

## FLEXYOUTH: I PERCORSI CONTRATTUALI DEI GIOVANI LAVORATORI DIPENDENTI IN FRIULI VENEZIA GIULIA

*Achille Puggioni\* e Roberto Stok\*\**

Il lavoro analizza i percorsi lavorativi dei giovani lavoratori dipendenti in una regione, quale il Friuli Venezia Giulia, caratterizzata da un mercato del lavoro che ha garantito livelli di occupazione prossimi al pieno impiego, anche per la componente giovanile in un periodo in cui è intervenuto un cambiamento del regime di *employment protection legislation* (EPL). La base dati amministrativa sugli avviamenti e le cessazioni al/dal lavoro dipendente privato ha permesso di ricostruire l'universo dei percorsi lavorativi dei giovani 15-34enni in Friuli Venezia Giulia tra il 2000 e il 2007.

In particolare, i dati sull'universo dei flussi consentono di misurare il peso crescente delle forme di lavoro temporaneo sempre più diffuse tra le coorti dei giovani lavoratori entrati nel mercato alla fine degli anni novanta. I percorsi lavorativi della popolazione considerata, rispetto a quelli delle generazioni precedenti, incorporano anche gli effetti differenziali dell'utilizzo delle forme contrattuali "atipiche" introdotte a metà del periodo di osservazione.

Ai risultati della letteratura sulla mobilità dei lavoratori nei mercati locali del lavoro (Contini e Trivellato, 2004), il presente lavoro aggiunge quelli ottenuti dalla ricostruzione dell'universo delle carriere contrattuali dei giovani lavoratori dipendenti. L'analisi di queste carriere evidenzia il peggioramento della loro qualità e la probabilità crescente nel tempo di rimanere "intrappolati" in forme contrattuali precarie.

L'analisi dei percorsi si interrompe alla fine del 2007. La crisi economica e finanziaria nel biennio successivo non ne riduce la portata; la crisi ha infatti evidenziato le debolezze del modello duale del mercato del lavoro, dove alla crescente flessibilità di un segmento del mercato del lavoro, quello dei giovani, non si è accompagnata la necessaria riforma del sistema degli ammortizzatori sociali.<sup>1</sup>

Il lavoro si divide in due parti. Nei primi tre paragrafi sono riassunti i principali fatti stilizzati che hanno caratterizzato il mercato del lavoro (italiano e nordestino) dei giovani negli ultimi quindici anni. Gli elevati tassi di disoccupazione giovanile nella seconda metà degli anni novanta hanno suggerito l'introduzione di forme contrattuali flessibili nel mercato del lavoro; l'introduzione di un *two tier regime* ha accresciuto la quantità a scapito della qualità dell'occupazione giovanile nel decennio 1997-2007 (paragrafo secondo). Il caso italiano e quello nordestino, sono discussi alla luce della grande trasformazione avvenuta nel mercato del lavoro, con l'emergere di un nuovo

---

\* Banca d'Italia, Sede di Trieste, Ufficio analisi e ricerca economica territoriale.

\*\* Banca d'Italia, Area Ricerca economica e relazioni internazionali.

Ringraziamo Domenico Tranquilli, Direttore dell'Agenzia del lavoro della Regione autonoma Friuli Venezia Giulia e Fulvia Lupieri, Responsabile dell'Osservatorio regionale sul mercato del lavoro per averci fornito i dati; un particolare ringraziamento a Carlo Simeoni che ci ha guidati nell'esplorazione del data set. Ringraziamo Antonio Accetturo, Bruno Anastasia, Chiara Bentivogli, Luigi Cannari, Marco Cantalupi, Piero Casadio, Ivan Faiella, Massimo Gallo, Marco Marinucci, Elisabetta Olivieri, Alfonso Rosolia, Giancarlo Salvemini, Tiziana Sodano e i partecipanti ai Seminari di analisi economica territoriale presso il Servizio Studi e Struttura della Banca d'Italia (2008 e 2009) per i loro preziosi commenti. La responsabilità di eventuali errori commessi resta ovviamente degli autori; le interpretazioni sono personali e non impegnano in alcun modo l'Istituto di appartenenza.

1 [...] La frammentarietà degli strumenti, che dipendono dal settore, dal contratto e dalla dimensione d'impresa, determina una segmentazione delle tutele che rispecchia la loro genesi storica e non risponde a esigenze di efficienza ed equità" (Relazione annuale della Banca d'Italia sul 2008, p. 100). L'assenza di strumenti al tempo stesso universali e selettivi (Boeri, 2009, p. 119) di sostegno al reddito rende particolarmente penosa, in questo particolare momento storico, la condizione dei lavoratori flessibili. L'indagine svolta nella Relazione sul 2008 sulla base dei microdati campionari dell'Indagine sui bilanci delle famiglie mostra che nel 2006 (prima della crisi) l'incidenza della povertà nelle famiglie in cui erano presenti solo lavoratori atipici (in senso ampio) era pari al 47 per cento, salendo a ben il 62 per cento tra i lavoratori atipici con un contratto a termine. Gli effetti occupazionali della crisi economica e finanziaria in atto si sono manifestati con particolare gravità sul segmento giovane e flessibile degli occupati.

dualismo (generazionale) che si è aggiunto a quello territoriale (tra le aree settentrionali e le altre del paese). Il presente lavoro si propone di analizzare i cambiamenti dei percorsi contrattuali dei giovani nel periodo che ha fatto seguito alla “riforma Treu-Biagi” alla luce di questo profondo divario territoriale, in un’area, come il Nord Est, caratterizzata già prima della riforma sia da una forte mobilità dei lavoratori tra le imprese sia da un mercato del lavoro prossimo al pieno impiego nel periodo considerato (paragrafo terzo). La logica dello “scambio contrattuale” (Tarantelli) che ha permesso l’introduzione delle nuove forme contrattuali flessibili per le nuove generazioni di lavoratori dipendenti in cambio di minore disoccupazione, soprattutto giovanile, ha favorito poco i giovani nordestini. Essi, infatti, hanno beneficiato in misura molto più contenuta della riduzione della disoccupazione rispetto a quanto avvenuto per i loro coetanei centro meridionali. A nostro parere lo *shock* normativo ha agito invece in via prioritaria sulla “qualità” dei loro percorsi lavorativi, peggiorando in particolare la qualità della mobilità dei loro percorsi di carriera tra le imprese, rispetto alle generazioni di lavoratori che possiamo ellitticamente definire “pre-1997”.

La seconda parte compie un’analisi su microdati regionali. Il quarto paragrafo evidenzia che ai risultati in termini di riduzione della disoccupazione ha fatto riscontro un peggioramento significativo delle condizioni contrattuali dei giovani lavoratori dipendenti. È stata utilizzata una metodologia basata sulle matrici di transizione tra macrostati contrattuali. Nell’analisi empirica delle transizioni contrattuali le relative tipologie giuridiche sono state raggruppate in cinque macro stati: contratti a tempo indeterminato, a tempo determinato, contratti a causa mista, interinale e quello residuale di “disoccupato e/o uscito dal perimetro di rilevazione”. Per ogni anno di osservazione sono state calcolate le distribuzioni dei lavoratori nei cinque macrostati e sono state stimate le matrici annuali contenenti le probabilità di transizione fra stati: queste consentono di formulare un giudizio sulle “storie lavorative” dei giovani lavoratori, esaminando se queste sono interpretabili come una serie di passi “flessibili” (*stepping stones*) verso forme di lavoro stabili o invece come un ingresso nel vicolo cieco (*dead end*) della precarietà (Booth *et al.*, 2002). Il quinto paragrafo presenta un esercizio econometrico. Un modello *probit* multinomiale individua le caratteristiche dei lavoratori, delle aziende che li hanno assunti e dei percorsi lavorativi, identificando quelle che contribuiscono ad aumentare o a diminuire la probabilità dei giovani di transitare verso le forme contrattuali più stabili. L’analisi di regressione studia la transizione tra il 2006 e il 2007, rispettivamente penultimo e ultimo anno di osservazione disponibile. Infine, alla luce dei risultati ottenuti dalla stima econometrica, in appendice si propone un esercizio di misurazione sulla natura markoviana del processo sottostante.

## **1. Il mercato del lavoro dei giovani dalla metà degli anni Novanta: Nord Est, Italia e paesi Ocse.**

Nei confronti internazionali fino alla metà degli anni novanta quello italiano era uno dei mercati del lavoro più rigidi. La disoccupazione rimaneva elevata anche nelle fasi favorevoli del ciclo economico e l’“isteresi” era la metafora, presa in prestito dalla fisica, più frequentemente utilizzata nella descrizione del mercato del lavoro italiano (Blanchard e Diamond 1990, Boeri 1996, Boeri e Garibaldi 2009, Fubini 2004). Elevati tassi di disoccupazione, anche di lunga durata, caratterizzavano in maggior misura la popolazione giovane. Per fronteggiare questa situazione, nella seconda metà degli anni novanta molti paesi europei hanno attuato profonde riforme nei regimi di regolamentazione del mercato del lavoro, volte ad ottenere una maggiore flessibilità. Le politiche attive del mercato del lavoro, raccomandate per la prima volta dall’OCSE nel 1994 (OECD, 2006) si sono inserite nella “Strategia Europea dell’Occupazione” (SEO) e hanno progressivamente indebolito nella maggior parte dei paesi europei l’insieme degli istituti normativi definiti ellitticamente di “*Employment Protection Legislation*” (EPL).

Secondo la definizione di Boeri e van Ours (2008, p. 199), l'EPL è un'istituzione multidimensionale che consiste in un "insieme di norme e procedure che devono essere seguite in caso di licenziamento dei lavoratori in esubero". Nei diversi paesi essa si sostanzia in restrizioni legali al licenziamento dei lavoratori e/o nel pagamento di una somma al lavoratore da parte del datore di lavoro a titolo compensativo nel caso di rescissione anticipata di un contratto di lavoro a tempo indeterminato. La natura "multidimensionale" del fenomeno è misurata dall'OCSE nei confronti internazionali con il metodo delle "gerarchie delle gerarchie", assegnando uno *score* crescente rispetto alla rigidità del sistema di EPL. L'indicatore complessivo per ogni paese tiene conto della rigidità della normativa sui licenziamenti individuali nei rapporti di lavoro permanenti, di quella relativa ai lavoratori con contratti temporanei e, infine, della regolazione dei licenziamenti collettivi.

Anche nel mercato del lavoro italiano, come è stato dimostrato da Saint-Paul (1993 e 2000), la strategia di flessibilizzazione del mercato del lavoro è stata attuata introducendo un *two tier regime*. Per superare l'opposizione dei lavoratori occupati a tempo indeterminato (che nella fase pre-riforma costituiscono pressoché la totalità dei dipendenti) la riduzione dell'EPL è attuabile unicamente "al margine" per i flussi di nuovi entranti nel mercato del lavoro, realizzando quello che è stato definito da Tarantelli (1986) e da Ghignoni (2007) uno "scambio contrattuale" con l'accettazione da parte dei lavoratori e dei sindacati di una maggiore precarietà in cambio di una riduzione del tasso di disoccupazione per i giovani lavoratori.<sup>2</sup>

L'ultima edizione delle statistiche dell'OCSE mostra che per l'Italia l'indicatore complessivo, pari a 3,57 nel periodo 1990-96, si è dimezzato a 1,82 nel periodo 2003-2007, scendendo al di sotto della media dei paesi OCSE. Per l'Italia, così come per la maggior parte dei paesi OCSE, alla stabilità dell'indice per i lavoratori a tempo indeterminato, si è contrapposta la forte riduzione in quello relativo ai contratti temporanei (da 5,38 nel 1996 a 1,88 nel 2007, convergendo verso il valor medio dei paesi OCSE), per effetto della *two tier reform*. La normativa sui licenziamenti collettivi, mantenendo il valore 4,88 nel periodo 1990-2007, si conferma invece più garantista rispetto alla media dei paesi OCSE (con valori di poco inferiori a 3). Le varie componenti misurabili dell'EPL non sono indipendenti l'una dall'altra, verificandosi un'interdipendenza tra l'intensità e l'andamento delle componenti dell'EPL e, ad esempio, il peso relativo delle diverse tipologie contrattuali tra gli occupati dipendenti nei diversi sistemi economici.

Nella media italiana il tasso di disoccupazione, è diminuito senza soluzione di continuità dal valore massimo dell'11,4 del 1998 all'8,1 per cento nel 2007,<sup>3</sup> indicando, anche negli anni di bassa crescita economica, l'efficacia delle politiche attive del lavoro post 1997. Questi fatti stilizzati sono stati osservati, per lo stesso periodo, nella maggior parte dei paesi dell'area OCSE.<sup>4</sup>

L'analisi delle fonti ufficiali aggregate sul mercato del lavoro evidenzia che le politiche attive del lavoro volte a ridurre il grado di EPL per i giovani lavoratori dipendenti hanno avuto una indiscussa efficacia nel ridurre lo spinoso problema della disoccupazione giovanile. Gli stessi dati, riferiti alle regioni nordorientali mostrano al contempo che queste politiche attive hanno agito su economie territoriali vicine alla (quasi) piena occupazione già dall'inizio degli anni novanta.

---

<sup>2</sup> Nel pensiero di Tarantelli "lo scambio contrattuale" nelle politiche di riforma del mercato del lavoro si inseriva in quello più ampio di politica dei redditi tra le parti sociali, che ha trovato solo parziale realizzazione a partire dai primi anni Novanta; una sintesi e un giudizio sono contenuti in Brandolini et al, (2006). Una descrizione della lunga stagione di riforme dell'EPL per il caso italiano è contenuta nel volume di Pirrone e Sestito (2006), capitolo I (Dal collocamento pubblico ai servizi per l'impiego: una riforma incompiuta) e capitolo II (Gli altri pezzi della riforma Biagi); una critica serrata alla stessa stagione è quella di Gallino (2007).

<sup>3</sup> Istat, Indicatori regionali di contesto chiave e variabili di rottura, aggiornamento di febbraio 2010, Asse III, Risorse Umane.

<sup>4</sup> Nell'edizione del 2008 dell'*Employment Outlook* (OECD, 2008), in particolare il primo capitolo, *Off to a good start? Youth Labour Market Transitions in OECD Countries* l'OCSE fornisce un giudizio favorevole sull'efficacia di tali politiche nei principali paesi sviluppati.

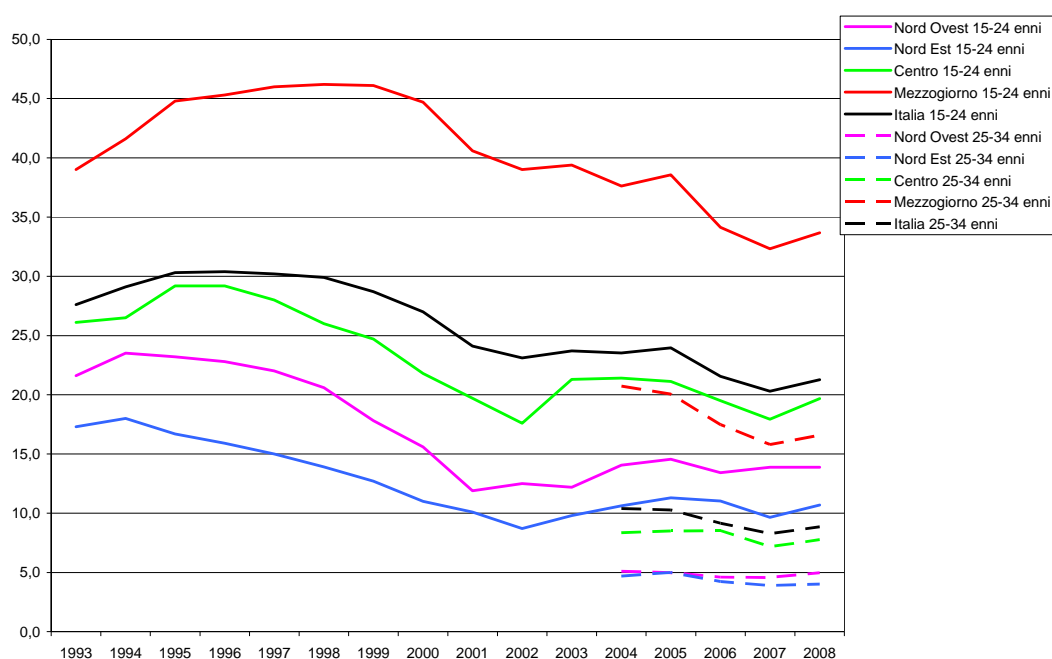
Nelle regioni nordorientali, secondo i dati Istat, il tasso complessivo di disoccupazione è sceso dal 5,9 per cento nel 1997 al 3,1 nel 2007, quando ha toccato il valore minimo, prima dell'inizio dell'attuale crisi finanziaria e reale. Tra le ripartizioni geografiche il Nord Est mostra i tassi di disoccupazione più bassi durante tutto il periodo per il quale le serie storiche ripartizionali sono state ricostruite dall'Istat: meno della metà rispetto al dato medio nazionale e circa un quarto nel confronto con il Mezzogiorno.<sup>5</sup> Anche la disoccupazione di lunga durata, la forma socialmente ed economicamente più deteriore, nel periodo 1997-2007 ha avuto un'incidenza sistematicamente più bassa rispetto al dato nazionale, oscillando tra il 17 e il 32 per cento della disoccupazione complessiva, contro un *range* compreso tra il 47 e il 49 per cento nella media italiana.<sup>6</sup>

Soffermando l'attenzione sul tasso di disoccupazione giovanile per la classe d'età tra 15 e 24 anni, nelle regioni del Nord Est esso è diminuito dal 15 per cento nel 1997 al 10 per cento nel 2007, a fronte di valori più che doppi per la media italiana (fig. 1).<sup>7</sup>

**Figura 1**

### Tasso di disoccupazione giovanile per ripartizione geografica

(valori percentuali)



Fonte: Istat Rilevazione Trimestrale sulle Forze di lavoro, ricostruzione delle serie storiche (1993-2003) e Rilevazione Continua sulle Forze di Lavoro (2004-2008)..

I divari territoriali nei tassi di disoccupazione giovanili sono rilevanti anche nella classe d'età immediatamente successiva, tra 25 e 34 anni.<sup>8</sup> Il dato relativo a questa decade d'età è di particolare

<sup>5</sup> Cfr. Vaona (2003) sull'evoluzione di lungo periodo di occupazione, disoccupazione e forze lavoro nelle regioni italiane tra gli anni Ottanta e gli anni Novanta.

<sup>6</sup> Il tasso di disoccupazione di lunga durata nelle regioni norddestine nel periodo considerato ha oscillato attorno all'1 per cento; un altro dato che mostra il "primato" del Nord Est relativamente alle altre aree del paese è rappresentato dal tasso di occupazione regolare (occupati interni regolari sulla popolazione residente in età 15-64 anni) pari a circa il 68 per cento, 12 punti più elevato rispetto alla media nazionale.

<sup>7</sup> Nel Mezzogiorno nella classe d'età 15-24 la disoccupazione giovanile è passata dal 46 per cento nel 1997 al 32 per cento nel 2007.

interesse poiché in essa si chiudono i periodi di studio e le scelte lavorative diventano più stabili. Tra il 2004 e il 2007 nel Nord Est il saggio di disoccupazione relativo a questa classe d'età si è mantenuto su livelli contenuti, oscillando tra il 4,7 e il 3,9 per cento, a fronte di una media nazionale compresa in un *range* tra il 10,4 e l'8,3 per cento e valori pressoché quadrupli rilevati nelle regioni meridionali.

L'analisi sulla disoccupazione di lunga durata per classi d'età decennali sui dati territoriali Istat mostra che il risultato da tempo noto nella letteratura sul mercato del lavoro dei giovani nei paesi sviluppati (Freeman e Wise, 1982, Martin *et al.*, 1984), ossia che la disoccupazione sia un fenomeno più diffuso tra i giovani, ma anche più transitorio rispetto a quanto accade per i lavoratori adulti, non trova conferma nel nostro paese. Nelle regioni nord orientali l'incidenza dei disoccupati di lungo periodo nel periodo 2004-2007 è pari a meno di un terzo di quelli complessivi, a fronte di una media del 47 per cento a livello nazionale e del 55 per cento nel Mezzogiorno. A differenza di quanto avviene nelle altre principali economie dell'area OCSE e in altre aree d'Italia, anche nelle regioni del Nord Est l'incidenza dei disoccupati di lungo periodo nella due classi d'età giovanile non si discosta però da quella complessiva. Le politiche attive del lavoro sono state meno efficaci in Italia, rispetto agli altri paesi Ocse, nel ridurre la componente di lunga durata della disoccupazione giovanile: secondo uno studio dell'Ocse,<sup>9</sup> nel 2006 essa incideva ancora per il 50,5 per cento del totale, a fronte del 19,6 e del 27 per cento nella media dei paesi OCSE e UE15.<sup>10</sup>

In presenza di tassi di disoccupazione contenuti e prossimi al pieno impiego, lo “scambio contrattuale” tra minore disoccupazione e l'introduzione delle nuove forme contrattuali flessibili ha favorito i giovani nordestini in misura più contenuta rispetto ai loro coetanei centro meridionali.

A nostro parere lo shock normativo ha agito invece in via prioritaria sulla “qualità” dei loro percorsi lavorativi, peggiorando in particolare la qualità della mobilità dei loro percorsi di carriera tra le imprese, rispetto alle generazioni di lavoratori “pre-1997”.

I mercati locali del lavoro del Nord Est<sup>11</sup> sono inoltre da decenni storicamente caratterizzati da una fortissima mobilità dei lavoratori all'interno del sistema delle piccole e medie imprese che ne costituisce uno dei tratti caratterizzanti; l'elevata mobilità ha assicurato nel corso degli anni, anche in presenza di un sistema di EPL più garantista, la necessaria flessibilità nell'utilizzo della forza lavoro da parte delle imprese.

Per i lavoratori dipendenti “pre 1997”, in un sistema economico quale quello nordestino vicino alla piena occupazione, la mobilità avveniva di solito tra posizioni a tempo indeterminato e la mobilità tra imprese era lo strumento principe per realizzare quella progressione economica e professionale che non poteva di solito avvenire all'interno delle imprese di provenienza, considerata la ridotta dimensione media delle stesse nel sistema produttivo nordestino. All'interno dei percorsi di vita e di lavoro nella “Terza Italia” l'altra modalità di miglioramento economico e di *status sociale*, tra gli anni Cinquanta e gli anni Settanta, era costituita dalla fuoriuscita dalla condizione di lavoratore dipendente per creare, a propria volta, un'impresa.<sup>12</sup>

Entrambe le dinamiche “virtuose” si sono interrotte negli anni più recenti. Le coorti di lavoratori “post-1997”, invece, in presenza del mutato quadro normativo di riferimento, non hanno potuto beneficiare dei vantaggi connessi alla mobilità tra imprese, sia in termini di maggiore

---

<sup>8</sup> Per questa classe d'età le statistiche per ripartizioni geografiche della rilevazione continua sulle forze di lavoro si limitano alla nuova serie iniziata nel 2004.

<sup>9</sup> Cfr. OECD (2008), Tavola I.A1.1., The situation of youth in the labour market, 1996 and 2006 nell'appendice.

<sup>10</sup> La riduzione in termini percentuali dell'incidenza dei disoccupati di lungo periodo, pari al 13,7 per cento, è stata comunque più elevata rispetto a quelle registrate nella media dei paesi OCSE e UE15.

<sup>11</sup> Cfr. Contini e Trivellato (2005).

<sup>12</sup> Cfr. Iuzzolino G. e Menon C. (2010) e Tattara G. e Valentini M. (2005 e 2008).

stabilità della posizione lavorativa (nel passaggio verso imprese più grandi e strutturate) sia in termini di incrementi di salario reale<sup>13</sup>.

Tra i principali fatti stilizzati in genere si sottolinea la sensibile diminuzione della quota dei giovani sul totale della popolazione avvenuta nello scorso decennio.<sup>14</sup> Soprattutto per regioni come quelle del Nord Est, caratterizzate da decenni da tassi di natalità tra i più bassi dell'Unione Europea, le grandezze del mercato del lavoro giovanile non possono essere considerate separatamente dalle dinamiche demografiche sottostanti. Tra il 1996 e il 2006 nell'area OCSE il peso della classe d'età 15-24 sul totale della popolazione è diminuito di due punti percentuali al 21,7 per cento. In Italia il fenomeno è ancora più accentuato: nel decennio la quota è diminuita di 4,4 punti percentuali, portandosi al 15,6 per cento, il valore minimo tra i 30 paesi OCSE considerati.<sup>15</sup> In Friuli Venezia Giulia queste dinamiche sono ancora più accentuate: tra il 1992 e il 2007 la quota dei giovani in età 15-24 sulla popolazione residente è scesa dal 13,8 all'8,2 per cento, mentre quella più allargata (15-34 anni) è scesa dal 28,7 al 21,2 per cento. *Coeteris paribus* se i lavoratori di diverse classi d'età rappresentano dei "sostituti imperfetti" tra gli input nella funzione di produzione delle imprese, l'assottigliarsi delle coorti dei giovani lavoratori avrebbe dovuto rafforzarne la posizione nel mercato del lavoro (OECD 2008, p. 32), ma ciò non è avvenuto.

L'ulteriore ipotesi ragionevole è che esse avrebbero dovuto beneficiare, almeno in parte, degli effetti dei maggiori tassi di scolarità, sia secondaria che universitaria, rispetto agli entranti nei periodi precedenti.<sup>16</sup> Nel decennio 1995-2005 il tasso di partecipazione scolastica nella classe 15-24 anni è aumentato di 5 punti percentuali portandosi al 56,6 per cento, valore in assoluto tra i più elevati tra i paesi OCSE. Nel Nord Est i livelli di scolarizzazione negli ultimi decenni sono aumentati sensibilmente, avvicinandosi e in alcuni casi superando quelli delle regioni nord occidentali; l'incidenza dei laureati sul totale della popolazione è quasi raddoppiata tra il 2000 e il 2007 passando dal 7 al 13,4 per cento, quasi annullando il gap con le regioni nordoccidentali.

L'accelerazione del processo di accumulazione del capitale intellettuale di qualità elevata per una quota crescente dei giovani si è riflessa in una parallela diminuzione nel tasso di occupazione nella classe d'età 15-24 anni: in Italia nel 2006 era pari al 25,5 per cento (contro le media OCSE e UE15 rispettivamente del 43,3 e 40,3 per cento), in riduzione di 1,4 punti percentuali rispetto al 1996. La riduzione è quindi attribuibile all'allungamento dei percorsi scolastici dei giovani, piuttosto che alla maggiore difficoltà di trovare un'occupazione (aggiungiamo, a prescindere dalla sua qualità).

<sup>13</sup> Su questo aspetto, cfr. Rosolia e Torrini (2007) e la bibliografia ivi citata.

<sup>14</sup> Per un'analisi della "questione giovanile" dal punto di vista demografico, sociologico ed economico si rimanda a Livi Bacci e De Santis (2007).

<sup>15</sup> Cfr. OECD (2008), Tavola 1.A1.1., The situation of youth in the labour market, 1996 and 2006 nell'appendice.

<sup>16</sup> In realtà, come dimostrano Rosolia e Torrini (2007, p. 15), ciò non è avvenuto. Il wage gap tra i lavoratori giovani e quelli più anziani è passato dal 20 per cento alla fine degli anni Ottanta al 35 per cento all'inizio del decennio in corso. I salari dei giovani lavoratori non mostrano segni di catching up negli anni successivi all'ingresso nel mondo del lavoro; al gap salariale permanente si aggiunge, aggravandolo, quello previdenziale generato dalle contemporanee riforme dei sistemi pensionistici. La conclusione dei due autori è che la dinamica salariale sfavorevole non sia il risultato di un insieme di fattori di offerta, tecnologici, o della selezione di giovani lavoratori a bassa produttività sul mercato del lavoro: "*we believe that institutional arrangements should be scrutinized as possible alternatives*". La proliferazione di forme contrattuali di lavoro temporaneo è certamente uno degli "*institutional arrangements*" all'origine dell'indebolimento salariale sopra descritto. In un sistema nel quale i lavoratori più anziani continuano a essere tutelati da tutte le norme di EPL (compresa la rigidità verso il basso dei salari), lo shock esogeno del cambiamento nella regolazione del mercato del lavoro ha esplicito i suoi effetti principalmente sui giovani, non solo dal punto di vista retributivo, ma anche da quello ugualmente rilevante, della stabilità/qualità dell'occupazione. Nel resto del lavoro ci occuperemo, comunque, solo di quest'ultimo aspetto della questione, non disponendo dei microdati INPS sui salari per lo stesso periodo, pur consapevoli che la natura dei percorsi di carriera dei giovani influenza i risultati reddituali, il salario non è una variabile considerata nella nostra analisi.

## 2. La crescita dell'occupazione giovanile nell'ultimo decennio: quantità versus qualità?

Dalla fine degli anni novanta in Italia fino all'inizio della crisi finanziaria, nei principali paesi europei è iniziato un lungo ciclo espansivo dell'occupazione. Vi hanno contribuito non solo le politiche attive del lavoro volte a indebolire il grado di EPL (con l'introduzione delle forme di lavoro dipendenti a tempo determinato, la maggiore diffusione del *part time* e del lavoro parasubordinato, soprattutto tra i giovani) ma anche l'intensificarsi dei flussi migratori con la successiva emersione dei lavoratori immigrati nel mercato del lavoro legale. La dinamica favorevole dell'occupazione, a differenza di quanto avvenuto nella precedente fase di *jobless growth*, ha caratterizzato anche i prolungati periodi di bassa congiuntura economica: secondo la Rilevazione sulle forze di lavoro Istat dal 1997 al 2007 in Italia gli occupati sono passati da 20,4 a 23,2 milioni. L'incremento di occupati, pari a 2,84 milioni, è composto, per ben 2,71 milioni, di lavoratori dipendenti mentre gli autonomi hanno limitato la crescita nel decennio a 124 mila unità.

Nel Nord Est, tra il 1997 e il 2007 gli occupati complessivi sono passati da 4,81 a 5,59 milioni di unità e anche qui l'incremento è quasi interamente riconducibile alla componente dipendente.

Le statistiche dell'Istat rappresentano una solida base quantitativa per l'analisi della condizione lavorativa dei giovani lavoratori dipendenti, permettendo di valutare la rilevanza delle nuove forme contrattuali flessibili nell'intero territorio nazionale. Alcuni aspetti, più qualitativi, della grande trasformazione avvenuta nel mercato del lavoro sono valutabili solo osservando le singole carriere lavorative degli individui. A questo proposito sono di particolare utilità le basi dati amministrative relative all'universo delle osservazioni. Secondo alcuni autori (De Angelini e Giraldo 2003, De Angelini 2004, Anastasia et. al, 2004) i risultati ai quali si perviene utilizzando basi dati amministrative relative all'universo delle osservazioni sarebbero più precisi di quelli ottenuti con l'uso dei microdati della Rilevazione sulle forze di lavoro (RFL) e non solo per la natura campionaria delle seconde: la natura "temporanea" o "permanente" dell'occupazione nella RFL è infatti desunta dalla risposta "soggettiva" a un quesito nel questionario. Soprattutto per le aree geografiche dove maggiore è il lavoro sommerso è plausibile che l'intervistato sia maggiormente soggetto a distorsioni cognitive sulla natura giuridica della prestazione lavorativa. Il fenomeno della mobilità dei lavoratori tra le imprese sarebbe così sottostimato; a nostro parere lo sarebbero anche alcune caratteristiche dell'occupazione temporanea, quali l'intensità delle transizioni dei lavoratori tra forme contrattuali e la permanenza di alcuni gruppi di giovani lavoratori in forme contrattuali temporanee.

I vantaggi più significativi dall'utilizzo dei dati Istat sono, invece, la loro disponibilità per l'intero territorio nazionale e per tutti i settori produttivi ed il fatto che, a differenza dei microdati amministrativi su avviamenti e cessazioni, consentono di calcolare le transizioni degli individui dallo stato di "occupato" verso quelli di "disoccupato" o "inattivo".<sup>17</sup> Dai dati Istat sulla dinamica delle due componenti, permanente e temporanea, del lavoro dipendente per classi d'età la "questione generazionale" sulla quale ci concentreremo nel resto del lavoro sembrerebbe infatti, a prima vista, un fenomeno relativamente marginale. Limitando l'analisi alla nuova serie della Rilevazione sulle forze di lavoro Istat, infatti, nella classe d'età tra 15 e 34 anni nel 2004 l'83 per cento dei lavoratori dipendenti nordestini risulta occupato in via permanente; tale quota è scesa al 73 per cento nel 2007, oscillando attorno a questo valore anche nel biennio successivo. Tra i lavoratori adulti la quota dei dipendenti a tempo indeterminato si mantiene su livelli molto elevati

---

<sup>17</sup> Barbieri e Sestito (2008) nel paragrafo 2 riassumono i vantaggi e gli svantaggi in termini di misurazione dell'utilizzo dei dati della Rilevazione sulle forze di lavoro e li utilizzano per spiegare la probabilità di transizione dei lavoratori precari verso la disoccupazione; Fabrizi e Mussida (2009) utilizzano un modello multinomial probit a tre macrostati sui dati RFL, del tutto analogo a quello da noi utilizzato nel par. 5, per studiare le transizioni tra occupazione, disoccupazione e inattività nel mercato del lavoro italiano tra il 1993 e il 2003.

anche durante la crisi economica e finanziaria in atto, oscillando a Nord Est tra il 92 e il 94 per cento per tutto il periodo 2004-2009.

Per cogliere le dinamiche profonde del mercato del lavoro giovanile è, a nostro parere, utile affiancare all'analisi quantitativa fornita dalle statistiche ufficiali dell'Istat l'osservazione delle singole carriere lavorative dei giovani lavoratori. Quella che proponiamo nei paragrafi successivi è una misurazione *quality adjusted* della *performance* del mercato del lavoro giovanile nordestino, indispensabile anche alla luce delle indicazioni proposte nel 2001 dalla Commissione Europea al Consiglio d'Europa e al Parlamento europeo.<sup>18</sup> Il dataset longitudinale di fonte amministrativa sull'universo dei dipendenti delle aziende private nella regione Friuli Venezia Giulia, che utilizziamo, descrive con ricchezza di dettagli le eterogenee traversie nei loro percorsi di carriera. L'analisi di regressione individua le caratteristiche individuali, d'impresa e di percorso lavorativo che influiscono sulle probabilità di transizione verso le forme contrattuali a tempo indeterminato e sulla probabilità di permanenza in quelle a tempo determinato. L'analisi descrittiva delle matrici di transizione e l'utilizzo dei regressori di carriera nell'analisi econometrica forniscono uno strumento rigoroso per indagare su aspetti quali la maggiore frammentazione del percorso lavorativo, la brevità dei contratti, la probabilità (decrescente) di transitare verso contratti stabili, la lunghezza della permanenza negli stati contrattuali temporanei, che per loro natura non sono catturabili da altre fonti statistiche. L'analisi della *performance* del mercato del lavoro giovanile alla luce di questo insieme allargato di indicatori permette di esprimere un giudizio molto circostanziato sul peggioramento della "qualità" del mercato locale del lavoro e sugli effetti a livello regionale dello "scambio contrattuale" che ha permesso l'introduzione delle politiche di riforma del mercato del lavoro a livello nazionale.

### 3 La mobilità dei lavoratori

Per lo studio della mobilità dei lavoratori negli ultimi anni si è diffuso l'utilizzo sistematico di microdati di fonte amministrativa. Oltre alle estrazioni campionarie sulla base dati dell'INPS, quali il dataset WHIP e quello curato dalla Fondazione Rodolfo De Benedetti, la base dati Netlabor (ora Ergonet), costituita dalle informazioni che le imprese devono, a norma di legge, comunicare ai 18 centri per l'impiego del Friuli Venezia Giulia in corrispondenza dell'assunzione o della cessazione (i due eventi elementari) dei lavoratori subordinati presso le unità locali situate in regione, rappresenta uno strumento efficace per lo studio del mercato locale del lavoro. Nell'archivio Netlabor, gestito dall'Agenzia regionale per il lavoro, il record relativo alla singola assunzione e cessazione comprende le variabili riguardanti il tipo di rapporto di lavoro, la qualifica e la forma contrattuale, una serie di variabili relative all'impresa che assume (o dalla quale cessa) il lavoratore e, infine, una serie di attributi dell'individuo avviato o cessato (quali, sesso, età, comune di residenza del lavoratore, cittadinanza, etc).

A partire dai singoli record, dopo una meticolosa pulizia di questo dataset e l'unione con quelli delle liste di mobilità e con la base dati Cebil-Cerved,<sup>19</sup> sono state ricostruite le carriere lavorative dei 473 mila individui "transitati" (ovvero avviati o cessati) nel mercato del lavoro privato in Friuli Venezia Giulia tra il 2000 e il 2007. I flussi di avviamenti e di cessazioni rappresentano la misura più grezza della mobilità nel mercato del lavoro. La letteratura empirica<sup>20</sup>

<sup>18</sup> Cfr. la comunicazione *Employment and Social Policies: a Framework for Investing in Quality* e, più recentemente, il *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*, redatto da un gruppo di economisti coordinato da Stiglitz, Sen e Fitoussi a settembre del 2009. Una misurazione *quality adjusted* a livello regionale è contenuta negli indici di qualità regionale dello sviluppo proposti nei rapporti Quars sullo sviluppo locale della campagna Sbilanciamoci!

<sup>19</sup> Esposti nella prima appendice.

<sup>20</sup> Cfr. Contini e Pacelli (2005), Trivellato, Bassi, Discenza e Giraldo (2005), Leombruni e Quaranta (2005), Tattara e Valentini (2005).



ha utilizzato i dati disponibili (di fonte Whip-Laboratorio Revelli e Giove-VenetoLavoro) per spiegare la mobilità dei lavoratori tra imprese, tema parallelo a quello della flessibilità contrattuale, oggetto della nostra indagine. I risultati ai quali gli autori sono pervenuti mostrano come la mobilità sia ovviamente correlata con le dosi successive di flessibilità introdotte nel mercato del lavoro italiano. In particolare nel contributo di Tattara e Valentini (2005) sulla mobilità dei lavoratori dell'industria in due province venete, emerge che la mobilità è particolarmente elevata nelle regioni dove la struttura produttiva è composta principalmente da piccole e medie imprese e nelle aree geografiche prossime al pieno impiego, per l'esplicarsi del cosiddetto "effetto domino"; ciò è avvenuto per il Friuli Venezia Giulia negli ultimi anni anche in relazione al contenuto tasso di disoccupazione<sup>21</sup>. La mobilità è infatti caratterizzata da una componente ciclica, aumentando durante i periodi di congiuntura favorevole e bassa disoccupazione, come dimostrato dal contributo di Blanchard e Diamond (1990).

La principale conclusione alla quale pervengono i contributi della ricerca curata da Contini e Trivellato nel 2005 è che il mercato del lavoro italiano in generale e quello nordestino in particolare era caratterizzato da una forte mobilità già prima del ciclo di riforme 1997-2001. Secondo queste ricerche, nel confronto con le altre ripartizioni territoriali, la forte mobilità dei lavoratori tra le piccole e medie imprese del Nord Est risulta una caratteristica peculiare del modello di sviluppo nordestino e l'attuazione del ciclo di politiche attive del lavoro l'ha solo incrementata al margine. Ben diversa è invece, come anticipato nel precedente paragrafo, l'influenza di queste politiche sulla "qualità" dei percorsi di mobilità per i giovani.

Nella letteratura empirica, la misura più comunemente utilizzata della mobilità della forza lavoro in un'unità di tempo è il cosiddetto *gross worker turnover*, o tasso di rotazione, definito come il rapporto tra la somma delle associazioni e separazioni avvenuto nell'anno e lo stock medio annuo di lavoratori.

Come primo esercizio di statistica descrittiva sulla base dati Netlabor si è calcolato per il Friuli Venezia Giulia il *gross worker turnover* (gwt) per il periodo 2000-2005, confrontando i risultati ottenuti con quelli di Leombruni e Quaranta (2005). Per ogni anno la sommatoria degli avviamenti e delle cessazioni è stata divisa per lo stock di forza lavoro, di fonte contabilità regionale Istat, avendo cura di sottrarre alle medie annuali degli occupati dipendenti totali quelli nella pubblica amministrazione, istruzione, sanità, altri servizi pubblici sociali e personali, per ottenere un denominatore di stock coerente con il perimetro di rilevazione dei flussi di fonte Netlabor al numeratore. Il gwt aumenta al crescere dei movimenti effettuati nell'unità di tempo, in altre parole al ridursi della durata dei rapporti di lavoro: se tutti gli individui cambiassero lavoro ogni anno per ciascuno di essi si osserverebbero un avviamento e una cessazione e il gwt assumerebbe un valore pari al 200 per cento (Leombruni e Quaranta, 2005, p. 211). L'unità di rilevazione non è l'individuo ma il rapporto di lavoro di cui si verifica l'avviamento o la cessazione nel periodo di riferimento (ogni individuo può avere più rapporti nell'arco temporale considerato). Nella tavola 1 sono indicati, per ogni anno, sia il numero degli avviamenti (contratti) stipulati sia il numero dei lavoratori avviati nel corso dell'anno. La diffusione delle forme contrattuali flessibili unita alla mobilità dei lavoratori fa sì che circa un terzo dello stock dei lavoratori dipendenti privati sia oggetto di almeno un avviamento nel corso dell'anno<sup>22</sup>. Il gwt gode di un'interessante proprietà,

<sup>21</sup> "In questo modo si generano nel sistema flussi di lavoratori che passano da un lavoro ad un altro senza episodi significativi di disoccupazione, con una successione di cambiamenti di lavoro, e si genera così una mobilità che, in parte almeno, si autoalimenta. La nuova assunzione di "un occupato" genera, infatti, un vuoto, vacancy, non desiderato nell'impresa che il lavoratore lascia, vuoto che verrà colmato al più presto assumendo lavoratori a loro volta già occupati e generando altri vuoti, almeno fino a che le imprese continuano ad assumere lavoratori occupati, con un processo di sostituzione tendenzialmente infinita" (Akerloff, Rose e Yellen (1988) citato in Tattara e Valentini, 2005, p. 245).

<sup>22</sup> Il rapporto tra il flusso di lavoratori avviati e lo stock medio di occupati in un certo periodo è denominato tasso di riallocazione nella letteratura empirica ed è anch'esso indicato nella tavola 1. Esso è solitamente correlato positivamente all'andamento ciclico del sistema economico.

evidenziata da Blanchard e Diamond (1990): in condizione di stato stazionario la durata media ( $\tau_{\text{media}}$ ) in anni dei rapporti di lavoro è asintoticamente pari al doppio del reciproco del *gwt* (cfr. appendice 2).

I nostri calcoli sull'universo dei lavoratori dipendenti privati in Friuli Venezia Giulia per il periodo 2000-2005 mostrano valori del *gwt* molto elevati e oscillanti attorno al 100 per cento nel periodo considerato (tav. 1). Leombruni e Quaranta hanno effettuato lo stesso calcolo sui dati campionari WHIP per il periodo 1987-1999. I valori calcolati per i due periodi sono sufficientemente confrontabili poiché identico è il perimetro di rilevazione delle due basi dati, escludendo entrambe sia i dipendenti pubblici sia il lavoro autonomo.<sup>23</sup> Dal confronto si evidenzia un ulteriore incremento della già elevata mobilità del mercato del lavoro nordestino. Nel media del triennio 1987-1989 il *gwt* nel Nord Est era pari al 72 per cento, contro una media italiana del 63 per cento, registrando un valore inferiore solo a quello del Mezzogiorno (84 per cento). Un decennio dopo, nelle regioni nordorientali la media relativa al triennio 1997-1999 era pari al 74 per cento, contro una media nazionale del 68 per cento. I valori per entrambi i periodi di osservazione sono particolarmente elevati rispetto ai maggiori paesi europei (Lazear e Shaw, 2007).

La disaggregazione per ripartizioni territoriali del *gross worker turnover* indica che già dalla fine degli anni ottanta nel Nord Est l'indicatore era quasi 10 punti percentuali più elevato rispetto alla media nazionale. Le regioni nordestine si differenziano da quelle meridionali, dove esso assumeva il valore massimo, perché mentre nelle prime la mobilità è in gran parte *job-to-job*, in quelle meridionali una quota molto più elevata è connessa alla fuoriuscita e al successivo rientro degli individui nel mercato del lavoro dopo periodi più o meno lunghi di disoccupazione. Le regioni del Nord Est, quindi, già prima dell'esplicarsi degli effetti delle politiche di riforma del mercato del lavoro, si caratterizzavano oltre che per la maggiore mobilità rispetto al resto del paese anche per il suo carattere "virtuoso".

Tavola 1

**Mobilità dei lavoratori e gross worker turnover in friuli venezia giulia (2000-2005)**

(unità e valori percentuali)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Avviamenti	155.939	157.519	157.186	160.057	158.630	156.117
Cessazioni	134.545	148.298	150.971	157.187	157.360	156.058
Movimenti complessivi	290.484	305.817	308.157	317.244	315.990	312.175
Occupati dipendenti nel settore privato (medie annuali)	289.500	304.100	309.900	306.900	305.200	309.500
gross worker turnover	100,3	100,6	99,4	103,4	103,5	100,9
numero dei lavoratori avviati	110.479	110.117	107.590	107.130	105.701	102.122
Tasso di riallocazione	38,2	36,2	34,7	34,9	34,6	33,0

Fonte: nostre elaborazioni su dati Netlabor e conti economici regionali Istat (edizione 6 ottobre 2008)

La nostra ricostruzione del *gwt*, a causa della natura della base dati amministrativa che registra solo le entrate e le uscite dal lavoro subordinato nel settore privato dell'economica regionale, non consente di calcolare quanta parte della mobilità sia *job-to-job* e quanta invece

<sup>23</sup> Leombruni e Quaranta (2005) p. 209 e tab. 5.1, p. 222.

determinata dall'entrata e dall'uscita dalla disoccupazione (all'interno del macrostato contrattuale dei "fuorisiti" (U) dal mercato del lavoro regionale sono compresi oltre ai disoccupati e/o inoccupati in senso stretto, anche coloro che transitano al settore pubblico dell'economia, all'occupazione indipendente e coloro che transitano verso unità locali extraregionali). Nell'analisi sulle transizioni contrattuali, comunque, limitare l'analisi ai giovani lavoratori crea minori problemi nella misurazione del fenomeno: l'evidenza empirica e la teoria suggeriscono infatti che per i giovani i movimenti in uscita dal dataset sono più frequentemente associati a brevi e intermittenti periodi di disoccupazione tra un contratto e l'altro, rispetto a quanto avviene nelle classi d'età successive (Freeman e Wise, 1982, Martin *et al*, 1984).

#### 4. La flessibilità contrattuale: un'analisi mediante le matrici di transizione

Per l'analisi della dinamica del mercato del lavoro regionale si è fatto riferimento ad un modello a catena di Markov, in cui gli stati sono definiti come macro stati contrattuali. Questi sono ottenuti per aggregazione degli stati contrattuali elementari segnalati in Netlabor, dei quali si osserva l'evoluzione tramite le matrici di transizione da un periodo di osservazione  $t_1$  ad un altro  $t_2$ , entrambi costituiti da un intero anno di osservazione. Il generico elemento della matrice è costituito dalla probabilità  $P_{j|i}$  di transitare verso uno stato d'arrivo  $j$ , condizionata al fatto di trovarsi in uno stato di partenza  $i$ . La dinamica del mercato del lavoro sottostante è rappresentabile solo approssimativamente con un modello a catena di Markov, poiché le probabilità di transizione non dipendono esclusivamente dagli stati contrattuali (anche se la dipendenza è comunque forte), come sarà evidenziato infatti nell'ultima parte del prossimo paragrafo, nel quale si propone una misura della dipendenza dagli stati contrattuali precedenti.

L'utilizzo delle catene di Markov richiede la definizione degli elementi che le caratterizzano: lo spazio degli stati e la frequenza di osservazione delle transizioni. Data la ricchezza informativa della base dati è stato necessario effettuare due stadi di aggregazione. Nel primo sono stati aggregati gli stati contrattuali, nel secondo si è proceduto a un'aggregazione temporale. Nel primo passo gli stati contrattuali sono stati aggregati in quattro gruppi: ad ogni rapporto di lavoro è stato assegnato uno dei quattro macrostati contrattuali e ad ogni lavoratore, per ogni giorno dell'anno, è stato assegnato il macrostato corrispondente se lavora, altrimenti un quinto stato (U) a indicare lo stato di "uscito" dal perimetro del dataset per quel giorno di lavoro. Nel secondo passo di aggregazione, di seguito indicato come "collassamento", si passa, per ogni lavoratore, dalla sequenza di stati a frequenza giornaliera ad una sequenza di stati a frequenza annuale, riconducendosi quindi ad un modello di catena di Markov a transizioni annuali.

Dopo le due aggregazioni, lo spazio degli stati risulta così composto da cinque macrostati contrattuali così definiti<sup>24</sup>:

- A- contratti a causa mista: lavoratori avviati con contratto di apprendistato, contratto di formazione e apprendistato stagionale, sia a tempo pieno sia a tempo parziale;
- D – contratti a tempo determinato: lavoratori avviati con contratto a tempo determinato sia a tempo pieno sia a tempo parziale, lavoratori a domicilio;
- I – contratti a tempo indeterminato: lavoratori avviati con contratto a tempo indeterminato sia a tempo pieno sia a tempo parziale;
- N - contratti interinali: lavoratori avviati con una missione di lavoro interinale o con un contratto di lavoro interinale a tempo determinato;

<sup>24</sup> L'assegnazione è coerente con le definizioni proposte dall'Istat a partire dal Rapporto annuale sul 2003 (Istat, 2004) ed è definita in base alla codifica ministeriale del rapporto di lavoro contenuta nei singoli record degli avviamenti e delle cessazioni.

U – macrostato residuale “di arrivo”: lavoratori cessati e usciti dal perimetro di osservazione per disoccupazione, occupazione presso unità locali extraregionali o nel settore pubblico.

A ogni lavoratore, per ogni anno di osservazione, è stato assegnato un macrostato “collassato”. Il “collassamento” è stato ottenuto calcolando per ogni lavoratore il numero dei giorni lavorati in ogni anno di osservazione; i giorni non lavorati sono stati assegnati allo stato residuale “U”. Considerata la forte mobilità dei lavoratori, sia tra imprese sia tra le diverse forme contrattuali, l’assegnazione del singolo lavoratore a uno dei cinque macrostati contrattuali è avvenuto in base a un criterio di prevalenza temporale. In presenza di più macrostati contrattuali nel corso dell’anno al lavoratore è stato assegnato quello prevalente in termini di durata nel corso dell’anno, assegnando il lavoratore a quello in cui si è trovato per un numero di giorni superiore rispetto agli altri in termini di frazione d’anno, prescindendo dall’eventuale molteplicità dei rapporti di lavoro e delle imprese. Tutta l’informazione sulla carriera lavorativa contenuta nei record individuali di avviamenti e cessazioni perduta nella costruzione dei macrostati contrattuali è recuperata nell’esercizio econometrico attraverso la considerazione congiunta del macrostato contrattuale e dei regressori che riassumono la carriera lavorativa (cfr. infra paragrafo 5). Per ogni anno, dunque, il calcolo dei lavoratori che si trovano univocamente in un certo macrostato contrattuale consente una stima della probabilità di transizione su base frequentista.<sup>25</sup>

Per il calcolo delle matrici di transizione tra macrostati contrattuali annuali, dalla popolazione dei 473 mila lavoratori “transitati” nel mercato del lavoro regionale tra il 2000 e il 2007 sono stati selezionati i 282 mila giovani i quali alla data del primo evento elementare di “avviamento” registrato nella base dati avevano un’età compresa tra i 15 e i 34 anni.

## Tavola 2

### Giovani lavoratori dipendenti transitati nel mercato regionale del lavoro tra il 2000 e il 2007 (unità)

Italiani			stranieri			totali		
15-24 enni	25-34 enni	15-34 enni	15-24 enni	25-34 enni	15-34 enni	15-24 enni	25-34 enni	15-34 enni
105.312	121.961	227.273	20.525	34.541	55.066	125.837	156.502	282.339

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

La popolazione dei giovani lavoratori è stata suddivisa in due classi, tra 15 e 24 anni (44,7 per cento) e tra 25 e 34 anni (il restante 55,3 per cento). È plausibile supporre che le vicende lavorative nelle due classi d’età siano abbastanza differenti: nella prima decade i percorsi lavorativi sono caratterizzati dall’alternanza di periodi di lavoro e di studio, divenendo usualmente più stabili in quella successiva.<sup>26</sup> I percorsi di carriera dei giovani lavoratori italiani e quelli dei loro coetanei immigrati sono indagati separatamente per le due classi d’età (tav .2).

Le sette matrici di transizione ad un anno per macrostati contrattuali dei 282 mila giovani, indicate in appendice, mostrano il progressivo deterioramento qualitativo delle carriere contrattuali dei giovani in Friuli Venezia Giulia;<sup>27</sup> nel periodo analizzato 2000-2007 tali dinamiche non sono state influenzate in misura significativa dall’andamento del ciclo economico regionale (fig. 2).

<sup>25</sup> Cfr. Fabrizi e Mussida (2009), pp. 238-40 e la letteratura ivi citata.

<sup>26</sup> Non è stato invece possibile suddividere la popolazione dei giovani lavoratori dipendenti in base al titolo di studio poiché nell’archivio amministrativo Netlabor esso è codificato per meno della metà delle osservazioni e comunque gli archivi amministrativi spesso registrano solo quello comunicato ai centri per l’impiego al momento del primo avviamento.

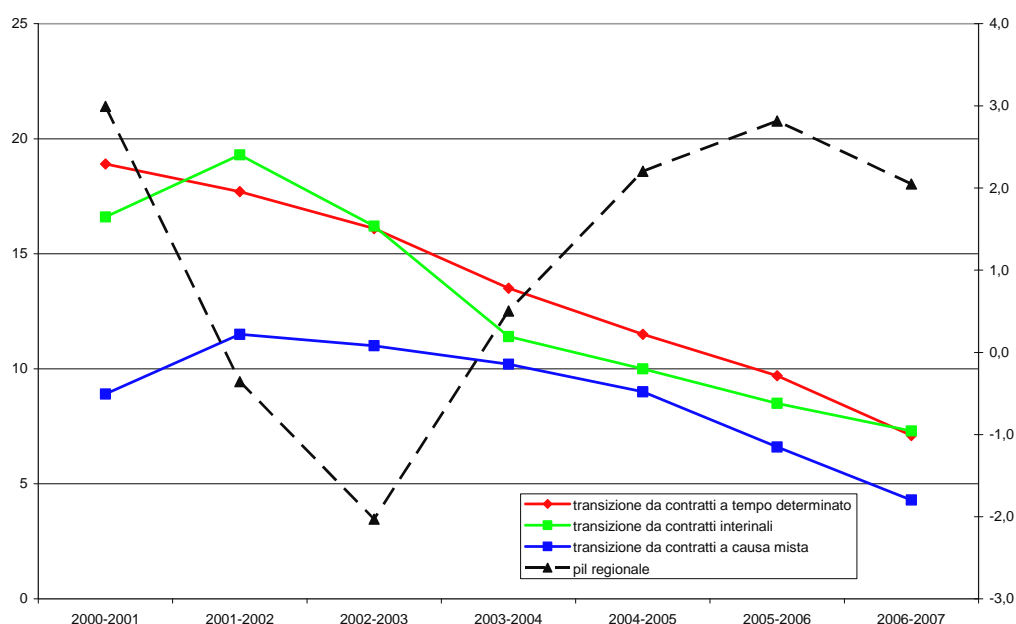
<sup>27</sup> Le tavole A.1 in Appendice mostrano solo le matrici di transizione ad un anno per l’intera coorte di giovani 15-34 enni. Le matrici di transizione biennali, settennali e quelle annuali e settennali disaggregate per classi d’età (15-24 enni versus 25-34enni) e per nazionalità (italiani versus stranieri), commentate nel testo, sono a disposizione del lettore presso gli autori.

Nel 2000 i giovani di età compresa tra i 15 e i 34 anni impiegati prevalentemente con un contratto a tempo determinato avevano una probabilità di transitare a un'occupazione a tempo indeterminato l'anno successivo pari al 18,9 per cento; essa è scesa progressivamente fino al 7,1 per cento nell'ultima matrice di transizione ad un anno, quella tra il 2006 e il 2007. Per lo stesso gruppo di individui la probabilità di rimanere "intrappolato" in una forma contrattuale a tempo determinato nell'anno successivo è aumentata dal 34,1 per cento al 49,5 per cento.

Figura 2

### Probabilità di transizione verso contratti a tempo indeterminato dei giovani lavoratori in Friuli Venezia Giulia e andamento del pil regionale (2000-2007) (1)

(valori percentuali e variazioni percentuali)



Fonte: nostre elaborazioni su dati Netlabor- Agenzia regionale del lavoro della Regione Autonoma Friuli Venezia Giulia e conti economici regionali Istat (edizione 11 novembre 2009); (1) scala di destra: variazioni percentuali del pil regionale.

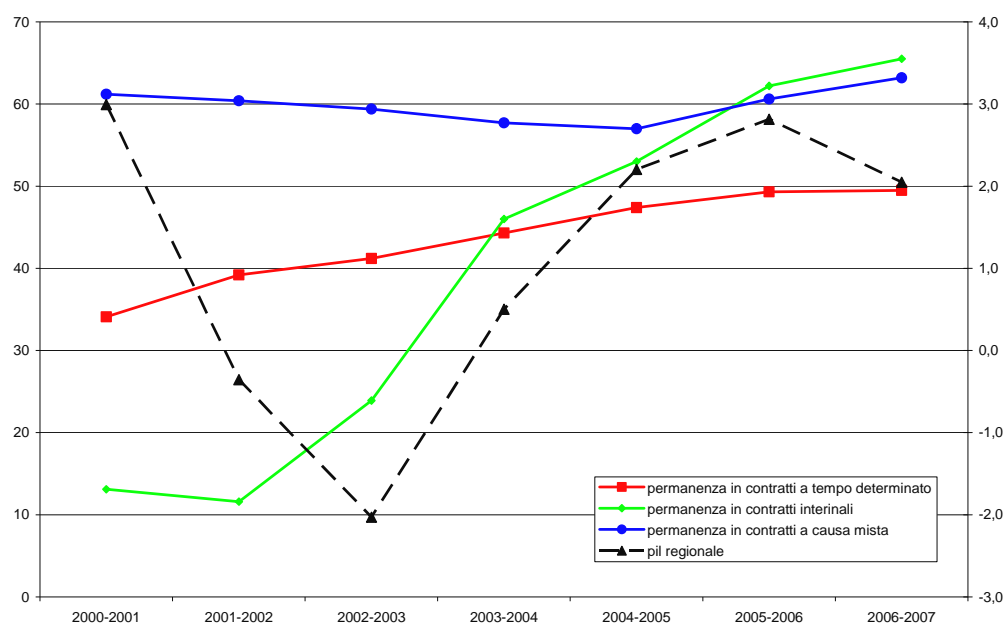
Per i giovani entrati nel mondo del lavoro con un contratto a causa mista (apprendistato e contratti di formazione) la probabilità di trovare un'occupazione stabile nell'anno successivo ha superato l'11 per cento tra il 2001 e il 2002, dimezzandosi nelle due ultime transizioni (2005-2006 e 2006-2007). Le matrici di transizione consentono di formulare qualche considerazione sull'efficacia dei contratti di lavoro interinale. Nel 2000, a tre anni dalla legge 196 del 1997 (il cosiddetto "pacchetto Treu"), i contratti interinali erano poco utilizzati dalle aziende private regionali (nel 2000 erano inquadrati in questa forma contrattuale meno di 800 giovani lavoratori, diventati 2.800 nel 2006). Pur con la cautela dovuta alla scarsa diffusione del fenomeno, a tre anni dalla loro introduzione la capacità delle agenzie di lavoro interinale di creare occasioni di occupazione per i giovani è stata elevata: la probabilità di transitare a un contratto a tempo indeterminato per gli interinali nell'anno successivo era del 16,6 per cento nella prima matrice di transizione tra il 2000 e il 2001, raggiungendo il valore massimo del 19,3 per cento nella matrice 2001-2002. Per questa piccola coorte di giovani lavoratori, spesso qualificati, nelle transizioni 2001-2002 e 2002-2003 la probabilità condizionata di trovare un'occupazione (a tempo determinato o indeterminato) entro un anno era superiore a un terzo. Lo strumento di politica del

lavoro sarebbe stato quindi inizialmente utilizzato in maniera coerente con gli obiettivi prefissati; le esperienze di lavoro interinale hanno rappresentato nei primi anni di introduzione dell'istituto contrattuale brevi *stepping stones* che hanno favorito l'inserimento nel mondo del lavoro dei giovani. La probabilità di permanenza nello stato contrattuale interinale a un anno nella matrice 2001-2002 si limitava all'11,6 per cento. Le successive matrici di transizione ad un anno mostrano un'efficacia decrescente nel tempo sotto questo profilo della forma contrattuale, in concomitanza con la diffusione (comunque contenuta in termini relativi) del suo utilizzo: le probabilità delle transizioni al lavoro a tempo indeterminato e determinato ad un anno sono diminuite progressivamente, portandosi rispettivamente al 5,2 e al 7,7 per cento nell'ultima matrice 2006-2007. La probabilità di rimanere "intrappolati" nello stato contrattuale prevalente interinale negli anni più recenti ha raggiunto dimensioni ragguardevoli: tra il 2002 e il 2006 la probabilità di permanenza nello stato nelle matrici ad un anno è passata dal 24 al 65 per cento (fig. 3).

Figura 3

### Probabilità di permanenza in stati contrattuali flessibili dei giovani lavoratori in Friuli Venezia Giulia e andamento del pil regionale (2000-2007) (1)

(valori percentuali e variazioni percentuali)



Fonte: nostre elaborazioni su dati Netlabor- Agenzia regionale del lavoro della Regione Autonoma Friuli Venezia Giulia e conti economici regionali Istat (edizione 11 novembre 2009); (1) scala di destra: variazioni percentuali del pil regionale.

L'ipotesi di una caratterizzazione sempre più duale su base generazionale del mercato del lavoro regionale trova conferma anche nell'elevata probabilità, per gli oltre 60 mila giovani lavoratori dipendenti a tempo indeterminato, di permanere nello stesso stato nell'anno successivo: essa oscilla attorno all'80 per cento nelle sette matrici di transizione considerate.<sup>28</sup>

Disaggregando i giovani lavoratori nelle due coorti (15-24 e 25-34 anni), si evidenzia un risultato molto interessante: le transizioni tra stati contrattuali per i meno giovani non sono molto

<sup>28</sup> Il complemento all'unità è quasi interamente costituito dalla probabilità di transitare verso il macrostato residuale di uscita dal perimetro di osservazione.

diverse da quelle relative ai lavoratori più giovani. La probabilità per un lavoratore a tempo determinato 25-34-enne di rimanere “intrappolato” nell’anno successivo nell’identica forma contrattuale è nel tempo cresciuta, passando dal 35,6 per cento nella matrice 2000-2001 al 49,1 per cento in quella 2006-2007. Nelle stesse matrici per il gruppo dei lavoratori più giovani essa è aumentata dal 31,1 al 50,2 per cento. Parallelamente anche il passaggio dalle forme contrattuali a tempo determinato al contratto permanente è solo lievemente più probabile per gli ultra 24-enni rispetto ai più giovani: nel 2000 il passaggio avveniva entro un anno in un quinto dei casi, ridottisi al 7,8 per cento tra il 2006 e il 2007 (il valore corrispondente per i giovani al di sotto dei 25-enni nel 2000 era inferiore di soli 3,4 punti percentuali, nel 2006 il differenziale si è assottigliato a 1,7 punti percentuali). Anche per il lavoro interinale il fenomeno della persistenza nel medesimo stato contrattuale nell’anno successivo è rilevante, toccando il 63,1 per cento nell’ultima matrice di transizione disponibile (2006-2007).

La disaggregazione dei lavoratori per nazionalità mostra che, nel periodo considerato, sia la composizione per tipologia contrattuale sia i percorsi di carriera dei giovani stranieri sono molto simili a quelli degli italiani. Nel 2006 la quota dei lavoratori stranieri a tempo indeterminato rispetto al totale degli occupati era pari al 58,3 per cento, a fronte del 60,3 per cento per gli italiani. Le uniche difformità rilevanti sono relative all’apprendistato e al lavoro interinale, forme contrattuali meno utilizzate per la componente straniera. Passando all’analisi delle transizioni tra stati contrattuali si osserva che anche per il complesso dei giovani stranieri 15-34-enni nel periodo considerato la probabilità di permanere in uno stato di occupazione temporanea è aumentato dal 30,9 per cento, nella prima matrice di transizione 2000-2001, al 50,8 per cento nell’ultima relativa al biennio 2006-2007. Tra il 2000 e il 2007 l’inserimento lavorativo dei giovani lavoratori immigrati, anche in relazione ai successivi provvedimenti di regolarizzazione, ha assunto un carattere sempre più stabile; lo conferma l’alto valore della probabilità, superiore all’80 per cento, di permanenza nell’occupazione stabile. Nella maggior parte delle matrici di transizione annuali tra stati contrattuali tale probabilità è risultata più elevata di quella riscontrata per la componente italiana.

L’efficacia dei contratti a causa mista (di formazione e lavoro e di apprendistato) nel periodo considerato è misurata attraverso le matrici di transizione a due anni. Dato lo scarso utilizzo di queste forme contrattuali per la componente extracomunitaria, l’analisi è limitata alle transizioni dei giovani italiani 15-24-enni. Anche in Friuli Venezia Giulia, l’apprendistato e i contratti di formazione e lavoro sono stati ampiamente utilizzati negli scorsi anni come contratti d’ingresso per i giovani: nel periodo considerato, circa un terzo della componente italiana 15-24enne era infatti inquadrata con un contratto di lavoro a causa mista. Tra il 2000 e il 2003 quasi un quinto di questi sono transitati verso un’occupazione a tempo indeterminato entro i due anni successivi. Tale probabilità è scesa fino al 7,7 per cento nell’ultima matrice di transizione biennale disponibile, quella tra il 2005 e il 2007.

## 5. Un’analisi econometrica della probabilità di transizione tra stati contrattuali

Il modello econometrico più adeguato per individuare le determinanti delle transizioni annuali degli individui tra gli stati contrattuali collassati è il *multinomial probit*. Esso consente, per ogni macrostato contrattuale di partenza, di analizzare le determinanti degli stati di arrivo, che peraltro non assumono alcun significato ordinale. A differenza del multinomial logit<sup>29</sup>, il modello non impone l’ipotesi molto restrittiva dell’indipendenza dalle alternative irrilevanti (“*IIA property*”, Train, 2003). L’analisi di regressione sulle matrici di transizione ad un anno tra macrostati contrattuali è effettuata distintamente per ogni riga, ossia per ogni macrostato

<sup>29</sup> La stima di un modello multinomial logit e i successivi test (Hausmann e Small-Siao) effettuati per verificare la proprietà IIA mostrano che tale proprietà risulta violata in tutti i test: il modello non è utilizzabile in questo contesto.

contrattuale prevalente di partenza. La dimensione dello spazio degli stati nel modello considerato - pari a 5 - non consente all'algoritmo utilizzato dal software di stima di convergere per nessuno stato di partenza.<sup>30</sup> Per evitare di limitare l'analisi a quella, fortemente limitativa, offerta dal modello probit per ogni transizione, i macrostati contrattuali sono stati ridotti da 5 a 4 (D, I, F, U), aggregando quelli relativi ai contratti a causa mista e all'interinale in un nuovo macrostato "F", che comprende tutte le forme flessibili diverse dal contratto di lavoro subordinato a tempo determinato, consentendo così la convergenza dell'algoritmo di stima.

Nell'analisi di regressione proposta le covariate sono logicamente distinte in tre categorie. I regressori individuali comprendono le caratteristiche dell'individuo a prescindere dal suo percorso lavorativo, quelli d'impresa riassumono quelle delle imprese presso le quali i giovani hanno prestato la propria attività lavorativa, mentre i regressori "di carriera o di percorso lavorativo" cercano di catturare alcuni aspetti dei percorsi lavorativi dei giovani dipendenti della regione<sup>31</sup>: proprio per utilizzare il massimo contenuto informativo da questo terzo gruppo di regressori l'analisi econometrica si focalizza sull'ultima transizione annuale disponibile.

La stima multinomial probit considera in primo luogo le transizioni tra macrostati contrattuali ad un anno (2006-2007), di circa 123 mila giovani lavoratori dipendenti, soffermandosi inizialmente sui circa 25 mila lavoratori inquadrati in via prevalente a tempo determinato nell'anno di partenza della transizione. Si esaminano le due transizioni di maggiore interesse: la permanenza in forme contrattuali a tempo determinato (la transizione D-D) e il passaggio a contratti a tempo indeterminato (la transizione D-I)<sup>32</sup>.

Per il gruppo di giovani lavoratori dipendenti con contratto prevalente a tempo determinato, la probabilità di rimanere "intrappolato" nello stesso stato nell'anno seguente, il 2007, è pari al 49,6 per cento, quella di transitare verso forme contrattuali miste di lavoro e formazione o di interinale è pari al 2,4 per cento (lo stato contrattuale F); infine, la probabilità di transitare verso un impiego prevalente a tempo indeterminato nel 2007 è limitata al 7,1 per cento.<sup>33</sup>

Le statistiche descrittive sui regressori mostrano che circa il 79 per cento degli individui nella coorte oggetto di analisi erano italiani, pressoché equiripartiti in base al genere, con un'età media di 29 anni (cfr. tav. A.2). Grazie alla numerosità del campione, la distribuzione per settore di attività economica degli individui ricalca quella del valore aggiunto regionale. Tra i regressori di carriera o di percorso lavorativo, il numero complessivo dei rapporti di lavoro stipulati dal 1° gennaio del 2000 o, in alternativa, dalla data di primo avviamento rilevata nel dataset fino alla fine del 2006 è molto elevato e pari in media a 4,7. La durata media del singolo rapporto di lavoro è pari a 11,4 mesi, mentre l'esperienza lavorativa pregressa dei lavoratori della coorte è di 3,6 anni. Nei 7 anni in esame i giovani lavoratori hanno in media prestato la propria opera in 2,7 imprese. Infine, il 56 per cento dei lavoratori è composto da lavoratori qualificati,<sup>34</sup> l'8,3 per cento è stato inserito almeno una volta nelle liste di mobilità tra l'inizio del 1998 e la fine del 2006.

<sup>30</sup> Algoritmo di Geweke-Hajivassiliou-Keane, implementato in Stata11. Sulle difficoltà di convergenza in spazi degli stati superiori a 3x3 o 4x4 cfr. Keane (1992).

<sup>31</sup> La descrizione dei regressori e delle scelte metodologiche effettuate per la loro costruzione sono contenute nell'appendice 3.

<sup>32</sup> La bontà della stima multinomial probit è stata verificata utilizzando stime probit per tutte le transizioni tra i 4 macrostati, non osservando differenze rilevanti sia sulla stima dei coefficienti sia sugli effetti marginali, suggerendo l'indipendenza delle alternative. La numerosità della cella è lievemente inferiore a quella già indicata nell'analisi descrittiva delle matrici di transizione a causa delle operazioni di pulizia sul dataset effettuate durante la costruzione dei regressori, con la conseguente eliminazione delle osservazioni ove erano contenuti errori nelle covariate. Due stime probit ausiliarie misurano inoltre le determinanti delle transizioni al tempo indeterminato e della permanenza nel macrostato dei lavoratori con contratti a causa mista e interinali (le transizioni A-I, A-A, N-I e N-N, rispettivamente), inizialmente aggregate nello stato F.

<sup>33</sup> Il complemento all'unità essendo rappresentato dallo stato residuale U di uscita dal dataset; la transizione dal macrostato contrattuale D a quello U rappresenta l'alternativa di base nel modello probit multinomiale proposto.

<sup>34</sup> In base alle codifiche dei Centri per l'impiego sono stati considerati come "qualificati" i lavoratori inseriti nella base dati amministrativa come dirigente, capo settore/cantiere, vicecapo settore/cantiere, assistente, intermedio/quadro, capo reparto/ufficio.



Nella stima multinomial probit relativa alle transizioni dal macrostato contrattuale D, l'unico regressore che risulta non significativo in tutte le transizioni è quello relativo alla qualifica.

La nuova stima del modello mostra che per la transizione da D a D tutte le restanti covariate sono significative, mentre per quella da D a I risultano non significative la nazionalità, il sesso e alcune dummies settoriali (tav. A.3).

Passando al commento degli effetti marginali, si evidenzia che per le determinanti della permanenza in contratti di lavoro a tempo determinato, i giovani lavoratori dipendenti italiani hanno una probabilità di circa il 5 per cento più elevata di rimanere "intrappolati" in queste forme contrattuali rispetto ai loro coetanei stranieri.<sup>35</sup> La probabilità per i lavoratori di sesso maschile di permanere nell'anno successivo nello stesso stato contrattuale prevalente a tempo determinato è del 4 per cento più bassa rispetto alle loro giovani colleghe. Tra i settori di attività economica, l'appartenenza del lavoratore a imprese attive nell'edilizia, nel commercio e nell'industria in senso stretto riduce sensibilmente la probabilità di permanenza nella cella D-D. Il regressore dimensione d'impresa, pur risultando significativo in sede di stima, mostra un coefficiente pressoché nullo e quindi, di fatto, non condiziona la permanenza nel macrostato contrattuale D.

Per quanto concerne i regressori che sintetizzano il percorso lavorativo dell'individuo, quello col coefficiente più elevato si riferisce alla presenza di almeno un episodio di ingresso in mobilità.<sup>36</sup> Il regressore che evidenzia il numero dei cambi di macrostato contrattuale nell'intera vita lavorativa dell'individuo è significativo e l'effetto marginale ha il segno negativo atteso: eventuali esperienze lavorative di apprendistato, formazione e lavoro, interinale o pregressi rapporti di lavoro a tempo indeterminato contribuiscono a ridurre debolmente la probabilità di permanenza nella cella D-D. Anche in questo caso l'analisi di regressione conferma i risultati dell'analisi descrittiva sulle matrici di transizione: i valori contenuti assunti dagli effetti marginali nella stima relativa alla transizione 2006-2007 sono coerenti con l'efficacia decrescente di queste forme contrattuali nel favorire la transizione al tempo indeterminato, già osservata nelle matrici di transizione annuali dal 2000 al 2007. I regressori relativi al numero complessivo dei rapporti di lavoro, alla loro durata media e al numero delle imprese presso le quali gli individui hanno prestato la propria opera mostrano tutti effetti marginali positivi, invece che il segno negativo atteso. Il valore contenuto di questi effetti marginali mostra che una lunga storia lavorativa pregressa sembra implicare una maggiore probabilità di permanenza in contratti a tempo determinato; questa evidenza non è comunque in grado di sciogliere l'interrogativo se le esperienze lavorative pregresse rappresentino "stepping stones" o "dead ends", ma tenendo conto anche della sequenza delle transizioni annuali, analizzata nel paragrafo precedente, confermano il peggioramento nel tempo della qualità dei percorsi lavorativi di questi individui.

Passando all'analisi degli effetti marginali nella transizione dal macrostato contrattuale a tempo determinato a quello indeterminato (cella D-I) per i regressori risultati significativi in fase di stima, si evidenzia come l'età sia significativa ma il coefficiente abbia un segno positivo atteso estremamente basso; è un risultato che trova conferma nel comportamento molto simile delle due matrici di transizione verso il tempo indeterminato per le coorti di 15-24 e di 25-34 anni, già evidenziato nell'analisi descrittiva. A differenza di quanto rilevato nella transizione D-D, il settore

---

<sup>35</sup> L'analisi econometrica sembra così confermare il risultato ottenuto nell'analisi descrittiva delle matrici di transizione: nel periodo 2000-2007 l'occupazione dei lavoratori dipendenti stranieri regolari ha intercettato segmenti di domanda di lavoro ampi e stabili da parte delle imprese regionali (con l'eccezione degli impieghi agricoli occasionali); cfr. Puggioni (2006).

<sup>36</sup> Tale evenienza diminuisce la probabilità di permanere nella cella D-D di quasi il 13 per cento. L'interpretazione di questo coefficiente non è comunque univoca: da un lato si potrebbe interpretare il coefficiente come indizio della non presenza di un "effetto stigma" nel percorso dei giovani lavoratori e per un giudizio positivo sull'utilizzo di questo strumento da parte delle imprese che attingono giovani disoccupati dalle liste di mobilità, dall'altro potrebbe indicare anche una maggiore fuoriuscita dei giovani coinvolti in episodi di mobilità dal mercato del lavoro; la non univocità dell'interpretazione è dovuta anche al fatto che l'effetto marginale del regressore all'interno dell'analisi della cella D-I non è significativo.

di attività economica dell'impresa incide in misura meno rilevante sulla probabilità dei soggetti di transitare verso il lavoro a tempo indeterminato.

Quasi tutti i regressori di carriera mostrano coefficienti ed effetti marginali significativi<sup>37</sup> ma pressoché nulli. Il valore pressoché nullo dell'effetto marginale del regressore relativo al numero delle imprese "attraversate" dai giovani, suggerisce di nuovo che a una maggiore mobilità tra le imprese non si accompagna una qualità più elevata delle carriere contrattuali.<sup>38</sup>

I risultati ottenuti dall'analisi dei regressori di carriera nelle due transizioni D-D e D-I confermano la natura markoviana del processo alla base del fenomeno descritto. Per l'analisi dei percorsi lavorativi dei giovani dipendenti in Friuli Venezia Giulia si è infatti adottato un modello a catena di Markov, scegliendo come variabile di stato lo stato contrattuale prevalente nell'anno di osservazione. Il modello teorico assume come vera la proprietà di Markov, cioè che la probabilità di transizione da uno stato all'altro dipenda esclusivamente dallo stato di partenza della transizione e non dal percorso tra stati per raggiungerlo. L'ipotesi, molto forte, è verificabile con opportuni test statistici che confrontano la  $p_{jk}$ , cioè la  $\text{Prob}(x_t=k | x_{t-1}=j)$ , con l'insieme delle  $p_{ijk}$ , cioè delle  $\text{Prob}(x_t=k | x_{t-2}=i, x_{t-1}=j)$ , probabilità di transizione ottenute variando la sequenza di stati che precedono quello di partenza della transizione in esame. Il test statistico proposto (Anderson e Goodman, 1957) evidenzia che l'ipotesi di markovianità deve essere rigettata, risultando una certa dipendenza dal percorso precedente. Effettuando un'analisi della dispersione delle  $p_{ijk}$  attorno al valore centrale  $p_{jk}$  si osserva, però, che la dispersione non è elevata e quindi la dipendenza dal percorso risulta essere piuttosto debole (si potrebbe quindi parlare di Markovianità "debole"), come confermato dalla scarsa rilevanza dei regressori di carriera lavorativa, emersa nell'esercizio econometrico proposto.<sup>39</sup>

## 6. Conclusioni

L'analisi ha considerato l'evoluzione dei rapporti contrattuali nel settore privato nella regione Friuli Venezia Giulia nel periodo 2000-2007. Le nuove tipologie contrattuali in Italia hanno complessivamente favorito la crescita dell'occupazione, ma al contempo si sono riflesse in un aumento dei percorsi lavorativi precari. In Friuli Venezia Giulia il deterioramento della qualità dei percorsi lavorativi non si è accompagnato a una crescita significativa dell'occupazione giovanile, perché il mercato del lavoro si caratterizzava, anche prima delle riforme, da livelli prossimi alla piena occupazione, anche per i giovani, e da un'elevata mobilità dei lavoratori tra le imprese.

L'analisi descrittiva sulle matrici di transizione annuali e l'esercizio econometrico evidenziano il peggioramento della qualità dei percorsi contrattuali dei giovani lavoratori dipendenti in Friuli Venezia Giulia dal 2000 al 2007, dopo l'introduzione a livello nazionale del regime contrattuale *two tier*. Le stime delle matrici di transizione mostrano che la probabilità di passare a forme contrattuali a tempo indeterminato è diminuita sensibilmente anno dopo anno,

<sup>37</sup> Le eccezioni sono rappresentate dalla stima del coefficiente del numero complessivo di rapporti di lavoro e da quella dell'effetto marginale della loro durata media.

<sup>38</sup> Le regressioni probit ausiliarie per l'analisi della permanenza nel lavoro interinale e per il passaggio al lavoro a tempo indeterminato (transizioni N-N e N-I rispettivamente) mostrano risultati non dissimili da quelli esposti per le transizioni dai contratti a tempo determinato. Per gli oltre 2.800 lavoratori interinali nel 2006 si osserva che l'incremento dell'età aumenta la probabilità di transitare al lavoro a tempo indeterminato in misura contenuta e senza particolari differenze in base al genere. Le dummies settoriali sono tutte non significative, così come il numero delle imprese presso le quali i lavoratori sono transitati. Tra i regressori di carriera, all'aumento del numero complessivo di rapporti di lavoro e della loro durata corrisponde una debole riduzione della probabilità di transito al tempo indeterminato. La covariata relativa alla qualifica, a differenza di quanto osservato nella stima multinomial probit relativa allo stato di partenza a tempo determinato, è significativa sia nella transizione N-N che in quella N-I: per i lavoratori qualificati la probabilità di permanenza nel lavoro interinale ad un anno diminuisce di quasi il 10 per cento.

<sup>39</sup> Cfr. l'appendice 4 per un'esposizione formale del test sull'ipotesi di Markovianità.

mentre la probabilità di rimanere “intrappolati” in un contratto temporaneo è progressivamente aumentata, suggerendo che le occasioni di lavoro a tempo determinato sono diventate sempre più spesso delle “trappole” (*dead ends*) piuttosto che occasioni per migliorare la qualità del proprio percorso lavorativo e di vita (*stepping stones*).

L’analisi di regressione mostra che le caratteristiche individuali e di percorso lavorativo hanno un peso limitato nello spiegare le transizioni verso l’occupazione stabile. Tra i regressori d’impresa assumono significato solo alcune variabili dummy settoriali. Lo scarso peso delle covariate relative alla carriera dei giovani lavoratori trova conferma nell’analisi di markovianità.

La qualità dei percorsi di carriera è dunque peggiorata sensibilmente rispetto a quella delle generazioni dei lavoratori “pre-1997”.

### BIBLIOGRAFIA

- Anastasia B., Disarò M. e Maurizio D. (2004), “Occupati stabili, mobili temporanei in Veneto: misure di consistenza e di “lock-in””, *Veneto Lavoro, I Tartufi*, n. 16.
- Anderson T.W. e Goodman L.A. (1957), “Statistical Inference About Markov Chains”, *Annals of Mathematical Statistics*, Vol. 28, pp. 89-110.
- Banca d’Italia (2009), *Relazione sul 2008*, Roma.
- Barbieri G e Sestito P. (2008), “Temporary Workers in Italy: Who Are They and Where They End Up”, *Labour*, Vol.22, Fasc. 1, pp. 127-166.
- Bertazzon L., Rasera M. e Trevisan E. (2007), “I contratti a tempo”, in *Veneto Lavoro (a cura di), Il mercato del lavoro nel Veneto. Tendenze e politiche. Rapporto 2007*, Venezia.
- Blanchard O.J. e Diamond P. (1990), “The Cyclical Behavior of Gross Flows of Workers in the United States”, *Brooking Papers of Economic Activity*, n. 2, pp. 85-155.
- Boeri T. (1996), “La rigidità flessibile del mercato del lavoro italiano”, *Lavoro e relazioni industriali*, n. 3, luglio-settembre.
- (2009), *La crisi non è uguale per tutti*, Milano, Rizzoli.
- Boeri T. e van Ours J. (2008), *The Economics of Imperfect Labor Markets*, Princeton (NJ), Princeton University Press.
- Boeri T. e Garibaldi P. (2009), “Beyond Eurosclerosis”, *Economic Policy*, luglio, pp. 409-61.
- Booth A.L., Francesconi M. e Frank J. (2002), “Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?”, *The Economic Journal*, vol. 112 (giugno), pp. 189-213.
- Brandolini A., Casadio P, Cipollone P., Magnani M., Rosolia A. e Torrini R. (2006), “Employment Growth in Italy in the 1990s: Institutional Arrangements and Market Forces”, in Acocella N. e Leoni R. (a cura di), *Social Pacts, Employment and Growth: A reappraisal of Ezio Tarantelli’s thought*, Berlino, Springer Verlag.
- CNEL (2008), *Rapporto sul mercato del lavoro 2007*, Consiglio nazionale dell’Economia e del Lavoro, Roma.
- Contini B. e Trivellato U. (a cura di) (2005), *Eppur si muove. Dinamiche e persistenze nel mercato del lavoro italiano*, Bologna, Il Mulino.
- Commissione Europea (2001), *Employment and Social Policies: a Framework for Investing in Quality*, 20 giugno 2001, Bruxelles, [http:// ec.europa.eu/ employment\\_ social/news/ 2001/ sep/ quality\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/employment_social/news/2001/sep/quality_en.pdf).

- De Angelini A. (2004), “La mobilità dei lavoratori in Veneto dal 1993 al 2003. Un confronto fra le misure effettuate su dati Rtl e le misure effettuate su dati Netlabor”, Veneto Lavoro, *I Tartufi*, n. 17.
- De Angelini A. e Giraldo A. (2003), “La mobilità dei lavoratori nel Veneto. Confronto fra misure su dati RTFL e su dati Netlabor”, Università degli Studi di Padova, Dipartimento di Scienze Statistiche, *Working paper n. 61*.
- Fabrizi E. e Mussida C. (2009), “The Determinants of Labour Market Transitions”, *Giornale degli economisti e annali di economia*, Vol. 68, n. 2 (luglio), pp. 233-65.
- Freeman R. e Wise D. (a cura di) (1982), *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences*, Chicago, University of Chicago Press.
- Fubini L. (2004), *Isteresi e teoria del disequilibrio: il caso italiano*, Paper presentato alla XIX Conferenza dell’Associazione Italiana Economisti del Lavoro AIEL, Modena.
- Gallino L. (2007); *Il lavoro non è una merce. Contro la flessibilità*, Bari, Laterza.
- Ghignoni E. (2007), “Education, Training and Probability of Transition to Permanent Employment in the Italian Regional Labour Market”, *Rivista Italiana degli Economisti*, a. XII, n. 1 (aprile), pp. 79-124.
- Istat (2004), *Rapporto annuale. La situazione del Paese nel 2003*, Capitolo IV, Dinamiche dell’occupazione, qualità del lavoro e comportamenti individuali, Roma.
- Iuzzolino G. e Menon C. (2010), *Le agglomerazioni industriali del Nord Est: segnali di discontinuità negli anni duemila*, in questo volume pp. .
- Keane M.P. (1992), “A Note on Identification in the Multinomial Probit Model”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 10, n. 2, pp. 193-200.
- Lamelas M. e Rodano G. (2005), “Regolazione e mercato del lavoro. Un appraisal della “legge Biagi”, *Politica economica*, n. 1, pp 131-64.
- Lazear P.E. e Shaw K.L. (2007), *Wage Structure, Raises and Mobility: International Comparisons of the Structure of Wages within and across Firms*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 13654, Cambridge, MA.
- Livi Bacci M. e De Santis G. (2007), “Le prerogative perdute dei giovani”, *Il Mulino*, n. 3, pp. 472-81.
- Martin J.P. , Evans J.M. e Franz W. (1984), “Youth Labour Market Dynamics and Unemployment: an Overview”, in Martin J.P. (a cura di), *The Nature of Youth Employment*, Parigi, OCSE.
- Ministero del Lavoro e della Previdenza Sociale (2006), *Il Campione Longitudinale degli Attivi e dei Pensionati (CLAP): aggiornamento della base dati e sviluppi futuri*, maggio, Roma. 2006.
- OECD (2006), *OECD Employment Outlook 2006*, Parigi, OECD.
- OECD (2008), *OECD Employment Outlook 2008*, Parigi, OECD.
- Pirrone S. e Sestito P. (2006), *Disoccupati in Italia. Tra Stato, Regioni e cacciatori di teste*, Bologna, Il Mulino.
- Puggioni A. (2006), “Le migrazioni dall’Europa orientale e il mercato del lavoro del Friuli Venezia Giulia: alcune statistiche descrittive su dati amministrativi Netlabor”, *Est-Ovest*, n. 6, pp. 91-129.

- Rasera M. (2007), "Lavorare a tempo", presentazione de "Il mercato del lavoro nel Veneto. Tendenze e politiche. Rapporto 2007", Vicenza 29 giugno 2007.
- Rosolia A. e Torrini R. (2007), "The Generation Gap: Relative Earnings of Young and Old Workers in Italy", Banca d'Italia, *Temi di discussione*, n. 639.
- Saint-Paul G. (1993), "On the Political Economy of Labor Market Flexibility", CEPR, *CEPR Discussion Papers*, n. 803.
- Saint-Paul G. (2000), *The Political Economy of Labor Market Institutions*, Oxford, Oxford University Press.
- Simeoni C. (2006), "Una proposta di lettura dei dati Netlabor: pulizia del data base ed analisi descrittiva dei movimenti di assunzione", in Agenzia regionale del lavoro della Regione Autonoma Friuli Venezia Giulia, *Il mercato del lavoro nel Friuli Venezia Giulia, Rapporto 2006*, pp. 307-16, Milano, Franco Angeli.
- Tarantelli E. (1986), *Economia politica del lavoro*, Torino, Utet.
- Tattara G. e Valentini M. (2005), "La mobilità dei lavoratori nell'industria del Veneto: dinamica di lungo periodo e aspetti differenziali", in Contini B. e Trivellato U. (a cura di) (2005), pp. 237-270.
- (2006), "Labour Market Segmentation, Flexibility and Precariousness in the Italian North East", Università Ca' Foscari, Dipartimento di Scienze Economiche, Venezia, *Studi sull'Economia Veneta*, n. 3.
- (2008), *Long-run Labour Mobility in Veneto Manufacturing*, Università di Monaco di Baviera, MPRA Paper n. 11002.
- Train K.E. (2003), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge (UK), Cambridge University Press.
- Vaona A. (2003), "Aspetti regionali della disoccupazione in Italia negli anni '80 e '90", *Rivista economica del mezzogiorno*, anno XVII, pp. 87-121.

## APPENDICE 1

L'Agenzia regionale del lavoro della Regione Autonoma Friuli Venezia Giulia ha fornito due dataset, relativi agli avviamenti e alle cessazioni dal lavoro dipendente privato in Friuli Venezia Giulia tra il 1° gennaio 2000 e il 31 dicembre 2007 (1,17 e 1,03 milioni di record rispettivamente). La costruzione del dataset con i percorsi contrattuali di 473 mila individui, a partire dalle due basi dati elementari, è stata preceduta da significative operazioni di pulizia dei dati amministrativi, verificando, per ogni codice identificativo del lavoratore:

- la tipologia contrattuale del rapporto di lavoro in base alla codifica ministeriale nei record degli avviamenti e delle cessazioni, successivamente raggruppati in macrogruppi contrattuali;
- la congruenza logica della sequenza degli avviamenti e delle cessazioni dei rapporti di lavoro (eliminazione dei record con data di avviamento successiva a quella di cessazione presso la stessa azienda; i rapporti di lavoro in corso alla fine del periodo di osservazione sono stati fatti convenzionalmente cessare al 31 dicembre 2007, attuando il troncamento a destra);
- l'identità del tipo di rapporto di lavoro assegnato in fase di avviamento e di cessazione.

Per ogni individuo e per ogni rapporto di lavoro è stata quindi verificata la coerenza dei dati relativi all'impresa di appartenenza del lavoratore (codice fiscale e classificazione Ateco dell'azienda), integrando e correggendo i dati con quelli presenti nelle basi dati Cebil e Cerved.

Al termine dei controlli sono state eliminate tutte le carriere contrattuali per le quali l'identificativo del lavoratore, quello dell'azienda e la sua classificazione Ateco, la data di avviamento e quella di cessazione e la tipologia contrattuale registrata non erano correttamente determinate.

Per gli individui rimanenti è stato attuato un merge con la base dati amministrativa, anch'essa dell'Agenzia regionale del lavoro della Regione Autonoma Friuli Venezia Giulia comprendente gli ingressi in mobilità nel periodo compreso tra il 1° gennaio 1998 e il 31 dicembre 2006.

Si forniscono alcune statistiche descrittive sui dati elementari – gli avviamenti – sui quali sono state costruite le carriere contrattuali e le matrici di transizione:

**Distribuzione degli avviamenti per tipologia contrattuale**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
A	12,9	11,5	10,9	10,1	8,5	7,7	7,1	5,5
D	42,3	42,8	43,1	47,6	51,5	55,1	57,3	61,8
I	40,8	39,3	36,9	32,7	30,8	27,0	23,6	21,2
N	4,0	6,5	9,1	9,7	9,2	10,2	11,9	11,6
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Distribuzione degli avviamenti per classe d'età e tipologia contrattuale**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
<b>15-24 enni</b>								
A	36,2	34,5	33,2	32,5	32,6	30,4	27,6	22,0
D	34,4	34,9	34,3	36,7	39,9	42,8	44,4	49,2
I	24,6	22,7	21,5	18,6	16,2	14,5	12,9	12,1
N	4,9	7,9	11,0	12,2	11,4	12,2	15,1	16,8
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<b>25-34 enni</b>								
A	4,2	3,4	3,7	3,2	1,1	1,2	2,6	2,2
D	44,0	44,0	43,8	49,0	53,9	57,4	59,1	64,1
I	47,2	45,0	41,7	36,5	34,0	29,2	24,8	21,4
N	4,6	7,5	10,7	11,3	11,0	12,1	13,5	12,3
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<b>ultra 34 enni</b>								
A	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0
D	48,0	48,3	49,6	54,4	56,7	60,4	62,6	66,1
I	49,5	47,6	44,5	39,4	37,2	32,3	28,3	25,4
N	2,4	4,0	5,8	6,2	6,1	7,3	9,1	8,5
Totale	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**APPENDICE 2**

Prendendo spunto dal contributo di Blanchard e Diamond (1990), si mostra la relazione tra gross worker turnover (gwt) e durata media ( $\tau_{\text{media}}$ ) in steady state:

- 1) Il gwt nel periodo T è la somma degli avviamenti A(T) e cessazioni C(T) osservati nel periodo rapportata allo stock medio di lavoratori  $N_{\text{medio}}(T)$ :  $GWT(T) = [A(T)+C(T)] / N_{\text{medio}}(T)$ .
- 2) In steady state (per T grande) si può osservare, per ogni rapporto di lavoro, sia l'avviamento che la cessazione, quindi sommando A(T) e C(T) ogni rapporto risulta conteggiato due volte:  $R(T) \equiv [A(T)+C(T)] / 2$
- 3) Definizione del numero di rapporti del lavoratore medio:  $R_{\text{medio}}(T) = R(T) / N_{\text{medio}}(T)$

- 4) La durata media  $\tau_{media}$  di un rapporto su un periodo di osservazione T si può definire attraverso il numero di rapporti del lavoratore medio  $R_{medio}(T)$  osservati nello stesso periodo:  $\tau_{media}(T) = T / R_{medio}(T)$

Inserendo la definizione 3) nella 4) si ottiene la relazione :

$$5) R(T) = N_{medio}(T) \cdot T / \tau_{media}(T)$$

Finalmente dalle 1) , 2) e 5) si ottiene la relazione fra GWT e la durata media  $\tau_{media}$  :

$$6) GWT = [A+C] / N_{medio} \cong [2 \cdot R] / N_{medio} = 2 \cdot T / \tau_{media}$$

La relazione può essere scritta anche come

$$\tau_{media} / T \cong 2 / GWT$$

dove  $\tau_{media} / T$  è la durata media dei rapporti di lavoro espressa in frazioni d'anno se il GWT è calcolato considerando un anno come periodo di osservazione (nell'esercizio proposto gli avviamenti  $A(T)$  e le cessazioni  $C(T)$  sono flussi annui).

### APPENDICE 3

Descrizione dei regressori nella stima econometrica.

#### I regressori individuali.

- cittadinanza: (dummy\_ita): assume il valore uno se l'individuo è italiano, con l'avvertenza che nell'assegnazione del valore alla dummy cittadinanza, sono considerati "stranieri" anche i giovani stranieri che nell'arco degli otto anni considerati abbiano eventualmente ottenuto la cittadinanza italiana.
- età (eta): è una variabile continua. L'età è calcolata avendo come riferimento il giorno centrale dell'anno (30 giugno 2006).
- sesso (d\_sex): dummy che assume valore 1 se maschio.

#### I regressori d'impresa.

Per i regressori d'impresa, qualora, nell'anno di osservazione il lavoratore abbia prestato la propria attività presso più di un'impresa, si è imposta la necessità di selezionare quella rappresentativa in base al criterio della prevalenza temporale. La numerosità delle imprese attraverso le quali è transitato il lavoratore è comunque catturata dall'apposito regressore di carriera. Nei casi nei quali l'individuo abbia lavorato in via prevalente per lo stesso numero di giorni presso più di un'impresa è stato assegnato a quella con la partita IVA più bassa, ipotizzando una preferenza per le imprese a struttura giuridica più complessa.

Per ogni lavoratore e per ogni anno di osservazione, la selezione dell'"impresa rappresentativa" definisce univocamente i due regressori d'impresa proposti:

- dimensione d'impresa (dimdip): variabile continua contenente il numero medio dei dipendenti nell'impresa rappresentativa dell'anno di riferimento, utilizzando, ove disponibile quello presente nella base dati Cebil-Cerved. Per le imprese minori, dove il dato non è disponibile nella base dati, esso è stato stimato con una stima ausiliaria utilizzando i flussi annuali di avviamenti presso l'impresa, lo stock medio di dipendenti per sezione Ateco e i flussi annuali medi per sezione Ateco a livello nazionale, in base al Censimento Istat delle attività produttive del 2001;
- settore di attività: (set di variabili dummy d\_agr, d\_com, d\_cos, d\_iss, d\_ris, d\_srv, d\_alt; nel modello multinomial probit proposto l'alternativa di base è quella relativa agli altri servizi): raggruppamenti di sezioni ateco: agricoltura (sezioni A e B), industria in senso stretto (sezioni C, D, E), costruzioni (sezione F), commercio (sezione G), alberghi e ristoranti (sezione H), servizi alle imprese (sezione K), settori residuali (altre sezioni Ateco).

#### I regressori di carriera o di percorso lavorativo.



Essi comprendono due tipi di regressori: quelli relativi all'anno di osservazione (anno di partenza della transizione) e quelli cumulativi che sintetizzano gli aspetti rilevanti dell'intero percorso lavorativo dell'individuo (2000-2006). Tra questi sono stati considerati:

- numero complessivo dei rapporti di lavoro a partire dal 1° gennaio 2000 o, in alternativa dalla data di primo avviamento rilevata nel dataset fino alla fine del 2006 (yrcum): a differenza del precedente regressore assume come valore minimo quello unitario;
- durata media dei rapporti di lavoro (duratam): è una variabile continua espressa in anni; nel caso in cui un individuo entri nel dataset per la prima volta con una cessazione sono compresi nel calcolo della media anche i rapporti di lavoro avviati anteriormente al 1° gennaio 2000;
- numero dei cambi di macrostato contrattuale cumulati dal 1° gennaio 2000 o dal primo movimento di avviamento nel dataset (yccum): è una misura della variabilità dei tipi contrattuali che caratterizzano l'intero percorso lavorativo;
- numero di imprese (f\_to): numero di imprese presso le quali l'individuo ha lavorato dal 1° gennaio 2000 o dalla data del primo avviamento fino alla fine del 2006;
- qualifica (d\_qua): è una variabile dummy che assegna al lavoratore la qualifica prevalente nel corso dell'anno (è l'unico regressore di carriera per il quale è stato necessario procedere al "collassamento", con l'usuale criterio della prevalenza temporale). Sono considerati non qualificati (dummy con valore nullo) i lavoratori avviati con le seguenti qualifiche: generico, apprendista, formazione e lavoro e senza esperienza professionale pregressa, in base alle codifiche dei centri provinciali per l'impiego, qualificati altrimenti;
- mobilità (d\_mob): variabile dummy che assume il valore unitario se il lavoratore è entrato almeno una volta in mobilità nel periodo compreso tra il 1° gennaio 1998 e la fine del 2006. Per la costruzione di questo regressore è stato effettuato un merge con una seconda base dati amministrativa dell'Agenzia regionale del lavoro comprendente gli ingressi in mobilità nel periodo considerato.

## APPENDICE 4

### Test sull'ipotesi di Markovianità del primo ordine.

Il test sull'ipotesi di Markovianità (di primo ordine) verifica l'ipotesi:

$$H_0: p(x_t=k | x_{t-1}=j) = p(x_t=k | x_{t-2}=i, x_{t-1}=j)$$

Si effettua un test per lo stato  $j$ -mo di partenza:  $\chi^2_j = \sum_{i,k} n_{ij} (p_{ijk} - p_{jk})^2 / p_{jk}$  con  $DF=(N-1)^2$  e un Test totale:  $\chi^2 = \sum_j \chi^2_j$  con  $DF=N(N-1)^2$  (si tratta di un test di Pearson modificato, proposto da Anderson e Goodman (1957)).

Nell'esercizio su tutte le matrici di transizione ad un anno la  $H_0$  è sempre rigettata (con  $p$ -value < 0.01). Le probabilità di transizione non dipendono esclusivamente dallo stato di partenza  $x_{t-1}=j$ , anche se questa dipendenza è abbastanza forte, vista la bassa dispersione delle  $p_{ijk}$  attorno al valore  $p_{jk}$ . Gli indici di dispersione delle  $p_{ijk}$  attorno alle  $p_{jk}$  possono essere interpretati come indicatori del grado di dipendenza Markoviana, in particolare la dispersione è stata misurata secondo due norme:

dispersione attorno a  $p_{jk}$  in norma 1 :  $D^1_{jk} = \sum_i w_i |p_{ijk} - p_{jk}|$

dispersione attorno a  $p_{jk}$  in norma 2 :  $D^2_{jk} = \sqrt{\sum_i w_i (p_{ijk} - p_{jk})^2}$

dove i pesi  $w_i$  sommano a 1 e danno la corretta rilevanza alla transizione  $i \rightarrow j$ .

Per entrambe le transizioni annuali dal 2006 al 2007 esaminate (da D a D e da D a I) gli indici  $D^1$  e  $D^2$  indicano una dispersione modesta:  $D^1$  risulta valere circa il 5 per cento mentre  $D^2$  circa il 12 per cento.

## TAVOLE

## Tavola A.1

**Numero di individui per anno e macrostato di partenza (giovani 15-34 anni)**  
(unità)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
<b>A</b>	16.078	16.980	17.574	17.405	15.630	13.465	13.371
<b>D</b>	15.573	15.362	14.997	16.363	18.335	20.312	24.680
<b>I</b>	58.129	62.105	66.046	66.582	66.164	64.793	62.032
<b>N</b>	784	1.062	1.122	1.468	2.077	2.298	2.838

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Matrice di transizione 2000-2001**

(valori percentuali)

da a	A	D	I	N	U
<b>A</b>	61,2	4,5	8,9	0,2	25,2
<b>D</b>	3,8	34,1	18,9	0,5	42,7
<b>I</b>	1,6	3,8	77,4	0,2	17,0
<b>N</b>	6,0	17,9	16,6	13,1	46,4

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Matrice di transizione 2001-2002**

(valori percentuali)

da a	A	D	I	N	U
<b>A</b>	60,4	2,5	11,5	0,2	25,4
<b>D</b>	3,6	39,2	17,7	0,6	38,9
<b>I</b>	1,6	2,9	79,5	0,1	15,9
<b>N</b>	7,7	17,4	19,3	11,6	44,0

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Matrice di transizione 2002-2003**

(valori percentuali)

da a	A	D	I	N	U
<b>A</b>	59,4	2,6	11,0	0,3	26,8
<b>D</b>	2,7	41,2	16,1	0,7	39,2
<b>I</b>	1,1	3,1	79,0	0,2	16,6
<b>N</b>	6,2	13,4	16,2	23,9	40,3

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Matrice di transizione 2003-2004**  
(valori percentuali)

<b>da a</b>	<b>A</b>	<b>D</b>	<b>I</b>	<b>N</b>	<b>U</b>
<b>A</b>	57,7	3,0	10,2	0,4	28,8
<b>D</b>	2,0	44,3	13,5	0,7	39,5
<b>I</b>	0,7	3,7	79,5	0,2	15,8
<b>N</b>	4,3	13,0	11,4	46,0	25,3

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Matrice di transizione 2004-2005**  
(valori percentuali)

<b>da a</b>	<b>A</b>	<b>D</b>	<b>I</b>	<b>N</b>	<b>U</b>
<b>A</b>	57,0	3,4	9,0	0,3	30,3
<b>D</b>	1,2	47,4	11,5	1,0	38,9
<b>I</b>	0,5	3,6	80,1	0,2	15,7
<b>N</b>	2,6	9,4	10,0	53,0	25,0

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Matrice di transizione 2005-2006**  
(valori percentuali)

<b>da a</b>	<b>A</b>	<b>D</b>	<b>I</b>	<b>N</b>	<b>U</b>
<b>A</b>	60,6	3,5	6,6	0,4	28,9
<b>D</b>	1,6	49,3	9,7	0,7	38,6
<b>I</b>	0,6	4,2	78,9	0,3	16,1
<b>N</b>	2,0	9,3	8,5	62,2	18,0

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

**Matrice di transizione 2006-2007**  
(valori percentuali)

<b>da a</b>	<b>A</b>	<b>D</b>	<b>I</b>	<b>N</b>	<b>U</b>
<b>A</b>	63,2	4,7	4,3	0,6	27,3
<b>D</b>	1,6	49,5	7,1	0,9	40,9
<b>I</b>	0,6	5,1	76,4	0,4	17,5
<b>N</b>	2,6	9,1	7,3	65,5	15,6

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor

## Tavola A.2

**Statistiche descrittive sui regressori nella stima multinomial probit delle transizioni dallo stato contrattuale prevalente a tempo determinato 2006-2007 per i giovani 15-34 anni**  
(unità)

Variabili	Media campionaria (fraz. di 1)	Deviazione standard
dummy_ita	(0,795)	0,40
eta	29,03	5,48
d_sex	(0,490)	0,49
dimdip	446,45	
	mediana: 14,5	1671,42
d_AGR	(0,166)	0,37
d_COM	(0,090)	0,29
d_COS	(0,040)	0,20
d_ISS	(0,262)	0,44
d_RIS	(0,086)	0,28
d_SRV	(0,104)	0,31
d_ALT	(0,252)	0,32
yr cum	4,69	6,38
duratam	0,95	1,25
yccum	2,35	2,02
f_to	2,71	2,10
d_mob	(0,083)	0,28
d_qua	(0,561)	0,50

Fonte: nostre elaborazioni su dati Netlabor. Numero di osservazioni: 24.671.

**Transizioni dallo stato contrattuale prevalente a tempo determinato 2006-2007 per i giovani 15-34 anni**  
*(stime multinomial probit – coefficienti ed effetti marginali)*

	transizione D-D				transizione D-I				transizione D-F			
	coeff.	err. std.	eff.marg.	stat. z	coeff.	err. std.	eff.marg.	stat. z	coeff.	err. std.	eff.marg.	stat. z
<i>dummy_ita</i>	0,209	0,033 (***)	0,050	6,45 (***)	0,035	0,045 ( )	-0,007	-1,57 ( )	0,113	0,065 ( *)	0,001	0,29 ( )
<i>eta</i>	0,007	0,002 (***)	0,002	4,27 (***)	0,020	0,003 (***)	0,002	6,36 (***)	-0,087	0,005 (***)	-0,004	-15,44 (***)
<i>d_sex</i>	-0,156	0,026 (***)	-0,037	-6,05 (***)	0,034	0,036 ( )	0,012	3,53 (***)	-0,264	0,052 (***)	-0,008	-3,99 (***)
<i>dindip</i>	0,000	0,000 (***)	0,000	11,06 (***)	0,000	0,000 (***)	-0,000	-1,01 ( )	0,000	0,000 (***)	0,000	0,24 ( )
<i>d_AGR</i>	1,675	0,049 (***)	0,392	37,47 (***)	0,468	0,079 (***)	-0,036	-5,03 (***)	1,101	0,101 (***)	0,012	3,42 (***)
<i>d_COM</i>	-0,737	0,046 (***)	-0,185	-17,11 (***)	-0,169	0,064 (***)	0,016	2,74 (***)	0,165	0,090 ( *)	0,020	5,82 (***)
<i>d_COS</i>	-0,862	0,068 (***)	-0,219	-13,50 (***)	-0,034	0,084 ( )	0,038	4,72 (***)	-0,116	0,144 ( )	0,010	1,86 ( *)
<i>d_ISS</i>	-0,549	0,035 (***)	-0,138	-16,93 (***)	-0,121	0,049 ( **)	0,013	2,73 (***)	0,116	0,077 ( )	0,015	4,96 (***)
<i>d_RIS</i>	-0,317	0,046 (***)	-0,081	-7,37 (***)	0,006	0,066 ( )	0,016	2,51 ( **)	-0,052	0,106 ( )	0,003	0,82 ( )
<i>d_SRV</i>	-0,388	0,043 (***)	-0,117	-11,63 (***)	0,263	0,057 (***)	0,044	8,09 (***)	0,274	0,090 (***)	0,016	4,67 (***)
<i>yr cum</i>	0,012	0,002 (***)	0,004	7,00 (***)	-0,010	0,006 ( *)	-0,001	-2,36 ( **)	-0,042	0,011 (***)	-0,002	-3,86 (***)
<i>duratam</i>	0,105	0,011 (***)	0,027	10,05 (***)	0,051	0,016 (***)	0,001	0,66 ( )	-0,138	0,046 (***)	-0,008	-4,18 (***)
<i>yccum</i>	-0,085	0,010 (***)	-0,027	-11,62 (***)	0,050	0,012 (***)	0,009	7,30 (***)	0,124	0,019 (***)	0,006	8,06 (***)
<i>f_to</i>	0,080	0,010 (***)	0,016	7,29 (***)	0,070	0,012 (***)	0,003	2,55 ( **)	0,087	0,017 (***)	0,002	2,66 (***)
<i>d_mob</i>	-0,570	0,046 (***)	-0,121	-10,84 (***)	-0,281	0,059 (***)	0,002	0,31 ( )	-0,716	0,139 (***)	-0,017	-3,14 (***)
<i>costante</i>	-0,212	0,081 (***)			-2,191	0,115 (***)			0,091	0,168 ( )		

Fonte: elaborazioni su dati Netlabor; errore robusto standard dei coefficienti stimati e statistica z delle stime degli effetti marginali: \* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo all'1%; alternativa di base la transizione DU.



