non rientrano nel campo di applicazione della CIGS (quindi imprese con meno di 15 o 50 dipendenti, a seconda dei settori). Si tratta di lavoratori che si iscrivono volontariamente nelle liste di mobilità senza percepire l'indennità, beneficiando, nel migliore dei casi, ancora dell'indennità ordinaria di disoccupazione<sup>7</sup>. I vantaggi per essi consistono, quindi, sostanzialmente nello sgravio contributivo nel caso di assunzione. Detto ciò, va sottolineato come vi sia una certa opacità nei requisiti (e un certo grado di discrezionalità nella loro applicazione) che consentono l'iscrizione a questo tipo di liste<sup>8</sup>.

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 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<sup>9</sup>.

Lo schema della mobilità è strettamente connesso a quello della CIG, rivolto al sostegno del reddito dei lavoratori interessati da sospensioni temporanee del rapporto di lavoro. In realtà una delle motivazioni dell'istituzione

<sup>6</sup> L'iscrizione senza indennità era inizialmente prevista solo per i lavoratori licenziati da imprese che rientrano nel campo di applicazione della CIGS ma privi del requisito dei 12 mesi di anzianità aziendale.

<sup>7</sup> 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 di età pari o superiore a 50 anni. La l. 80/2005 ha prolungato la durata a 7 mesi (10 mesi per gli ultra-cinquantenni) e elevato il livello al 50% per i primi 6 mesi e al 40% per i successivi 3 mesi (lasciando al 30% l'eventuale decimo mese).

<sup>8</sup> In pratica, i licenziamenti collettivi passati attraverso una qualche vertenza sindacale (anche non collegati ai motivi elencati nella l. 236/93) tendevano, almeno fino al 2000, a tradursi nell'iscrizione alle liste. In altri casi si trattava di una scelta individuale del disoccupato, comunque mediata dai sindacati. Dopo il 2000 sembra che l'applicazione della norma sia divenuta più stringente.

<sup>9</sup> 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 a 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.

della mobilità nel 1991 fu proprio quella di limitare l'utilizzo abnorme, soprattutto nelle durate dei trattamenti, della CIGS, che spesso copriva veri e propri licenziamenti definitivi, mascherati da *temporary lay-offs*. In pratica, di frequente la mobilità interviene dopo che si è esaurito l'intervento della CIGS (che in determinati casi può durare fino a quattro anni). Ciò è testimoniato anche dalle modalità del finanziamento della mobilità. Accanto a una contribuzione a carico di tutte le imprese (con aliquota pari allo 0,3% della retribuzione), vi è un elemento commisurato all'utilizzo dello schema: per ogni lavoratore in mobilità l'impresa deve versare una somma pari a 9 volte l'indennità mensile, che, tuttavia, si riduce a 6 volte se la mobilità è preceduta dal ricorso alla CIGS <sup>10</sup>. Rimane, insomma, l'incentivo a una certa confusione tra eccedenze temporanee e licenziamenti, nel senso che è comunque conveniente, almeno inizialmente, procedere a una sospensione temporanea piuttosto che a un licenziamento.

Gli incentivi all'occupazione inseriti nello schema della mobilità, descritti in precedenza, rendono in linea di principio conveniente anche l'operazione inversa: far passare per licenziamenti definitivi quelli che sono solo *temporary lay-offs*. La messa in mobilità di una parte della propria forza lavoro e la successiva riassunzione comporterebbe per l'impresa una considerevole riduzione del costo del lavoro.

Questo tipo di comportamenti era certamente diffuso nei primi anni di applicazione dello schema, portando al fenomeno delle «assunzioni collettive» effettuate lo stesso giorno della messa in mobilità (Brunello e Miniaci, 1997). Proprio per limitare questi abusi, il legislatore è intervenuto con la disposizione correttiva contenuta nell'art. 2 della l. 451/94, che esclude dal diritto ai benefici le imprese che procedono entro i sei mesi 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). 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). In entrambi i casi, non mancano, tuttavia, possibili scappatoie. Alla disposizione della l. 451/94, che esclude le riassunzioni nei primi sei mesi, si poteva inizialmente derogare sulla base di

<sup>10</sup> Un'ulteriore riduzione, a 3 volte l'indennità, è prevista se, inoltre, la dichiarazione di eccedenza del personale è stata oggetto di accordo sindacale.

programmi concordati, presso l'Ufficio provinciale del lavoro, con le organizzazioni sindacali maggiormente rappresentative. Per quanto riguarda le trasformazioni di imprese, secondo la l. 608/96 il Ministero del lavoro, in deroga alla normativa vigente, poteva riconoscere all'acquirente dell'azienda sottoposta alla procedura di amministrazione straordinaria gli incentivi all'assunzione dello schema della mobilità 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. Successivamente, la concessione di deroghe non si è arrestata<sup>11</sup>. Da ultimo, la legge finanziaria per il 2005 ha ancora una volta previsto che il Ministero del lavoro possa disporre concessioni dei trattamenti di mobilità ai rapporti di lavoro che si svolgono senza soluzione di continuità, nel caso di programmi finalizzati alla gestione di crisi occupazionali definiti in specifici accordi in sede governativa e miranti al reimpiego dei lavoratori. E la l. 80/05 (sulla competitività) ha esteso gli incentivi in questione anche ai datori di lavoro, in caso di assunzione, o agli utilizzatori in caso di somministrazione, di lavoratori posti in mobilità ai sensi di quanto disposto dalla legge finanziaria. In pratica, la normativa su riassunzioni e incentivi ad esse potenzialmente collegati, consente, quindi, ampi margini di discrezionalità, tanto da far sospettare che la disposizione correttiva della l. 451/94 sia più l'eccezione che la regola.

### *3. Il database e una prima analisi descrittiva*

La nostra analisi utilizza due database, entrambi forniti dall'Agenzia per l'impiego dell'Umbria: il primo, riguardante i lavoratori transitati nella lista di mobilità e aggiornato a maggio 1999, contiene le caratteristiche personali e professionali, nonché tutte le informazioni sulla permanenza nella lista; il secondo database (aggiornato a marzo 1999) è relativo alle assunzioni dalle liste riferite agli stessi lavoratori e riporta alcune caratteristiche dei lavoratori assunti e la tipologia di assunzione (a tempo determinato o indeterminato e presso quale datore di lavoro)<sup>12</sup>. I due database non contengono altre infor-

<sup>11</sup> Su tutta la questione si vedano Liso (1997) e Miscione (1998).

<sup>12</sup> Nonostante le caratteristiche del programma siano fissate a livello nazionale, non esiste un archivio unificato delle liste di mobilità. La gestione è stata, infatti, sempre decentrata. Inizialmente fu 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, la gestione delle liste è stata ulteriormente decentrata a livello provinciale (si vedano a tal proposito Ghezzi e Romagnoli [1998, 2001]).



mazioni che sarebbero utili per un'analisi più completa, in particolare la dimensione delle imprese (di provenienza e di eventuale arrivo), la retribuzione dei lavoratori e lo stato in cui essi si trovavano prima dell'iscrizione nelle liste (occupati o cassintegrati).

Al fine di concentrare l'indagine sui lavoratori transitati nel periodo che va dal 1° gennaio 1995 al 31 dicembre 1998, sono state eliminate dalla lista tutte le osservazioni riferite alle iscrizioni avvenute prima del 1995 e dopo il 1998. In sostanza, è stato selezionato un campione di flusso che restringe il numero dei transitati nella lista nel periodo in esame a 7.585 osservazioni<sup>13</sup>. Di queste, 3.185 sono relative a lavoratori che risultano ancora iscritti al 31 dicembre 1998. Le restanti 4.400 osservazioni riguardano lavoratori usciti dalla lista prima della fine del 1998. L'uscita dalla lista può derivare da un'assunzione a tempo pieno e indeterminato o dalla cancellazione dettata da altri motivi, principalmente l'esaurimento della durata massima di iscrizione. Considerando nel secondo database le sole assunzioni a tempo indeterminato e procedendo a un abbinamento tra queste osservazioni e il complesso delle uscite, è stato possibile distinguere le due cause di uscita dalla lista: le assunzioni a tempo indeterminato hanno riguardato 1.338 disoccupati, le cancellazioni per altri motivi 3.062 disoccupati<sup>14</sup>.

In una seconda fase, si è ricostruito, sempre operando l'abbinamento tra i due database, il percorso lavorativo di tutti i lavoratori presenti nella lista, individuandone i periodi di lavoro a tempo determinato. Si tratta di un passaggio importante che permette di discriminare tra i periodi di sospensione dalla lista in quanto lavoratori temporaneamente occupati, e i periodi effettivi di disoccupazione.

Ai nostri fini, inoltre, è molto importante l'informazione sulle aziende di provenienza e di assunzione, che consente di differenziare l'analisi tra coloro che sono stati riassunti nell'impresa dove si è proceduto al collocamento in mobilità (*recalls*) e coloro che hanno invece trovato un nuovo lavoro (*new jobs*). La nostra definizione di *recall* include anche le imprese che nei fatti rappresentano l'una la trasformazione o derivazione dell'altra<sup>15</sup>.

<sup>13</sup> La scelta di far partire l'analisi dal gennaio 1995 tiene conto della migliore qualità dei dati amministrativi e della modifica normativa dovuta alla l. 451/94 che, come si è visto, ha limitato la possibilità di abusi da parte delle imprese.

<sup>14</sup> L'operazione di *linkage* è avvenuta utilizzando la tecnica di *matching* esatto tra i due database sulla base di una chiave di identificazione unica costituita dalla data di nascita, dal nome e dal tipo di lista (con o senza indennità). Errori di immissione e ambiguità dei dati sono stati individuati e corretti con il supporto dell'Agenzia per l'impiego dell'Umbria. L'abbinamento è totale in quanto i due database si riferiscono alle stesse osservazioni.

<sup>15</sup> La definizione di questa informazione è stata molto laboriosa. Il primo confronto fra azienda di provenienza e di assunzione è avvenuto, ovviamente, sulla base della ragione socia-

Il database finale contiene per ciascun lavoratore le seguenti variabili: diritto all'indennità di mobilità, genere, numero delle persone a carico, tipo di occupazione, settore di provenienza, livello di istruzione<sup>16</sup>, provincia e circoscrizione di residenza, azienda di provenienza e aziende di assunzione, periodi di assunzione a tempo determinato. La rilevazione delle date di nascita, di iscrizione, di assunzione a termine e di cancellazione ha consentito di ricostruire sia l'età dei lavoratori sia i percorsi di disoccupazione effettiva e occupazione temporanea durante la permanenza nella lista<sup>17</sup>.

È evidente che mentre si può tranquillamente assumere che tutti i lavoratori con diritto all'indennità sono presenti nel nostro campione, lo stesso non vale per i lavoratori licenziati dalle imprese del settore non protetto (diciamo, con meno di 15 dipendenti), che iscrivendosi alla lista usufruiscono della sola tutela occupazionale. Nel caso di questi ultimi, l'iscrizione è volontaria e, comunque, come abbiamo visto, i confini dell'insieme dei potenziali aventi diritto non sono ben definiti. In ogni caso, i lavoratori iscritti nelle liste senza diritto a percepire l'indennità non possono costituire un vero e proprio gruppo di controllo per i lavoratori «sussidiati», sia a causa della loro iscrizione volontaria (che potrebbe implicare un problema di *self-selection*) sia per effetto del *selection bias* associato al fatto che i lavoratori provenienti dal settore non protetto delle imprese di dimensioni minori possono essere sistematicamente diversi da quelli del settore protetto<sup>18</sup>. I confronti tra i due gruppi, beneficiari e non beneficiari di indennità, vanno quindi considerati con un buon grado di cautela.

La tabella 1 riassume le caratteristiche del campione dei transitati nelle liste nel periodo 1995-1998. Come si è detto, si tratta di 7.585 individui, tra i quali

le. Ciò ha richiesto la correzione di evidenti difformità di trascrizione (ad esempio «Lanificio Ponte Felcino» e «Lanificio P. Felcino») attraverso un controllo manuale. In una fase successiva sono state considerate le cosiddette «assunzioni in blocco» di lavoratori messi in mobilità da una prima azienda e assunti da una seconda azienda (non necessariamente tutti alla stessa data), la cui ragione sociale spesso si presenta molto simile (ad esempio «Sirci» e «Nuova Sirci»). In questa fase è stato molto prezioso l'aiuto della CGIL Umbria per ricostruire le vicende della storia delle aziende e delle vertenze sindacali.

<sup>16</sup> Per questa variabile è elevato il numero di coloro che non l'hanno specificata (3.004 osservazioni). Per le osservazioni *missing*, il livello di istruzione è stato imputato con la tecnica probabilistica del donatore, stratificata per tipologia di lista, utilizzando il software RIDA. Quest'ultimo si basa sulla distanza mista ponderata tra due unità rispetto a un certo numero di variabili ordinate sulla base di un peso assegnato calcolando l'indice chi-quadro diviso per i gradi di libertà.

<sup>17</sup> Per la sintesi descrittiva delle caratteristiche dei lavoratori presenti nel campione si rinvia alla tabella A1, in fondo al lavoro.

<sup>18</sup> Questo problema è ampiamente affrontato in Veneto Lavoro (2004).

TAB. 1. *Il campione dei transitati nelle liste di mobilità 1995-1998*

	Lista			Totale
	Classi di età*	Con indennità	Senza indennità	
Assunti a tempo indeterminato	< 40	372	406	778
	40-50	307	128	435
	> 50	53	72	125
	Totale	732	606	1.338
Cancellati**	< 40	704	1.182	1.886
	40-50	474	227	701
	> 50	418	57	475
	Totale	1.596	1.466	3.062
Iscritti a fine 1998	< 40	414	638	1.052
	40-50	716	305	1.021
	> 50	874	238	1.112
	Totale	2.004	1.181	3.185
Transitati	< 40	1.490	2.226	3.716
	40-50	1.497	660	2.157
	> 50	1.345	367	1.712
	Totale	4.332	3.253	7.585

*Nota:*

\* Al momento dell'iscrizione.

\*\* Per aver raggiunto i limiti di durata di permanenza nella lista.

i beneficiari di indennità di mobilità sono il 57%. Nel periodo considerato, il reimpiego definitivo ha riguardato il 17,6% dell'intero campione, mentre le cancellazioni, dovute principalmente al raggiungimento della durata massima di permanenza nella lista, hanno interessato il 40,4%. Il rimanente 42% risulta essere ancora iscritto al 31 dicembre 1998: si tratta di 3.185 individui, che corrispondono a circa il 30% dei disoccupati in senso stretto, secondo la definizione Eurostat, nella regione Umbria (10.700 unità a gennaio 1999).

Distinguendo tra i due tipi di lista, la quota di coloro che sono stati assunti in via definitiva è leggermente superiore nella lista senza indennità (18,6% contro il 16,9% della lista con indennità). Più ampia è la differenza di incidenza degli ancora iscritti alla fine del periodo considerato (più alta nella lista con indennità) e dei cancellati (più alta nella lista senza indennità). Ciò è dovuto essenzialmente alla diversa composizione per età nelle due liste (vedi tab. 1). Mentre tra i beneficiari dell'indennità, le tre classi di età (meno di 40 anni, tra 40 e 50 anni, oltre 50 anni) sono all'incirca ugualmente rappresentate, nella lista senza indennità quasi il 70% degli iscritti ha meno di 40 anni e solo l'11% ha più di 50 anni. La più lunga durata potenziale degli

anziani spiega, quindi, la minore incidenza delle uscite, per assunzione e per cancellazione, tra i transitati nella lista con indennità.

La diversa composizione per età delle due liste è probabilmente in gran parte frutto della segmentazione del mercato del lavoro, che nel settore non protetto delle imprese minori vede una quota relativamente maggiore di lavoratori giovani. Non si può escludere, tuttavia, la presenza anche di un fenomeno di *self-selection*, collegato al fatto che l'iscrizione nella lista senza indennità è comunque volontaria. È verosimile che se il diritto a percepire l'indennità ha valore a prescindere dall'età, gli incentivi al reimpiego (l'unico vantaggio che si trae dall'iscrizione nel secondo tipo di lista) siano attraenti soprattutto per i disoccupati più giovani. Si può allora congetturare che poiché per i più anziani la probabilità di trovare un nuovo lavoro è molto bassa, essi possano essere meno interessati ad iscriversi nella lista senza indennità. Queste considerazioni confermano la possibilità di un fenomeno di *self-selection* nella composizione della lista senza indennità e, quindi, la necessità di esercitare molta cautela nei confronti tra i due tipi di lista.

In effetti, se si considera la lista con indennità (che come si è detto, comprende per definizione tutti i beneficiari potenziali), solo il 3,9% dei disoccupati ultracinquantenni (53 su 1345 transitati, vedi tab. 1) è interessato da un'assunzione permanente, contro il 25% di chi ha meno di 40 anni e il 20,5% di chi ha un'età compresa tra 40 e 50 anni. Al contrario, nella lista senza indennità, l'incidenza delle assunzioni permanenti non sembra variare in misura significativa con l'età, anzi è leggermente maggiore per gli ultracinquantenni (19,6% contro il 18,2% di chi ha meno di 40 anni e il 19,4% della classe 40-50 anni).

In questo lavoro dedichiamo una particolare attenzione alla distinzione delle assunzioni permanenti in *recalls* e *new jobs*. La tabella 2 riporta questa informazione, separatamente per tipo di lista e classi di età.

Nel complesso, il 29% delle assunzioni è costituita da *recalls*, ma se si considera il solo gruppo dei beneficiari di indennità, i *recalls* rappresentano il 42% delle assunzioni (mentre nel gruppo degli iscritti senza indennità, la stessa quota è solo del 13%). In questo gruppo ad essere interessati dai *recalls* sono maggiormente i disoccupati più anziani: per gli ultracinquantenni i *recalls* rappresentano il 55% delle assunzioni (che, come abbiamo visto, sono comunque molto poche) contro il 46% della classe 40-50 anni e il 37% di chi ha meno di 40 anni. In definitiva, la riassunzione da parte dello stesso datore di lavoro che aveva proceduto al licenziamento sembra, quindi, essere un evento più comune per le imprese di dimensioni relativamente maggiori (quelle che rientrano nel campo di applicazione dell'indennità di mobilità) e l'incidenza del fenomeno sembra aumentare con l'età del lavoratore. Entrambi i risultati appaiono coerenti con la teoria del capitale umano specifico al-

TAB. 2. Assunzioni permanenti per tipo di lista, destinazione e gruppi di età

Lista	Destinazione	Classi di età (*)			Totale
		< 40	40-50	> 50	
Con indennità	<i>New job</i>	235	166	24	425
	<i>Recall</i>	137	141	29	307
	Totale	372	307	53	732
Senza indennità	<i>New job</i>	354	110	66	530
	<i>Recall</i>	52	18	6	76
	Totale	406	128	72	606
Complesso delle liste	<i>New job</i>	589	276	90	955
	<i>Recall</i>	189	159	35	383
	Totale	778	435	125	1338

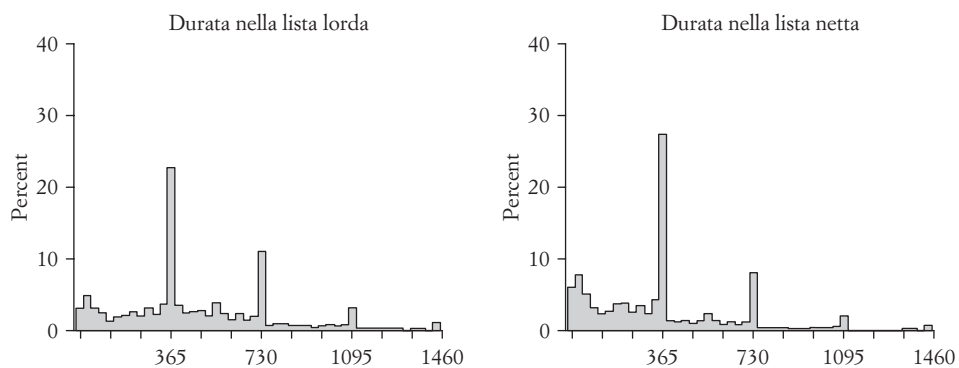
Nota:

\* Al momento dell'iscrizione.

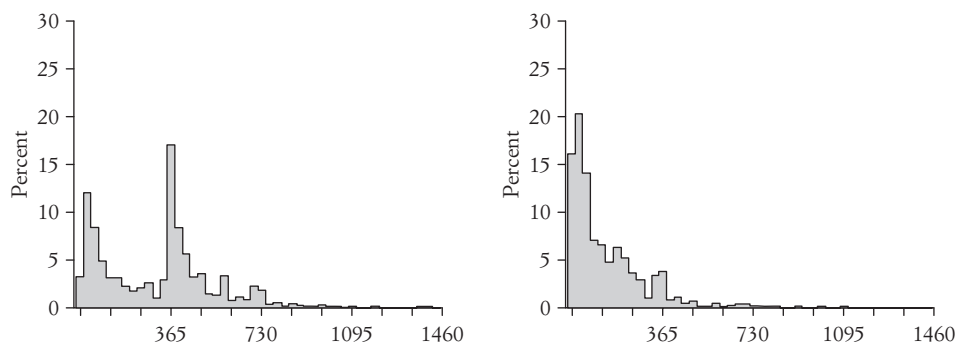
l'impresa, un fattore che assume rilevanza al crescere della dimensione di impresa e di cui tendono naturalmente ad essere più dotati i lavoratori più anziani <sup>19</sup>.

Una prima valutazione della distribuzione dei periodi trascorsi nella lista, che mette in evidenza l'importanza di tener conto esplicitamente dei periodi di lavoro temporaneo, si può trarre dalla figura 1, che mostra la distribuzione del tempo di permanenza nella lista al lordo e al netto dei periodi di lavoro temporaneo. Per il complesso del campione (fig. 1.a) si vede chiaramente come le uscite dalla lista si concentrino in prossimità delle tre scadenze potenziali del diritto alla tutela. Se la permanenza nella lista è considerata al netto dei periodi di lavoro temporaneo il quadro diventa ancora più chiaro: le uscite tendono ad addensarsi maggiormente nei primi mesi e il picco intorno alla scadenza del primo anno risulta più pronunciato. Analogamente, nel caso delle cancellazioni (fig. 1.c), depurare la durata della permanenza nella lista dai periodi di lavoro temporaneo rende più evidente l'addensamento in prossimità delle scadenze potenziali. È nel caso delle uscite per as-

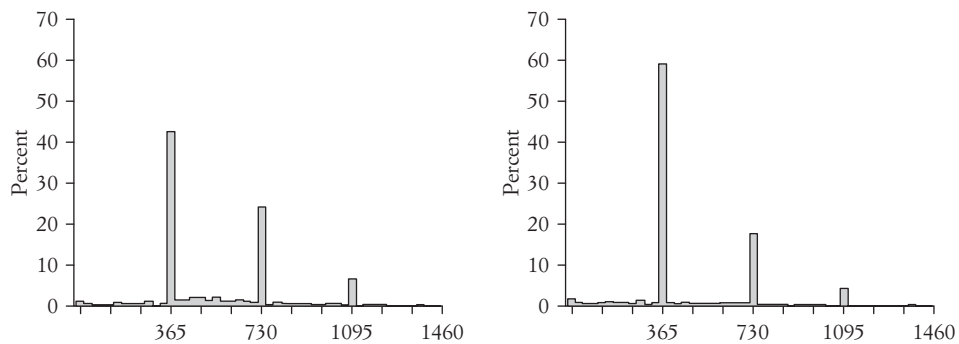
<sup>19</sup> Esiste una letteratura vasta e consolidata sulla dimensione delle imprese, secondo la quale le imprese maggiori, oltre a pagare salari più elevati, impiegano lavoratori con anzianità aziendali più lunghe e minori tassi di *turn-over*. Secondo questa letteratura, che si può far risalire a Oi (1962), tra i fattori determinanti di questi fenomeni vi è il fatto che i lavoratori delle imprese più grandi possiedono un maggiore capitale umano specifico all'impresa, derivante dai più elevati costi di formazione *on-the job* sostenuti dalle imprese stesse (cfr., ad esempio, Brown e Medoff, 1989).



1.a Intero campione



1.b Assunzioni permanenti



1.c Cancellazioni

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

sunzioni a tempo indeterminato (fig. 1.b), tuttavia, che considerare il tempo netto di permanenza nella lista invece che quello lordo fa una grande differenza. Le frequenze, che nella distribuzione lorda presentavano un primo picco al secondo mese e uno più alto al primo anno, ora si concentrano nei primi sei mesi, il picco alla fine del primo anno praticamente sparisce, mentre diventa molto più evidente il picco nel secondo mese; dopo il terzo mese la frequenza diminuisce chiaramente, ha una lieve ripresa in corrispondenza del primo anno e successivamente diventa praticamente nulla. Tutto ciò indica come sia molto frequente un'assunzione pressoché immediata dei lavoratori, direttamente a tempo indeterminato ovvero inizialmente con un contratto a tempo determinato, trasformato poi, spesso dopo un anno, in un rapporto di lavoro permanente<sup>20</sup>.

L'impressione è confermata dalla tabella 3, che ricostruisce i percorsi dei lavoratori usciti dalla lista in seguito a un'assunzione a tempo indeterminato (nella tabella indicata con P, per «permanente»), considerando il numero di contratti a termine (nella tabella indicati con T per «transitorio») che hanno eventualmente preceduto l'assunzione definitiva. Così, il percorso TP riguarda i lavoratori che prima dell'assunzione a tempo indeterminato sono passati per un contratto a termine. Due percorsi si ritrovano nel 95% dei casi: l'assunzione permanente diretta o preceduta da un'assunzione temporanea. Se nell'insieme del campione, la frequenza dei due percorsi è simile, il secondo risulta prevalente per i disoccupati che percepiscono l'indennità di mobilità, mentre il primo lo è per la lista senza indennità. In particolare, il percorso TP si verifica in quasi il 70% dei *recalls* di disoccupati con indennità. La durata media del contratto a termine è desumibile dalla seconda parte della tabella come differenza tra durata lorda e netta di permanenza nella lista: in tutti i casi è intorno ai 320 giorni (tranne che per i *recalls* dei disoccupati senza indennità, per i quali è di 257 giorni).

Insomma, quando l'assunzione permanente è preceduta da un'assunzione a termine, la durata di quest'ultima è di circa un anno: esattamente quella che massimizza il beneficio dello sgravio contributivo, come abbiamo visto in precedenza<sup>21</sup>. Tuttavia, questo percorso è relativamente meno frequente per i disoccupati senza indennità di mobilità, per i quali è prevalente l'assunzione, non preceduta da un contratto a tempo determinato, da parte di un'impresa diversa da quella che aveva licenziato il lavoratore (*new jobs*).

<sup>20</sup> Risultati nell'insieme molto simili ottengono, relativamente al Veneto, Paggiaro e Trivellato (2002), considerando le sole durate lorde, e Veneto Lavoro (2004), distinguendo le durate al lordo e al netto dei periodi di lavoro a termine.

<sup>21</sup> Per i *recalls* dei disoccupati con indennità, nel 99,5% dei casi i due contratti sono fatti dalla stessa impresa che aveva proceduto al licenziamento.

TAB. 3. 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		New job		Recall		Totale	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
P	172	40,5	85	27,7	257	35,1	66	86,8	363	59,9
TP	222	52,2	212	69,1	434	59,3	10	13,2	213	35,1
Altro*	31	7,3	10	3,2	41	5,6	-	-	30	5,0
Totale	425	100	307	100	732	100	76	100	606	100

b. Durata media della permanenza nella lista\*\*

	Lista con indennità				Lista senza indennità				Totale	
	New job		Recall		New job		Recall		Totale	
	Lorda	Netta	Lorda	Netta	Lorda	Netta	Lorda	Netta	Lorda	Netta
P	168,6	168,6	114,0	114,0	150,5	150,5	113,9	113,9	122,9	122,9
TP	484,9	156,1	391,2	78,6	439,1	118,2	418,5	161,1	441,6	125,9
Altro*	653,5	243,3	637,8	319,3	649,7	261,9	-	-	578,6	193,5
Totale	369,2	167,5	322,5	96,2	349,6	137,6	154,0	120,1	257,5	127,4

Nota:

\* Da due a cinque contratti a termine prima dell'assunzione definitiva.

\*\* Durata netta = durata effettiva di disoccupazione (giorni nella lista - giorni di assunzione a termine).



Un elemento singolare che emerge dalla tab. 3 è la durata media effettiva di permanenza nella lista (al netto dei periodi di lavoro temporaneo) nel caso dei *recalls* dei disoccupati con indennità: solo 78 giorni, un dato incoerente con le disposizioni della normativa vigente precedentemente descritta che prevede che le riassunzioni siano possibili solo dopo che siano trascorsi almeno 6 mesi dal licenziamento collettivo. Evidentemente le deroghe (che come abbiamo visto sono possibili) sono un evento molto comune. In altre parole, quasi il 30% delle assunzioni dei disoccupati con indennità segue la seguente procedura: due mesi e mezzo di disoccupazione (in media), seguiti da un rapporto di lavoro a tempo determinato per un anno, trasformato poi in contratto a tempo indeterminato. Tutto presso la stessa impresa da cui il lavoratore era stato licenziato. È difficile non pensare che il desiderio di beneficiare degli incentivi legati allo schema non svolga un ruolo importante nella decisione di quelle imprese di collocare lavoratori in mobilità, probabilmente al termine di un periodo di CIGS. Il ricorso alla mobilità, in questi casi, rappresenterebbe più che una procedura di licenziamento un semplice episodio di sospensione temporanea del lavoro (o la sua fase finale, se interviene dopo la CIGS).

In definitiva, già dall'analisi descrittiva dei dati emergono varie indicazioni sui fattori che determinano la durata della permanenza nelle liste e le modalità di uscita dalla disoccupazione. Sono indicazioni che vale la pena di approfondire, utilizzando l'analisi di durata, lo strumento metodologico naturale per analizzare questo tipo di dati. I paragrafi successivi illustrano questo tipo di analisi <sup>22</sup>.

<sup>22</sup> Dall'analisi di durata sono state escluse 94 osservazioni (14 delle quali concluse con un'assunzione permanente), per le quali la ricostruzione delle esperienze lavorative a termine ha evidenziato una durata effettiva di disoccupazione superiore alla durata potenziale massima di permanenza nella lista. È un fenomeno che può essere spiegato dalla presenza di lavoratori che si trovano in mobilità lunga (e dunque permangono nella lista fino al pensionamento). È probabile, tuttavia, che concorrano anche errori nell'immissione dei dati o ritardi nella cancellazione da parte degli uffici amministrativi. Nell'analisi di durata, il campione dei lavoratori è quindi ridotto a 7.491 unità. Per tener sotto controllo gli effetti di composizione dei diversi gruppi di età, l'analisi di durata è stata svolta anche per un campione bilanciato di 2.850 unità, costruito, separatamente per tipologia di lista, applicando una strategia di *matching* mediante *propensity score* tra i lavoratori con età compresa tra 40 e 50 anni e i lavoratori con età inferiore a 40 anni (secondo la metodologia illustrata dettagliatamente in Veneto Lavoro, 2004). Per l'abbinamento ci si è avvalsi del *greedy match algorithm*. I risultati, che non modificano le conclusioni qualitative esposte nel testo, sono disponibili presso gli autori.

#### 4. Risultati preliminari dell'analisi di durata

##### 4.1. L'influenza dell'età sulla durata della disoccupazione

Nel nostro caso, l'analisi di durata studia la distribuzione di una particolare variabile aleatoria: il tempo trascorso nello stato di disoccupazione da un singolo lavoratore  $i$  prima di trovare un impiego permanente, che indichiamo con  $T_i$ . Per alcuni disoccupati del nostro campione (quelli che nel periodo coperto dal campione escono dalle liste per un'assunzione a tempo indeterminato) osserviamo l'effettiva realizzazione di questa variabile casuale. Per altri (i cancellati e gli ancora iscritti alla fine del 1998) sappiamo soltanto che  $T_i$  è maggiore di un determinato valore; nel gergo dell'analisi di durata queste osservazioni sono *censurate*.

Una prima indicazione sulla distribuzione di  $T_i$  si può trarre stimando la funzione di sopravvivenza, definita come  $S(t) = Pr\{T_i > t\}$ , la probabilità che la durata della disoccupazione sia superiore a  $t$  (naturalmente, per definizione,  $S(0) = 1$ ) ovvero il complemento all'unità della funzione di distribuzione cumulata. Si possono stimare funzioni di sopravvivenza per diversi sottogruppi di un campione (ad esempio, per diverse classi di età); se il grafico della funzione per un gruppo giace interamente al di sopra di quello per un secondo gruppo, allora il primo gruppo «sopravvive» (nel nostro caso, resta disoccupato) più a lungo.

Quanto detto finora descrive un modello di rischio singolo (*single risk*), in cui un solo generico evento (l'assunzione a tempo indeterminato) provoca l'uscita dalla disoccupazione. Nel nostro caso, siamo in grado di (e interessati a) distinguere le assunzioni presso un nuovo datore di lavoro da quelle presso il vecchio datore di lavoro, *new jobs* e *recalls*. Le variabili aleatorie da studiare sono quindi due, ovvero  $T_{iN}$  e  $T_{iR}$ , il tempo trascorso nella lista di mobilità fino al verificarsi di un *new job* (indicato con il suffisso  $N$ ) e di un *recall* (indicato con il suffisso  $R$ ). Utilizziamo, in altre parole, un modello di rischi in competizione (*competing risks*). La particolarità di questi modelli è che il verificarsi di un evento rimuove l'individuo dal rischio di tutti gli altri tipi di evento: se si esce dalla lista a causa di un *recall*, non si è più a rischio di uscire per un *new job*. Le osservazioni per le quali si verifica un tipo di evento sono, quindi, considerate censurate riguardo all'altro tipo di evento <sup>23</sup>.

Dalla descrizione dei dati, nel paragrafo 3, abbiamo tratto qualche indicazione sull'influenza dell'età sulla durata della disoccupazione. Le funzioni

<sup>23</sup> I richiami teorici dell'analisi di durata, in questo e nei seguenti paragrafi, sono ovviamente molto sommari. Per approfondimenti, i testi di riferimento sono Cox e Oakes (1984), Lancaster (1990) e Allison (1995).

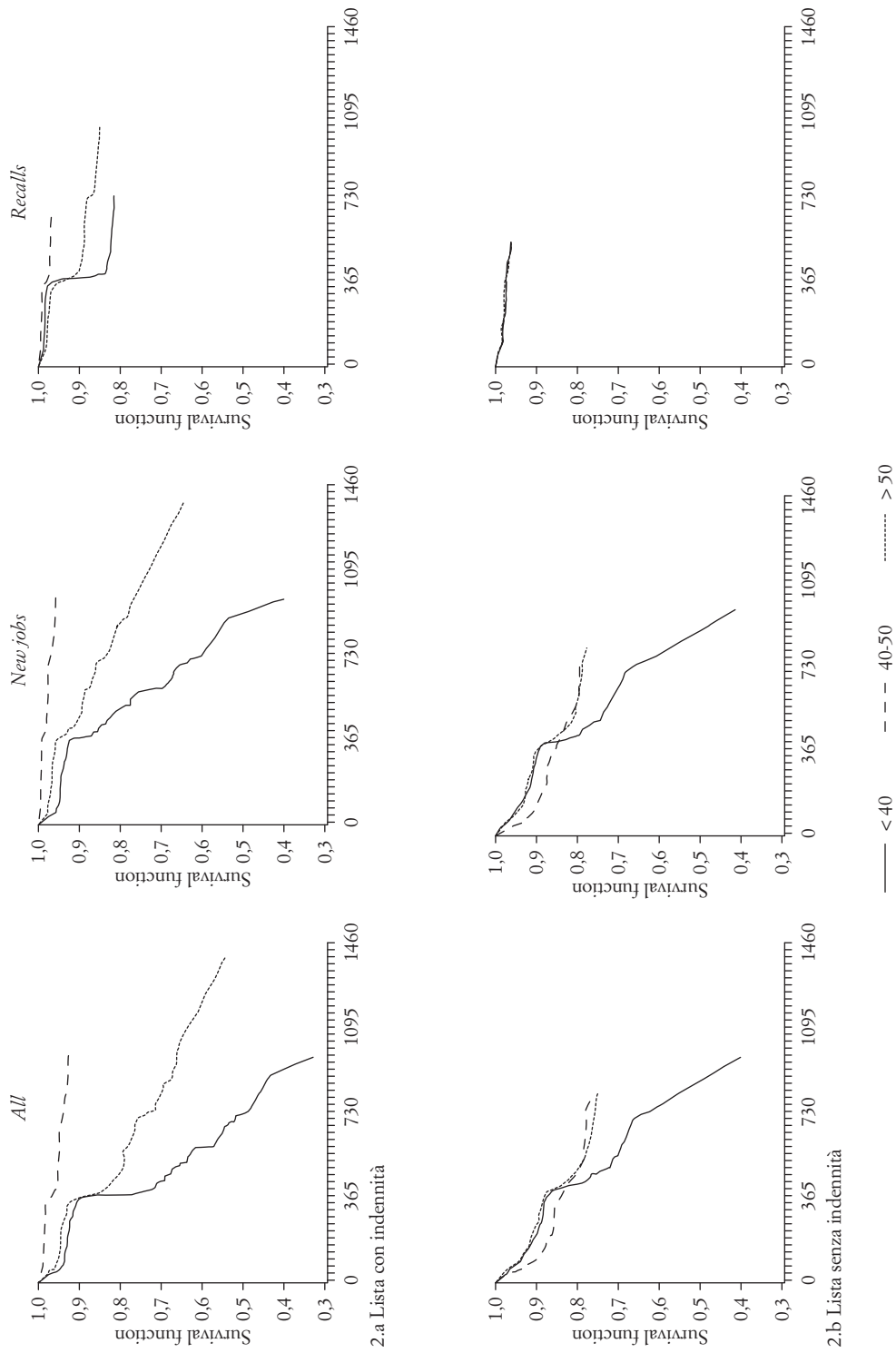


FIG. 2. Funzioni di sopravvivenza di Kaplan-Meier per tipologia di lista, destinazione e classi di età.

di sopravvivenza possono servire ad approfondire l'analisi. La figura 2 mostra tali funzioni per le durate al lordo dei periodi di lavoro temporaneo, stimate con il metodo di Kaplan-Meier, stratificate per classe di età nei due tipi di lista sia nel modello a uno stato (*single risk*) sia in quello a due stati (*competing risks*).

La figura 2a è relativa alla lista con indennità. Dal primo grafico (uno stato) si vede che per i più anziani (50 anni e oltre) l'andamento della curva è sostanzialmente piatto. In corrispondenza della durata di un anno, si verifica una modesta discesa della curva, determinata comunque dai *recalls* piuttosto che da nuove assunzioni, come si vede dal secondo e terzo grafico, relativi al modello a due stati. Passando a considerare le altre due classi di età, nel modello a uno stato le due funzioni presentano lungo il primo anno di iscrizione un andamento piatto, quasi coincidente; poi, in corrispondenza della durata di un anno si ha una concentrazione delle uscite, maggiormente pronunciata per i più giovani. Dai grafici relativi al modello a due stati, si comprende come la forma generale della funzione a uno stato sia determinata dai *new jobs*, mentre il salto in corrispondenza di un anno di durata sia in gran parte imputabile ai *recalls*. A conferma dell'importanza di distinguere tra le due modalità di uscita dalla disoccupazione, che presentano profili temporali molto diversi.

Nella lista senza indennità (fig. 2.b) la discesa delle funzioni di sopravvivenza comincia invece sin dai primi mesi di iscrizione. In assenza di sussidio non vi è disincentivo alla ricerca di una nuova occupazione. Nel primo anno di durata non vi è una differenza apprezzabile tra le tre classi di età. Successivamente, la curva per i più giovani (meno di 40 anni) si allontana dalle altre due, per effetto delle nuove assunzioni. Per i *recalls*, che comunque per la lista senza indennità sono molto pochi, non appaiono differenze significative associate all'età.

Tutto sommato, l'esame delle curve di sopravvivenza conferma le impressioni che avevamo ricavato, nel paragrafo 3, dai tassi di reimpiego grezzi. Nel caso della lista con indennità, sia il test *log-rank* che il test di Wilcoxon, utilizzati per verificare l'ipotesi nulla che le funzioni di sopravvivenza sono le stesse per le tre classi di età, danno risultati significativi per il modello a uno stato e per i *new jobs*; per i *recalls* l'utilità di entrambi i test è scarsa, in quanto le curve si intersecano. Nel caso della lista senza indennità entrambi i test portano a confermare l'ipotesi di coincidenza delle funzioni di sopravvivenza per i *recalls*. Per i *new jobs* e per il modello a uno stato i risultati sono misti: mentre per il test *log-rank* le tre funzioni sono diverse, per il test di Wilcoxon esse coincidono. Ciò è facilmente spiegato dal fatto che il test di Wilcoxon attribuisce un peso maggiore ai periodi iniziali ed è quindi meno sensibile a differenze tra i gruppi che si verificano nei periodi successivi (Al-

lison, 1995). In altri termini i risultati si conformano all'impressione visiva di curve sostanzialmente coincidenti lungo il primo anno <sup>24</sup>.

Riassumendo, mentre nella lista con indennità la probabilità di uscita dalla disoccupazione verso un nuovo lavoro è sistematicamente più alta per le classi di età più giovani, lo stesso non si può dire che accada per i *recalls* e, in genere, per i disoccupati iscritti alla lista senza indennità. A determinare le probabilità di sopravvivenza più alte per i più anziani nella lista con indennità concorrono sia un effetto età (i più giovani hanno un salario di riserva più basso e sono comunque preferiti dalle imprese che devono decidere nuove assunzioni), indipendente dallo schema della mobilità, sia un effetto di disincentivo derivante dalla maggiore durata del sussidio (e dalla possibilità che la trasformazione della mobilità in «mobilità lunga» funga da anticamera del pensionamento) che scoraggia la ricerca di lavoro. Questo secondo aspetto emerge chiaramente dal confronto, pur con tutte le cautele del caso, con l'andamento delle funzioni di sopravvivenza nella lista senza indennità.

È un risultato che conferma quello di studi precedenti (ad esempio, Brunello e Miniaci, 1997, Caruso 2001, Paggiaro e Trivellato, 2002). La novità della nostra analisi è nell'indicazione che questa storia è valida solo per i *new jobs*. Per i *recalls* l'influenza dell'età sulle probabilità di sopravvivenza è molto meno chiara, il che sembra confermare le osservazioni tratte dall'esame dei tassi di reimpiego grezzi (secondo cui l'incidenza dei *recalls* sulle assunzioni permanenti aumenta al crescere dell'età). I diversi comportamenti delle funzioni di sopravvivenza per *new jobs* e *recalls* possono, di nuovo, essere interpretati sulla base della teoria del capitale umano specifico all'impresa.

#### 4.2. La relazione tra probabilità di reimpiego e durata della disoccupazione

Indicazioni più chiare sulla relazione tra probabilità di uscita dalla disoccupazione e durata della permanenza nelle liste si possono trarre esaminando direttamente l'andamento della funzione di *hazard* (o funzione di rischio), un altro modo per descrivere la distribuzione della variabile aleatoria  $T_{ij}$ , il tempo trascorso dal lavoratore  $i$  nella lista di mobilità prima che sia assunto con un *recall* o un *new job* ( $j = N, R$ ).

Nel nostro caso, la funzione di *hazard* è definita come:

<sup>24</sup> La figura 2 è costruita sulla base della durata di permanenza della lista al lordo dei periodi di sospensione dovuti ad assunzioni a tempo determinato. Sono state stimate anche le funzioni di sopravvivenza sulla base della durata netta, senza ottenere, tuttavia, risultati qualitativamente diversi riguardo all'influenza dell'età sulla durata della disoccupazione.

$$(1) \quad h_{ij}(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T_i < t + \Delta t, J_i = j | T_i \geq t)}{\Delta t}, \quad j = N, R,$$

dove  $J_i$  è una variabile aleatoria che indica il tipo di assunzione (ovviamente  $J_i$  non compare nell'espressione della funzione di *hazard* per il modello a rischio singolo). L'espressione (1) dà la probabilità che l'individuo  $i$  sia assunto nell'intervallo compreso tra  $t$  e  $t + \Delta t$  e che l'assunzione sia del tipo  $j$ , condizionata all'essere ancora nello stato di disoccupazione al tempo  $t$ . È, quindi, una «probabilità istantanea», la cui metrica è il numero di eventi di un certo tipo per un intervallo temporale unitario (può quindi benissimo essere superiore all'unità).

La funzione di rischio complessiva per un individuo  $i$  di transitare nello stato di occupazione è data dalla somma delle singole e alternative funzioni di rischio, ovvero  $h_i(t) = \sum_j h_{ij}(t)$  <sup>25</sup>.

Le figure 3 e 4 riportano i grafici delle funzioni di *hazard* per il modello a rischio singolo e quello a rischi in competizione. Diversamente dalle funzioni di sopravvivenza della figura 2, qui le funzioni sono stimate controllando per l'eterogeneità osservata del campione. A tal fine, è stato utilizzato un modello semiparametrico di Cox (*proportional hazard model*) del tipo:

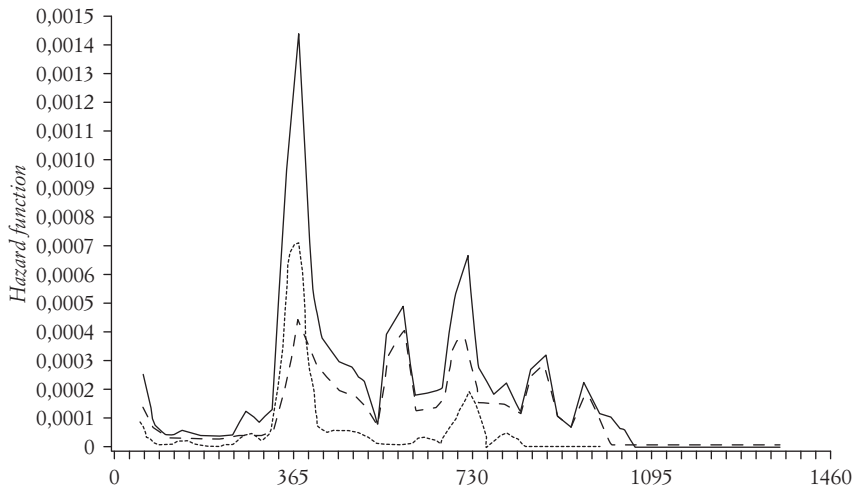
$$(2) \quad h_i(t) = \lambda_0(t) \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_i),$$

dove  $\lambda_0(t)$  è la *baseline hazard* (una funzione che non dipende da  $i$ ),  $\boldsymbol{\beta}$  il vettore dei parametri e  $\mathbf{x}_i$  è un vettore di covariate (l'età al momento dell'iscrizione, il numero di persone a carico, una serie di variabili *dummy*: genere, qualifica nell'occupazione, grado di istruzione, settore di provenienza, circoscrizione di residenza). Le figure 3 e 4 mostrano l'andamento delle funzioni di *hazard* in corrispondenza della media campionaria  $\mathbf{x}_i = \bar{\mathbf{x}}$  <sup>26</sup>.

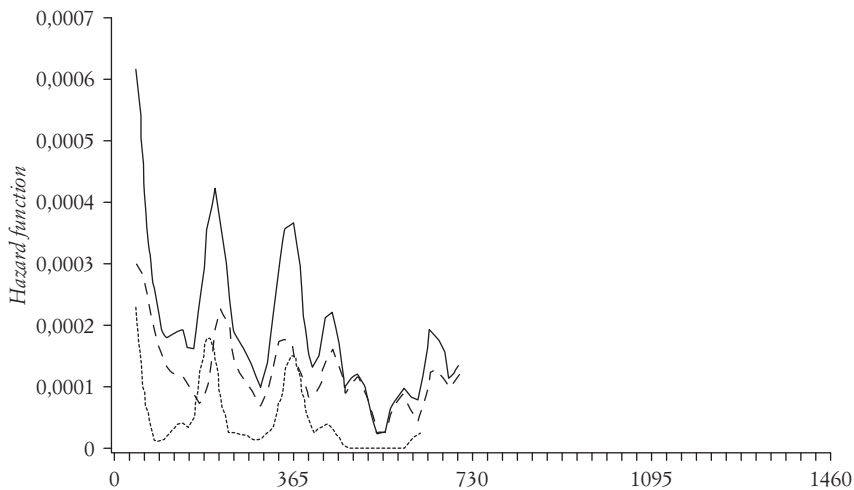
A questo punto occorre introdurre una nota di cautela sui risultati che otterremo. Come sappiamo, le osservazioni per le quali si verifica un tipo di evento (diciamo, un *recall*) sono considerate censurate riguardo all'altro tipo di evento (un *new job*). Nella stima dei modelli di rischi in competizione è implicita l'ipotesi (la cui violazione può dar luogo a stime distorte) che la censura di un evento sia *non informativa*. In altre parole, il fatto che un individuo sia uscito dalla disoccupazione al tempo  $t$  per un *recall* non dovrebbe

<sup>25</sup> La funzione di *hazard* è ovviamente ottenibile dalla funzione di sopravvivenza. Per il modello a rischio singolo, si ha  $h(t) = f(t)/S(t)$ , dove  $f(t) = -dS(t)/dt$  è la funzione di densità.

<sup>26</sup> Per attenuare i picchi del grafico delle funzioni, è stato usato il metodo *kernel smoothing* (Allison, 1995).



3.a Durata lorda



3.b Durata netta

— All    - - - New jobs    ..... Recalls

FIG. 3. *Kernel smoothed hazards*. Lista con indennità: assunzioni totali.

fornirci informazioni (oltre a quelle desumibili dalle covariate) sulla sua probabilità di essere assunto al tempo  $t$  per un *new job*. Nel nostro caso il problema potenzialmente è presente. Si può pensare che chi si aspetta di essere riassunto dallo stesso datore di lavoro probabilmente ricercherà meno inten-

samente un nuovo lavoro o avrà un salario di riserva più elevato; in altri termini è meno probabile che riceva o accetti un'offerta per un nuovo lavoro. Il problema non può essere eliminato né se ne può testare la presenza, ma lo si può attenuare includendo nei modelli tutte le covariate suscettibili di influenzare entrambi i tipi di evento <sup>27</sup>.

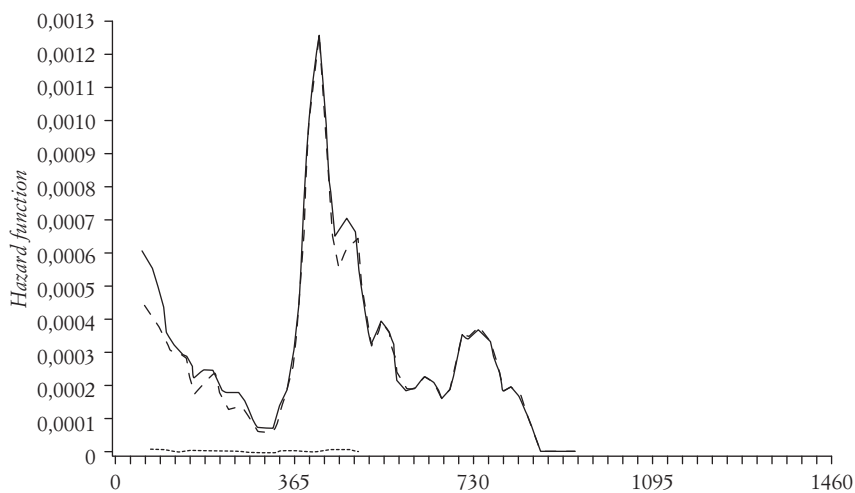
Nella figura 3 sono riportati i grafici della funzione di *hazard* per la lista con indennità, con durata di permanenza nella lista al lordo (fig. 3.a) e al netto (fig. 3.b) dei periodi di sospensione dovuti ad assunzioni a termine. Se consideriamo la durata lorda (fig. 3.a), vi è un picco molto chiaro in corrispondenza della prima scadenza del diritto al sostegno (un anno), cui concorrono sia i *recalls* sia i *new jobs*. Successivamente l'*hazard* decresce rapidamente per poi registrare un andamento caratterizzato da minori ma significativi picchi, sempre in corrispondenza delle scadenze dello schema di protezione. I picchi successivi al primo sono, però, determinati essenzialmente dai *new jobs*, per i quali le probabilità di reimpiego si concentrano in corrispondenza delle scadenze dello schema di sussidio con picchi di altezza analoga al primo. Per i *recalls*, invece, le probabilità di reimpiego sono quasi interamente concentrate alla fine del primo anno.

È, nell'insieme, un andamento che appare alquanto diverso dai risultati standard della letteratura empirica internazionale, soprattutto a causa del livello molto basso dell'*hazard* all'inizio del periodo di disoccupazione. Ciò è dovuto alle peculiarità dell'istituto della mobilità e, in particolare, al disegno dello schema di incentivazione che favorisce, come si è visto, la sequenza che vede l'assunzione definitiva preceduta da un contratto a termine. La figura 3.b, dove la durata è al netto dei periodi di lavoro temporaneo, conferma questa congettura. L'*hazard* nel caso di rischio singolo assume una forma tipica nella letteratura internazionale: un punto di partenza elevato, seguito da una ripida discesa e poi da una successione di picchi. Nell'insieme, si nota una dipendenza negativa dalla durata. Nel caso dei *recalls*, il picco dopo circa sei mesi è coerente con la disposizione legislativa che esclude dagli incentivi le imprese che riassumono i lavoratori entro i sei mesi dal licenziamento. Tuttavia, ancora più elevato è il livello dell'*hazard* all'inizio del periodo, a conferma del fatto che la quota maggiore dei *recalls* avviene tramite un'assunzione temporanea quasi immediata, che si trasforma in contratto a tempo indeterminato dopo un anno.

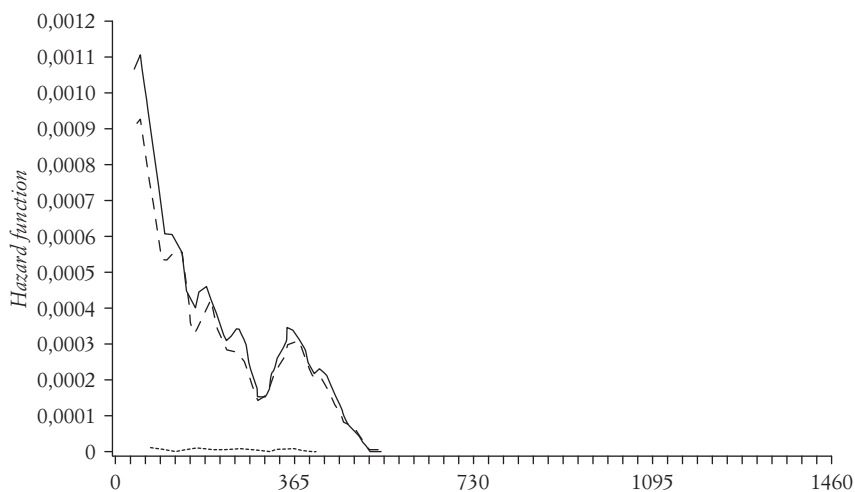
La figura 4 riporta gli stessi grafici per la lista senza indennità. Considerando la durata lorda di permanenza nella lista (fig. 4.a), si vede che la pro-

<sup>27</sup> Su questo tema, si rinvia sul piano teorico a Lancaster (1990), su quello operativo a Allison (1995).





4.a Durata lorda



4.b Durata netta

— All    - - - New jobs    ..... Recalls

FIG. 4. *Kernel smoothed hazards*. Lista senza indennità: assunzioni totali.

bilità di reimpiego è relativamente alta all'inizio del periodo, successivamente decresce, per poi presentare un picco molto pronunciato a 13-14 mesi (in questo caso i *recalls* non giocano alcun ruolo, come è ovvio data la loro scarsa rilevanza numerica). Anche per la lista senza indennità, l'immagine che

si ottiene considerando la durata lorda di permanenza è falsata dal peso che hanno i periodi di lavoro a termine. Depurando la durata da tali periodi (fig. 4.b), l'andamento dell'*hazard* è molto diverso: è decrescente, praticamente in modo monotono con un picco quasi impercettibile dopo un anno.

Tutto ciò conferma l'importanza di distinguere tra *new jobs* e *recalls* e di considerare esplicitamente i periodi di lavoro temporaneo. Le caratteristiche istituzionali dello schema della mobilità rendono la considerazione di questi fenomeni essenziale per poter valutare l'effetto dello schema sulla durata della disoccupazione.

## 5. I risultati della stima del modello semi-parametrico di Cox con regressori variabili nel tempo

I dati di cui disponiamo ci consentono di stimare un modello più ricco per arrivare a una valutazione più completa dell'effetto che le variabili osservate nel campione hanno sulla durata della disoccupazione. Useremo ancora il modello semi-parametrico di Cox, la cui forma generale è descritta dalla precedente espressione (2), non solo per le sue proprietà di flessibilità ma anche perché è particolarmente adatto a trattare regressori variabili nel tempo (*time-dependent*). Formalmente, nell'espressione (2) il vettore  $\mathbf{x}_i$  delle covariate viene espresso come  $\mathbf{x}_i = (\mathbf{y}_i, \mathbf{z}_i(t))$ , dove  $\mathbf{y}_i$  è un sub-vettore di regressori costanti rispetto al tempo e  $\mathbf{z}_i(t)$  un sub-vettore di regressori variabili nel tempo.

Questa caratteristica consente, tra l'altro, di tenere conto dell'effettiva composizione dell'insieme dei soggetti a rischio nella dimensione longitudinale della base dati. Il problema si pone per la questione dei periodi di lavoro a tempo definito che, come abbiamo visto, svolgono un ruolo molto importante nel nostro caso. Infatti, sebbene un lavoratore temporaneamente occupato continua di regola a essere iscritto nella lista di mobilità non è chiaramente una soluzione soddisfacente quella di considerarlo nello stato di disoccupazione durante tali periodi. Inserendo nel modello una variabile *time-dependent* e attribuendo ad essa valore *missing* per tutta la durata del contratto a termine, un individuo può essere rimosso temporaneamente dall'insieme di rischio per poi rientrare in un momento successivo alla fine del contratto a termine<sup>28</sup>.

<sup>28</sup> Poiché le transizioni oggetto dell'analisi riguardano le assunzioni a tempo indeterminato, il passaggio da un'occupazione a termine ad una a tempo indeterminato comporta che l'individuo rientra nel campione di rischio alla fine del contratto a termine per poi immediatamente uscire all'atto dell'assunzione finale.

Nel modello stimato, limitatamente alla lista con indennità, i regressori costanti nel tempo sono: l'età al momento dell'iscrizione della lista, il genere, il numero di persone a carico, la qualifica nell'occupazione, il livello di istruzione, il settore di provenienza e la circoscrizione geografica (le ultime due variabili dovrebbero catturare differenze del mercato del lavoro a livello locale e settoriale, le altre variabili le caratteristiche individuali dei disoccupati). I regressori *time-dependent* sono: una *dummy* che assume valore 0 nel corso del periodo di osservazione fino a quando il lavoratore è assunto con un contratto a termine, per poi presentare valore 1 se il lavoratore è stato interessato da almeno un contratto a tempo determinato<sup>29</sup>; tre variabili collegate al tasso di disoccupazione nella regione Umbria (il cui significato è illustrato più avanti); la durata potenziale residua di permanenza nella lista (vale a dire, la durata residua dell'indennità di mobilità) e un gruppo di cinque variabili inserito per tener conto della possibilità che l'effetto della durata potenziale residua di permanenza nella lista non sia costante lungo la durata stessa.

La durata potenziale di permanenza nella lista è pari a

$$Z(t_u) = t_v - t_u,$$

dove  $t_v$  è la durata massima di permanenza nella lista (1.095 giorni per i lavoratori ultra-cinquantenni, 730 giorni per la classe di età 40-50 anni, 365 giorni per i lavoratori con meno di 40 anni) e  $t_u$  il tempo già trascorso nella lista.  $Z(t_u)$  decresce col trascorrere del periodo di disoccupazione, ma si arresta e resta costante quando i lavoratori escono dal campione di rischio a causa di un'assunzione temporanea.

Per tener conto della possibilità che l'effetto della diminuzione della durata residua cambi all'approssimarsi della scadenza, introduciamo, adottando la specificazione proposta da Belzil (2000), il seguente gruppo di variabili dicotomiche:

$Z_{365 - 730}$	=	$Z(t_u)$ se $Z(t_u) \leq 730$	giorni,	= 0 altrimenti;
$Z_{270 - 365}$	=	$Z(t_u)$ se $Z(t_u) \leq 365$	giorni,	= 0 altrimenti;
$Z_{180 - 270}$	=	$Z(t_u)$ se $Z(t_u) \leq 270$	giorni,	= 0 altrimenti;
$Z_{90 - 180}$	=	$Z(t_u)$ se $Z(t_u) \leq 180$	giorni,	= 0 altrimenti;
$Z_{1 - 90}$	=	$Z(t_u)$ se $Z(t_u) \leq 90$	giorni,	= 0 altrimenti.

<sup>29</sup> Per questa variabile, al tempo  $t$  si considera l'evento determinato al tempo  $t - 1$  per tener conto della potenziale endogeneità causata dalla determinazione simultanea della covariata e della variabile dipendente. Lo stesso vale per la durata residua di permanenza nella lista e il gruppo di variabili  $Z$ .

I coefficienti di queste variabili misurano l'effetto di un giorno addizionale di diritto a percepire l'indennità lungo tutto il periodo di permanenza nella lista. Nell'intervallo compreso tra 3 e 2 anni, tale effetto è catturato dal solo coefficiente di  $Z(t_u)$  (le cinque variabili dicotomiche sopra definite sono tutte uguali a zero, essendo  $Z(t_u) > 730$  giorni); nell'intervallo tra 2 anni e 1 anno, l'effetto è catturato dalla somma dei coefficienti di  $Z(t_u)$  e  $Z_{365-730}$ ; tra 1 anno e 9 mesi dalla somma dei coefficienti di  $Z(t_u)$ ,  $Z_{365-730}$  e  $Z_{270-365}$ ; e così via, fino agli ultimi 3 mesi, quando l'effetto è catturato dalla somma dei coefficienti di  $Z(t_u)$ ,  $Z_{365-730}$ ,  $Z_{270-365}$ ,  $Z_{180-270}$ ,  $Z_{90-180}$  e  $Z_{1-90}$ . Così, ad esempio, se la somma di tutti i coefficienti, da  $Z_{1-90}$  a  $Z(t_u)$ , è negativa, allora negli ultimi tre mesi l'*hazard* diminuisce se la durata potenziale residua del diritto all'indennità aumenta di un giorno, ovvero, in altre parole, l'*hazard* aumenta all'avvicinarsi della scadenza.

I risultati della stima del modello sono riportati nella tabella 4. È confermato che l'età al momento dell'iscrizione ha un'influenza negativa sulla probabilità di uscita dalla disoccupazione. La tabella riporta, oltre alla stima dei parametri  $\beta$ , gli *hazard ratios*  $e^\beta$ . Per variabile quantitative, come è l'età, 100 ( $e^\beta - 1$ ) dà la variazione percentuale dell'*hazard* per un incremento unitario della variabile, tenendo costanti le altre covariate. Così, secondo i nostri risultati un aumento di un anno dell'età all'iscrizione comporta una diminuzione dell'8,7% ( $= 100 (e^{-0,091} - 1)$ ) della probabilità di uscita dalla disoccupazione. Nel caso dei *recalls*, l'effetto ha lo stesso segno ma è di minore intensità (l'*hazard* diminuisce del 7,0% per ogni anno addizionale di età e la differenza è statisticamente significativa), confermando che l'età sembra essere un fattore (comunque negativo) più rilevante per le nuove assunzioni piuttosto che per le riassunzioni<sup>30</sup>.

Il genere sembra avere un'influenza davvero notevole. Per variabili *dummy* con valori di 1 e 0, l'interpretazione dell'*hazard rate* è il rapporto tra gli *hazard* dei due gruppi (controllando per le altre covariate). Nel modello di rischio singolo, l'*hazard* per le donne è, quindi, solo il 31,5% di quello degli uomini. Se consideriamo i *recalls*, la probabilità per le donne è solo un quarto di quella degli uomini (di nuovo, la differenza tra i due coefficienti è statisticamente significativa). È verosimile che nel caso delle donne, per le quali è ampia e consolidata l'evidenza di un'elevata elasticità dell'offerta di lavoro, il sostegno del reddito eserciti un disincentivo molto più forte alla ricerca di un nuovo impiego che non per gli uomini<sup>31</sup>. L'effetto più intenso per i *recalls*

<sup>30</sup> Il test di Wald indica che la differenza tra i coefficienti dell'età per i *recalls* e i *new jobs* è statisticamente significativa (al livello dell'1 per mille). Lo stesso vale per i coefficienti della variabile *dummy* relativa al genere.

<sup>31</sup> In un lavoro precedente (Caruso, 2001), che utilizzava lo stesso database ma un cam-

fa sospettare, tuttavia, che per le riassunzioni giochino anche fattori dal lato della domanda di lavoro.

Le differenze nell'intensità con cui l'età e il genere femminile influenzano negativamente l'*hazard* per i *recalls* rispetto a quello per i *new jobs* (essere più anziani deprime meno la probabilità dei *recalls* di quella dei *new jobs*; essere donna, al contrario, deprime l'*hazard* più per i *recalls* che non per i *new jobs*) fanno pensare che nel processo che porta a una riassunzione i fattori dal lato della domanda di lavoro siano più rilevanti di quanto non accada per le nuove assunzioni. Se le riassunzioni privilegiano segmenti della forza lavoro con i quali l'impresa ha sviluppato una relazione di impiego stabile, è verosimile che tra essi i lavoratori anziani siano più rappresentati delle donne. In questa direzione interpretativa va anche il risultato ottenuto per il numero di persone a carico, un fattore che dovrebbe agire dal lato dell'offerta, rendendo più urgente lo sforzo di ricerca di una nuova occupazione: l'effetto di questa variabile è statisticamente significativo per i *new jobs* ma non per i *recalls*.

Passiamo ora alle variabili che catturano le caratteristiche peculiari dello schema della mobilità. Il risultato più eclatante è certamente quello ottenuto per il parametro associato alla *dummy* che assume valore 1 quando il disoccupato è stato, nel periodo di permanenza della lista, assunto con un contratto a tempo definito. Un tale contratto fa crescere di 14,3 volte la probabilità di un'assunzione a tempo indeterminato nel modello di rischio singolo, di 8,8 volte la probabilità di trovare un nuovo impiego, addirittura di 31,8 volte la probabilità di essere riassunti dal vecchio datore di lavoro. La stima del modello conferma, quindi, le impressioni ricavate dall'analisi svolta nei paragrafi precedenti. L'incentivo costituito dallo sgravio contributivo è molto potente. Prolungarlo di sei mesi, come avviene se l'assunzione definitiva è preceduta da un contratto a termine, è una pratica comune. Ma sono soprattutto le imprese che riassumono lavoratori precedentemente posti in mobilità a mostrare un'elevata propensione a beneficiare pienamente dei vantaggi offerti dall'istituto. Tutto ciò conferma l'efficacia dell'incentivo ma lascia forti dubbi sulla sua efficienza.

Più complessa è l'analisi dell'effetto della durata della disoccupazione. Qui giocano due elementi con effetti contrastanti: da un lato l'indennità di mobilità agisce da disincentivo alla ricerca di un nuovo impiego, tanto più forte quanto più lunga è la durata residua; dall'altro la possibilità di trasferi-

pionamento di *stock*, considerando anche la lista senza indennità, la stima di un modello di rischio singolo segnalava 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.

TAB. 4. *Stime di massima verosimiglianza del modello di rischio di Cox con variabili time-dependent*

Variabili	Lista con indennità				
	Single risk	b ratio	New job	b ratio	Recall
Età	-0,091 (0,008)***	0,913	-0,091 (0,011)***	0,913	-0,073 (0,014)***
Donne	-1,157 (0,120)***	0,315	-1,040 (0,151)***	0,353	-1,391 (0,206)***
Persone a carico	0,109 (0,036)**	1,115	0,166 (0,048)***	1,181	-0,001 (0,058)
Contratto tempo determinato ( $t - 1$ )	2,663 (0,134)***	14,343	2,170 (0,170)***	8,756	3,460 (0,237)***
Durata potenziale di permanenza nella lista ( $t - 1$ )	-	-	-	-	-
Z 1-90	-0,004 (0,005)	0,996	-0,010 (0,006)	0,990	-0,009 (0,010)
Z 90-180	0,005 (0,001)***	1,005	-0,002 (0,002)	0,998	0,016 (0,003)***
Z 180-270	-0,003 (0,001)***	0,997	-0,002 (0,001)	0,998	-0,008 (0,002)***
Z 270-365	0,004 (0,0005)***	1,004	0,001 (0,001)	1,001	0,007 (0,001)***
Z 365-730	0,001 (0,0004)***	1,001	0,001 (0,0003)	1,001	0,002 (0,0004)***
Z ( $t$ )	0,003 (0,0004)***	1,003	0,001 (0,0005)	1,001	0,005 (0,001)***
Livello del tasso di disoccupazione ( $t$ )	-0,100 (0,077)	0,905	-0,308 (0,100)**	0,735	0,171 (0,127)
$\Delta$ tasso di disoccupazione ( $t$ )	0,278 (0,064)***	1,320	0,243 (0,089)**	1,275	0,286 (0,092)**
$\Delta$ tasso di disoccupazione ( $t$ ) *gglista( $t > 365$ )	-0,940 (0,085)***	0,391	-0,774 (0,115)***	0,461	-0,991 (0,131)***
<i>Occupazione</i>					
Operaio	-	-	-	-	-
Impiegato	-0,044 (0,120)	0,957	-0,110 (0,156)	0,896	0,102 (0,189)
Intermedio	-0,199 (0,287)	0,820	-0,024 (0,368)	0,976	-0,330 (0,461)
<i>Istruzione</i>					
<=licenza elementare	-	-	-	-	-
Media inferiore	-0,069 (0,109)	0,933	-0,135 (0,144)	0,873	0,107 (0,169)
Media superiore	-0,001 (0,124)	0,999	0,074 (0,161)	1,076	-0,093 (0,203)
Università	-0,022 (0,455)	0,978	0,090 (0,548)	1,095	-0,026 (0,802)
					0,975

TAB. 4. (Segue)

Variabili	Lista con indennità				
	<i>Single risk</i>	<i>b ratio</i>	<i>New job</i>	<i>b ratio</i>	<i>Recall</i>
<i>Settore di provenienza</i>					
Metalmeccanico	—	—	—	—	—
Tessile	0,688 (0,141)***	1,990	0,664 (0,179)***	1,942	0,629 (0,236)**
Chimico	-0,611 (0,167)***	0,543	-0,729 (0,222)***	0,482	-0,452 (0,270)
Edilizia	-0,599 (0,249)*	0,549	-0,235 (0,275)	0,790	-1,892 (0,752)*
Alimentare	0,077 (0,171)	1,080	-1,023 (0,309)***	0,360	1,011 (0,251)***
Commercio – Servizi	-0,462 (0,293)	0,630	-0,161 (0,296)	0,851	—
Grafico – Legno	0,817 (0,175)***	2,263	0,020 (0,293)	1,020	1,588 (0,237)***
<i>Circonscrizione</i>					
Perugia	—	—	—	—	—
Città di Castello	0,376 (0,124)**	1,456	0,667 (0,158)***	1,948	-0,301 (0,217)
Terni	1,047 (0,157)***	2,850	1,311 (0,204)***	3,710	0,689 (0,257)**
Foligno	-0,205 (0,222)	0,815	0,302 (0,248)	1,353	-1,905 (0,727)**
Gubbio	0,302 (0,208)	1,352	-0,198 (0,309)	0,821	0,820 (0,296)**
Spoletto	0,431 (0,175)*	1,538	0,003 (0,304)	1,003	0,373 (0,247)
Amelia	1,145 (0,163)***	3,141	1,211 (0,220)***	3,358	1,184 (0,249)***
Todi	-0,665 (0,221)**	0,514	-0,309 (0,272)	0,734	-1,189 (0,390)**
Orvieto	0,744 (0,255)**	2,105	1,452 (0,288)***	4,270	-1,379 (0,777)
Altre	0,760 (0,263)**	2,139	-0,212 (0,595)	0,809	0,704 (0,338)*
Intercetta	—	—	—	—	—
Numero di osservazioni	4241		4241		4241
Osservazioni non censurate	720		415		305
Log-likelihood	-4426,192		-2617,189		-1671,384

Nota:

Livelli di significatività: \* < 0,05, \*\* < 0,01, \*\*\* < 0,001. Errore standard tra parentesi.

TAB. 5. *Stima della variazione dell'hazard associata alla riduzione di una settimana della durata dell'indennità di mobilità (valori percentuali)*

Intervallo di durata residua dell'indennità	Modello		
	<i>Single risk</i>	<i>New job</i>	<i>Recall</i>
da 3 anni a 2 anni	-2,2	-0,7	-3,8
da 2 anni a 1 anno	-3,0	-1,0	-5,2
da 1 anno a 9 mesi	-5,4	-1,6	-9,6
da 9 mesi a 6 mesi	-3,2	-0,5	-4,6
da 6 mesi a 3 mesi	-6,5	0,7	-15,1
meno di 3 mesi	-3,9	7,6	-9,3

re alle imprese il 50% dell'indennità non ancora percepita è un incentivo a una nuova assunzione che diventa più debole man mano che la durata potenziale si esaurisce.

Nella stima del modello non è possibile distinguere questi due effetti, entrambi collegati alla durata residua del diritto a percepire l'indennità. I parametri delle variabili *Z* nella tab. 4 catturano soltanto l'effetto netto. Essi risultano statisticamente significativi nel modello di rischio singolo e mostrano una dipendenza negativa dell'hazard dalla durata lungo tutto il periodo. Il modello di rischi in competizione conferma tale dipendenza negativa per i *recalls*, ma non per i *new jobs* per i quali non si può rigettare l'ipotesi di assenza di dipendenza (le stime dei parametri delle variabili *Z* non sono statisticamente significative). Per facilitare la lettura dei risultati, è stato calcolato l'effetto che una settimana in meno di durata residua ha sull'hazard nei due modelli; i risultati del calcolo sono nella tabella 5. Al protrarsi della permanenza nella lista, la probabilità di uscita dalla disoccupazione si riduce sempre, quale che sia la durata residua del diritto a percepire l'indennità. L'unica eccezione, comunque statisticamente non significativa, a questo *pattern* è per i *new jobs*, nel periodo finale (gli ultimi 6 mesi e soprattutto gli ultimi 3 mesi) di percezione dell'indennità, a segnalare un picco nell'hazard all'approssimarsi della scadenza.

La dipendenza negativa delle probabilità di reimpiego dalla durata della disoccupazione è un risultato abbastanza comune, che si ritrova anche in vari studi italiani dello schema della mobilità (da ultimo, Paggiaro e Trivellato, 2002). Le nostre stime mostrano come tale dipendenza negativa dipenda essenzialmente dall'andamento della probabilità dei *recalls*, mentre non si ritrovi per i *new jobs*, per i quali non si può escludere l'assenza di dipendenza. Si conferma, insomma, anche per lo schema italiano della mobilità, il risultato ottenuto nella letteratura empirica internazionale.

Nel modello è inserita anche una serie di variabili (un gruppo di *dummy*



settoriali e tre variabili collegate al tasso di disoccupazione) volte a catturare l'effetto del ciclo economico sulle probabilità di reimpiego. Le conclusioni della teoria economica (in particolare, del modello di *job search*) sul segno di tale effetto sono indefinite: in una fase di crescita sarà maggiore la probabilità per un disoccupato di ricevere offerte di lavoro, ma allo stesso tempo sarà anche maggiore il suo salario di riserva. Si può tentare di distinguere empiricamente i due effetti considerando tra le variabili esogene sia il livello sia la variazione del tasso disoccupazione. Vi è poi un ulteriore canale di trasmissione del ciclo economico sulle probabilità di reimpiego, specifico ai disoccupati di lunga durata, il cosiddetto effetto isteresi. La crescita del tasso di disoccupazione può determinare una minore probabilità di reimpiego dei disoccupati di lunga durata, se aumenta la presenza tra i disoccupati di lavoratori recentemente occupati e se le imprese preferiscono questi ultimi ai disoccupati di lunga durata (perché, ad esempio, la perdita di capitale umano si aggrava con il perdurare della disoccupazione)<sup>32</sup>.

Le variabili macroeconomiche incluse nel modello sono: 1) il tasso di disoccupazione nella regione Umbria, rilevato su base trimestrale<sup>33</sup>; 2) la variazione del tasso di disoccupazione rispetto allo stesso trimestre dell'anno precedente; 3) l'interazione tra quest'ultima variabile e la durata di permanenza nella lista,  $t$ , espressa come variabile *dummy* (= 1 se  $t > 365$  giorni), per catturare l'effetto isteresi, che dovrebbe ridurre le probabilità di reimpiego dei disoccupati di lunga durata.

I risultati, nell'insieme, indicano che l'*hazard* è influenzato dal ciclo economico, ma con alcune qualificazioni. In particolare, un aumento del livello del tasso di disoccupazione determina una diminuzione delle probabilità di reimpiego molto netta per i *new jobs* (un aumento di un punto del tasso di disoccupazione determina una riduzione del 26,5% della probabilità di trovare un nuovo impiego). Al contrario, l'effetto sui *recalls* ha il segno «sbagliato» ma, comunque, non è statisticamente significativo. Ciò non dovrebbe sorprendere, se i *recalls* sono l'indizio di una relazione di lungo periodo tra imprese e lavoratori, in quanto tale poco sensibile alle variazioni del ciclo.

L'effetto di una variazione del tasso di disoccupazione (la seconda variabile) è sempre significativo ed il segno è quello atteso: un aumento del tasso di disoccupazione esercita un effetto negativo sul salario di riserva dei disoccupati e li spinge ad aumentare l'intensità della *job search*. Tuttavia se si con-

<sup>32</sup> Per una discussione più ampia dell'effetto del ciclo economico sulle probabilità di uscita dalla disoccupazione, si rinvia a Bover, Arellana e Bentolila (2002). Sull'effetto isteresi, si vedano, ad esempio, Layard, Nickell e Jackman (1991).

<sup>33</sup> Il tasso trimestrale di disoccupazione è stato trasformato in variabile continua mediante interpolazione lineare.

siderano solo i disoccupati di lunga durata (chi si trova nella lista da più di un anno), l'effetto si rovescia: la somma del coefficiente della variazione del tasso di disoccupazione e del coefficiente dell'interazione di questa variabile con la durata della disoccupazione è negativa e significativa in tutti e tre i casi. In altre parole, l'effetto isteresi sembra molto intenso.

## 6. Conclusioni

Il fenomeno dei licenziamenti temporanei, ovvero la riassunzione di disoccupati da parte della stessa impresa che li aveva licenziati, è da tempo riconosciuto come molto rilevante, specie per i disoccupati beneficiari di trattamenti assicurativi, nella letteratura internazionale. Gli schemi di sostegno del reddito dei disoccupati possono far aumentare l'incidenza dei licenziamenti temporanei perché implicitamente li sussidiano. Non solo rendendo ottimale per le imprese reagire a diminuzioni temporanee di domanda riducendo in via transitoria il numero di lavoratori piuttosto che il numero di ore lavorate (Feldstein, 1976), ma anche facendo diminuire la probabilità di perdere i lavoratori temporaneamente licenziati a favore di altri datori di lavoro (Katz, 1986).

Non è quindi sorprendente il fatto che nelle liste di mobilità della regione Umbria il 42% delle assunzioni di lavoratori beneficiari di indennità rientri in questa categoria. Dal punto di vista dell'analisi empirica della durata della disoccupazione, oggetto principale di questo lavoro, la rilevanza quantitativa dei *recalls* ha importanti conseguenze. La stima di un modello di «rischi in competizione», che distingue secondo la destinazione delle uscite, verso il vecchio o verso un nuovo datore di lavoro (*new jobs*), per certi versi conferma i risultati della letteratura precedente sull'indennità di mobilità: in particolare, una minore probabilità di uscita dalla disoccupazione per le donne e un'associazione negativa tra probabilità di uscita dalla disoccupazione ed età del disoccupato (un risultato importante, se si tiene conto del fatto che la durata dell'indennità e del *bonus* trasferibile alle imprese in caso di assunzione è crescente con l'età del lavoratore).

Dal modello di rischi in competizione emerge, tuttavia, un'importante novità. Studi precedenti sull'indennità di mobilità ritrovano una dipendenza negativa della probabilità di uscita dalla disoccupazione dalla durata della disoccupazione stessa. Dalle nostre stime emerge che tale dipendenza negativa è confermata per i *recalls* ma scompare per i *new jobs*. È un risultato che replica quelli già ottenuti da una serie di studi su altri paesi e sembra mettere in dubbio l'idea che per i disoccupati di lunga durata sia più difficile trovare un nuovo lavoro. In realtà, questi risultati dimostrano che *recalls* e *new jobs*

sono governati da processi diversi. Come osserva Jansson (2002), è possibile che essi non siano incoerenti con l'ipotesi di dipendenza negativa dalla durata. Si può immaginare che lavoratori che inizialmente si aspettano di essere richiamati rivedano le loro aspettative nel corso del tempo (la probabilità di un *recall* è relativamente alta all'inizio del periodo di disoccupazione, poi declina rapidamente) e, a quel punto, aumentino gli sforzi di ricerca di lavoro e abbassino il proprio salario di riserva, aumentando così la probabilità di occuparsi presso un nuovo datore di lavoro. Ciò compenserebbe l'andamento decrescente della probabilità di *new jobs* per gli altri lavoratori.

I nostri risultati supportano, in effetti, l'esistenza di processi diversi per *recalls* e *new jobs*, non soltanto perché caratterizzati da diversi andamenti dell'*hazard*. È di rilievo anche come il fenomeno delle riassunzioni riguardi soprattutto il segmento protetto del mercato del lavoro: imprese di dimensioni maggiori che tendono a impiegare lavoratori di genere maschile e relativamente più anziani. È un dato coerente con le interpretazioni di dualismo nel mercato del lavoro, con un settore primario in cui ha maggiore rilevanza il capitale umano specifico all'impresa.

Molto importanti sono, infine, le implicazioni sul disegno dello schema della mobilità. Come si è detto, un qualche elemento di sussidio implicito dei *recalls* è un fatto intrinseco degli schemi di sostegno del reddito dei disoccupati. Il problema, nel caso della mobilità, nasce dal fatto che lo schema incorpora un duplice sussidio alle assunzioni: un sostanziale sgravio contributivo e un bonus pari a metà dell'indennità del disoccupato. Il programma è, quindi, particolarmente esposto al rischio di comportamenti opportunistici da parte delle imprese. Di ciò ritroviamo chiari indizi nei nostri dati. In genere (quasi nel 70% dei casi) i *recalls* sono preceduti da un contratto a termine, che consente di prolungare la durata dello sgravio contributivo. La durata media di permanenza effettiva (al netto dei periodi di lavoro temporaneo) nella lista per i *recalls* di disoccupati con indennità è di soli 78 giorni. Ciò avviene nonostante la legge preveda formalmente che gli incentivi siano ottenibili nel caso di riassunzione solo se questa avviene non prima di sei mesi dopo il licenziamento.

Sono indicazioni chiare di un cattivo funzionamento del sistema italiano di ammortizzatori sociali, caratterizzato da sempre da una eccessiva segmentazione, per di più instabile a causa di una legislazione caotica fatta di provvedimenti *ad hoc* e di deroghe. In particolare, la confusione tra licenziamenti definitivi e sospensioni temporanee che si voleva superare con l'istituzione della mobilità nel 1991 sembra, a giudicare da questi dati, essere rimasta un elemento fondante del sistema.

TAB. A.1. *Composizione del campione dei transitiati nel periodo 1995-1998*

Variabili	Assunti TI						Totale assunti	Cancellati	Iscritti	Transitati
	Lista con indennità			Lista senza indennità						
	Recall	New job	Tot	Recall	New job	Tot				
Genere										
Donne	15,0	29,9	23,6	47,4	45,1	45,4	33,5	49,9	54,0	48,7
Uomini	85,0	70,1	76,4	52,6	54,9	54,6	66,5	50,1	46,0	51,3
Età al momento dell'iscrizione										
< 40	44,6	55,3	50,9	68,4	66,8	67,0	58,2	61,6	33,0	43,7
40-50	46,0	39,1	41,9	23,7	20,8	21,1	32,5	22,9	32,1	29,1
> 50	9,4	5,6	7,2	7,9	12,5	11,9	9,3	15,5	34,9	27,2
Occupazione										
Operaio	84,1	81,9	82,8	90,8	75,8	77,7	80,5	72,5	78,9	76,6
Impiegato	14,3	16,2	15,4	9,2	24,0	22,1	18,5	25,7	19,4	21,8
Intermedio	1,6	1,9	1,8	-	0,2	0,2	1,0	1,8	1,8	1,6
Settore di provenienza										
Tessile	21,5	39,4	32,0	38,2	21,9	23,9	28,3	28,8	33,9	30,9
Metalmecanico	40,7	38,4	39,3	5,3	18,3	16,7	29,1	19,8	10,9	17,7
Chimico	7,5	6,6	7,0	-	1,1	1,0	4,3	8,3	10,5	8,5
Edilizia	0,7	5,2	3,3	28,9	19,6	20,8	11,2	11,2	8,9	10,2
Alimentare	16,6	3,1	8,7	-	1,0	0,8	5,1	4,7	15,6	9,4
Servizi	-	3,5	2,0	19,7	34,9	33,0	16,1	22,3	16,7	18,8
Grafico - Legno	13,0	3,8	7,7	7,9	3,2	3,8	5,9	4,9	3,5	4,5
Istruzione										
Licenza elementare	12,4	13,4	13,0	13,2	11,3	11,6	12,3	13,4	15,6	14,2
Licenza media	31,8	37,5	35,1	34,2	23,0	24,4	30,4	25,3	22,2	24,9
Diploma	16,3	25,4	21,6	14,5	22,8	21,8	21,7	25,4	13,9	19,9
Laurea	0,7	0,2	0,4	1,3	0,4	0,5	0,4	0,9	0,5	0,6
Nessuna	-	-	-	1,3	0,2	0,3	0,1	0,2	0,3	0,2
Non dichiarata	38,8	23,5	29,9	35,5	42,3	41,4	35,1	34,8	47,5	40,2
Provincia										
Perugia	65,1	63,1	63,9	47,4	60,0	58,4	61,5	76,5	79,0	74,9
Terni	30,0	36,0	33,5	50,0	39,1	40,4	36,6	21,8	19,6	23,5
Altre	4,9	0,9	2,6	2,6	0,9	1,2	1,9	1,7	1,4	1,6

TAB. A.1. (Seque)

Variabili	Assunti TI						Totale assunti	Cancellati	Iscritti	Transitati	
	Lista con indennità			Lista senza indennità							
	Recall	New job	Tot	Recall	New job	Tot					
<i>Circoscrizione</i>											
Perugia	21,4	18,8	19,9	21,1	23,1	22,9	21,2	33,8	39,3	33,8	33,8
Città di Castello	16,3	26,6	22,2	14,5	17,5	17,2	20,0	13,4	15,9	15,6	15,6
Terni	11,7	17,9	15,3	23,6	22,4	22,7	18,6	14,9	11,9	14,3	14,3
Foligno	0,7	5,9	3,7	-	2,5	2,1	3,0	11,6	7,5	8,4	8,4
Gubbio	7,8	3,8	5,5	5,3	1,9	2,3	4,0	7,6	9,1	7,6	7,6
Amelia	17,6	13,6	15,3	7,9	6,8	6,9	11,5	6,2	5,5	6,2	6,2
Spoletto	16,3	3,8	9,0	6,6	10,8	10,2	9,6	3,4	4,5	5,0	5,0
Todi	2,6	4,2	3,6	-	4,2	3,6	3,6	6,7	2,7	4,5	4,5
Orvieto	0,7	4,5	2,9	18,4	10,0	11,1	6,6	2,3	2,2	3,0	3,0
Altre	4,9	0,9	2,6	2,6	0,8	1,0	1,9	1,7	1,4	1,6	1,6
<i>Tipo di lista</i>											
Con Indennità	-	-	-	-	-	-	54,7	52,1	62,9	57,1	57,1
Senza Indennità	-	-	-	-	-	-	45,3	47,9	37,1	42,9	42,9
<i>Anno di iscrizione</i>											
1995	42,3	44,5	43,6	15,8	31,5	29,5	37,2	51,0	3,6	28,7	28,7
1996	33,2	33,9	33,6	42,1	34,6	35,5	34,5	32,7	9,4	23,2	23,2
1997	23,8	16,2	19,4	35,5	22,6	24,3	21,6	16,1	35,4	25,2	25,2
1998	0,7	5,4	3,4	6,6	11,3	10,7	6,7	0,2	51,6	22,9	22,9
<i>Media giorni nella lista (std)</i>											
	322,5 (186,8)	369,2 (253,1)	349,6 (228,7)	154,0 (140,9)	272,3 (206,0)	257,5 (202,7)	307,9 (222)	548,0 (252,8)	430,4 (314,7)	456,2 (289,2)	456,2 (289,2)
<i>Età media (std)</i>											
	40,7 (7,9)	38,9 (8,1)	39,6 (8,0)	36,6 (9,6)	36,8 (9,8)	36,8 (9,7)	38,3 (9,0)	38,8 (10,5)	44,6 (10,2)	41,1 (10,5)	41,1 (10,5)
<i>Persone a carico (std)</i>											
	0,85 (1,25)	0,84 (1,13)	0,84 (1,18)	0,00 (0,00)	0,05 (0,30)	0,04 (0,28)	0,48 (0,98)	0,39 (0,83)	0,29 (0,73)	0,37 (0,82)	0,37 (0,82)
<i>Numero di osservazioni</i>											
	307 (41,9)	425 (58,1)	732 (54,7)	76 (12,5)	530 (87,5)	606 (45,3)	1338 (17,6)	3062 (40,4)	3185 (42,0)	7585 (100)	7585 (100)

## Riferimenti bibliografici

- Allison, P.D. (1995), *Survival Analysis Using the SAS System. A Practical Guide*, Cary, NC, SAS Institute.
- Belzil, C. (2000), Unemployment Insurance and Subsequent Job Duration: Job Matching vs. Unobserved Heterogeneity, in Discussion paper n. 116, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Bover, O., Arellano, M. e Bentolila, S. (2002), Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle, in *Economic Journal*, vol. 112, pp. 223-265.
- Brunello, G. e Miniaci, R. (1997), Benefit Transfers in Italy: an Empirical Study of Mobility Lists in the Milan Area, in *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 59, pp. 329-347.
- Brown, C. e Medoff, J. (1989), The Employer Size-Wage Effect, in *Journal of Political Economy*, vol. 97, pp. 1027-1059.
- 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*, vol. 17, pp. 73-95.
- Cox, D.R. e Oakes, D. (1984), *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall.
- Feldstein, M. (1976), The Importance of Temporary Lay-Offs: An Empirical Analysis, in *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 3, pp. 725-744.
- Ghezzi, G. e Romagnoli, U. (1998), *Il rapporto di lavoro. Aggiornamento 1998*, Bologna, Zanichelli.
- Ghezzi, G. e Romagnoli, U. (2001), *Il rapporto di lavoro. Aggiornamento 2000*, Bologna, Zanichelli.
- Jansson, F. (2002), Rehires and Unemployment Duration in the Swedish Labour Market. New Evidence of Temporary Layoffs, in *Labour*, vol. 16, pp. 311-345.
- Jensen, P. e Westergaard-Nielsen, N. (1990), Temporary Layoffs, in J. Hartog, *Panel Data and Labour Market Studies*, Amsterdam, North Holland.
- Katz, L.F. (1986), Layoffs, Recall and Duration of Unemployment, in Working Paper n. 1825, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Katz, L.F. e Meyer, B.D. (1990a), The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment, in *Journal of Public Economics*, vol. 41, pp. 45-72.
- Katz, L.F. e Meyer, B.D. (1990b), Unemployment Insurance, Recall Expectations, and Unemployment Outcomes, in *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, pp. 973-1002.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Layard, R., Nickell, S. e Jackman, R. (1991), *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labor Market*, 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*, vol. 1, pp. 1-74.
- Meyer, B.D. (1990), Unemployment Insurance and Unemployment Spells, in *Econometrica*, vol. 58, pp. 757-782.
- Miscione, M. (a cura di) (1998), Il rapporto di lavoro subordinato: garanzie del reddito, estinzione e tutela dei diritti, in *Diritto del lavoro: Commentario diretto da Franco Carinci*, volume terzo, Torino, UTET.
- Oi, W.Y. (1962), Labour as a Quasi-fixed Factor, in *Journal of Political Economy*, vol. 70, pp. 538-555.

- Paggiaro, A. e Trivellato, U. (2002), Assessing the Effects of Mobility Lists Programme by Flexible Duration Models, in *Labour*, vol. 16, pp. 235-266.
- Pisauro, G. (1999), La riforma degli ammortizzatori sociali e degli incentivi fiscali per l'occupazione, in L. Bernardi (a cura di), *La finanza pubblica italiana: Rapporto 1999*, Bologna, Il Mulino, pp. 279-306.
- Robertson, M. (1989), Temporary Layoffs and Unemployment in Canada, in *Industrial Relations*, vol. 28, pp. 82-90.
- Snowder, D.J. (1994), Converting Unemployment Benefits into Employment Subsidies, in *American Economic Review*, vol. 84, pp. 65-70.
- Snowder, D.J. (1995), Unemployment Benefits: An Assessment of Proposals for Reform, in *International Labour Review*, vol. 134, pp. 625-647.
- Veneto Lavoro (2004), *Interazione fra sussidi passivi e incentivi al reimpiego: provenienze ed esiti di lavoratori iscritti nelle liste di mobilità*, rapporto di ricerca per il Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, Venezia.

*Summary:* The «mobility lists» programme, mainly designed to support the income of workers in the event of collective redundancies, contains also important incentives to re-employment. The paper investigates the duration of unemployment in the lists using longitudinal data (unemployed workers enrolled in the lists for region Umbria between 1995 and 1998). Our data set differs from those used in previous research as it allows to identify 1) spells of fixed term employment during permanence in the lists 2) whether exit toward employment occurs as a recall from the previous employer or as a new job. Estimation of a competing risk model shows a strong negative duration dependence only for the recall hazard, while new jobs exhibit no duration dependence. The features of the process governing the recall hazard suggest the possibility of opportunistic behaviour by firms, with important implications for the design of the scheme

J.E.L. *Classification:* J64; J65; J68.

