

## XXXIV CONFERENZA ITALIANA DI SCIENZE REGIONALI

### IL LIMBO TRA LAUREA E IL PRIMO LAVORO: SCIENZA E TECNOLOGIA LO ACCORCIANO? IL CASO DELL'UNIVERSITÀ DI TRIESTE

Laura CHIES<sup>1</sup>, Achille PUGGIONI<sup>2</sup>, Roberto STOK<sup>3</sup>

#### SOMMARIO

L'inserimento dei laureati nel mondo del lavoro è caratterizzato da una crescente instabilità dell'occupazione e da durate medie d'ingresso più elevate rispetto al resto dei paesi europei. L'obiettivo del presente lavoro è quello di misurare la durata dei percorsi di inserimento dei laureati in materie tecnico-scientifiche rispetto agli altri tipi di lauree, per verificare se vi siano percorsi preferenziali più veloci verso imprese con più elevato grado di innovazione in una regione come il Friuli Venezia Giulia, che presenta tassi di laureati tecnico-scientifici tra i più elevati nel confronto con la media UE a 27 Paesi. L'analisi empirica si divide in due parti. Nella prima un'equazione ridotta della probabilità di transizione stimata con un'equazione di Cox evidenzia quali caratteristiche dei giovani laureati magistrali favoriscano il primo avviamento al lavoro nelle imprese della regione. Nella seconda analisi, per i giovani laureati che hanno avuto almeno un avviamento presso un'impresa regionale, l'analisi di durata mostra quali caratteristiche degli individui e delle imprese favoriscono il matching dei laureati presso le imprese industriali e di servizi suddivise per intensità tecnologica e/o di conoscenza.

---

<sup>1</sup> DEAMS - Università di Trieste, Piazzale Europa 1, 34127 Trieste; email: [laura.chies@econ.units.it](mailto:laura.chies@econ.units.it), corresponding author .

<sup>2</sup> Banca d'Italia – Sede di Trieste, via Cavour 13, 34132 Trieste, email: [achille.puggioni@bancaditalia.it](mailto:achille.puggioni@bancaditalia.it)

<sup>3</sup> Banca d'Italia, via Nazionale 91, 00184, Roma, email: [roberto.stok@bancaditalia.it](mailto:roberto.stok@bancaditalia.it)

# 1 INTRODUZIONE

Per quali motivi è utile soffermare l'attenzione sulla durata della transizione tra formazione terziaria e primo lavoro? Dal punto di vista teorico il tempo che trascorre tra il conseguimento del titolo accademico e il primo lavoro influisce sul rendimento dell'istruzione, sull'obsolescenza del capitale umano accumulato, sulla densità della rete di relazioni tra università e imprese, nonché sulla scelta della tipologia d'istruzione delle generazioni successive. Negli ultimi decenni sia nella generalità dei paesi OCSE che in Italia le coorti di giovani laureati sono diventate più numerose, nonostante l'assottigliarsi delle relative classi di età. In questo contesto la ricerca di un "buon" primo lavoro è diventata più difficile e il limbo tra Università e lavoro si è allungato ovunque in Europa (Salas-Velasco, 2007).

In questo contest, il presente contributo vuole misurare empiricamente quali siano le principali variabili che determinano la durata dell'attesa del primo lavoro. L'obiettivo principale, tuttavia, è quello di comprendere se siano le determinanti individuali a prevalere sull'aumento dei tempi d'attesa o siano, invece, le preferenze per il tipo di percorso scuola-università e le caratteristiche tecnologiche e di conoscenza del sistema economico territoriale a determinare il successo occupazionale dei laureati. L'ampia letteratura che indaga le caratteristiche individuali e che sarà presentata nel prossimo paragrafo, costituisce la base di partenza. A nostro avviso, però, ancora più significativo è il ruolo giocato dal legame persistente e capillare, costituito dall'intensità e dalla qualità del processo di inserimento nella singola impresa di personale laureato, comprendendo meglio alcuni aspetti del matching. Molti lavori empirici hanno dimostrato, ad esempio, che i titoli di laurea tecnico-scientifici sono quelli che garantiscono un più veloce ingresso nel mercato del lavoro. Le imprese con un più elevato grado di innovazione tendono ad assorbire una quota maggiore di laureati, ma non tutte le imprese innovatrici sono uguali, così come non tutti i laureati tecnico-scientifici sono intercambiabili. Le caratteristiche territoriali della struttura produttiva e quelle tecnologiche possono giocare, inoltre, un ruolo fondamentale.

Questo ruolo appare molto debole nel "sistema Italia" se, come è evidente, il nostro Paese si trova costantemente a chiudere le classifiche internazionali sulla capacità innovativa nella produzione e nei servizi. La localizzazione dell'innovazione può fare la differenza, come viene confermato anche dai recenti risultati di Faggian and McCann (2009) per il caso dei laureati inglesi; è proprio il flusso di laureati che permette alle economie locali di rafforzare le attività innovative, incorporandone la base di conoscenze. Schivardi e Torrini (2011) confermano questa tesi, indagando la situazione italiana sull'interazione tra capitale umano e cambiamento strutturale del sistema produttivo negli ultimi due decenni e dimostrano come, una maggiore concentrazione di laureati porti a un più rapido cambiamento strutturale.

Tra i fattori che favoriscono la capacità di innovazione di un sistema economico locale, i legami formali che si costruiscono tra imprese e università svolgono un ruolo molto

importante<sup>4</sup>. Questi legami formali possono essere più o meno forti, a seconda delle forme istituzionali nelle quali si concretizzano: parchi scientifici, spin-off accademici o ancora, rapporti tra le imprese locali e i centri di ricerca nazionali e internazionali presenti sul territorio.<sup>5</sup> Il questo senso i legami formali dell'ateneo di Trieste con il territorio circostante sono piuttosto accentuati e diversificati.

Occorre però sottolineare che, la presenza di molte strutture di raccordo tra ricerca di base e imprese fortemente concentrate nel territorio non è una condizione sufficiente a garantire il superamento del gap innovativo del sistema produttivo nazionale rispetto alla media dei nostri concorrenti internazionali. Nella loro analisi per il caso italiano Bugamelli *et al.* (2012) ben evidenziano le radici del problema riassumibili nella ridotta dimensione d'impresa, scarsa dotazione di capitale umano, soprattutto nelle aree della ricerca e della conduzione d'impresa e nella scarsa capacità di assumersi i rischi dell'innovazione, preferendo alla formazione interna un elevato turnover contrattuale.

Per raggiungere i nostri obiettivi abbiamo organizzato il lavoro in due passi successivi. Nella prima parte concentreremo l'analisi sulle caratteristiche che qualificano le transizioni università-lavoro per i laureati dell'Ateneo di Trieste nel mercato del lavoro regionale, studiando in particolare quali siano i nessi fondamentali che permettono un rapido passaggio al primo impiego dopo la laurea. Allo scopo utilizziamo una base dati amministrativa costituita dall'unione degli archivi dei laureati dell'Università di Trieste e degli avviamenti e cessazioni dell'Osservatorio del Lavoro del Friuli Venezia Giulia, fornitoci dall'ex-Agenzia regionale del Lavoro. I limiti di questo esercizio sono dati: a) dalla dimensione geografica, poiché possiamo contare solo sulle comunicazioni obbligatorie effettuate ai Centri per l'Impiego provinciali dalle imprese con sede legale nel territorio regionale di neolaureati dell'Università di Trieste e b) dal tipo di settore, poiché nel periodo analizzato (2000-2007) le comunicazioni obbligatorie venivano operate solo per i lavoratori dipendenti del settore privato. Il fattore d'interesse è ascrivibile alla possibilità di misurare esattamente la durata che intercorre tra il conseguimento del titolo di laurea magistrale e il primo lavoro ottenuto. A tale scopo è stato utilizzato un modello di durata di Cox con hazard proporzionali (a rischio singolo), per analizzare gli effetti di un insieme di covariate, che descrivono le caratteristiche dei laureati, sulla probabilità di matching con le imprese.

Nella seconda parte l'analisi di durata utilizza anche i regressori di impresa: il modello a rischio singolo è stimato ancora con il modello di Cox e anche in forma parametrica ipotizzando una distribuzione di Weibull. Per considerare separatamente all'interno del

---

<sup>4</sup> Secondo l'analisi di Breschi e Lissoni (2001), uno dei principali canali per la diffusione della conoscenza è costituita proprio dalla mobilità degli individui *highly skilled* nel mercato del lavoro.

<sup>5</sup> In base ad elaborazioni dell'Istat sui dati del Miur, il numero dei laureati in discipline scientifiche e tecnologiche in età compresa tra 20 e 29 anni ogni mille abitanti in Friuli Venezia Giulia dal 1998 al 2009 è passato da 3,9 a 15,5 (valore quest'ultimo lievemente superiore alla media italiana pari a 12,2); l'edizione 2012 del Regional Innovation Scoreboard colloca il Friuli Venezia Giulia insieme a Emilia Romagna, Piemonte, Lombardia e Lazio tra le regioni "Innovation Follower High".

modello di sopravvivenza le diverse forme contrattuali del primo avviamento post laurea è stato utilizzato un modello di Cox con competing risks. In questo modo si riescono ad identificare quali siano i fattori individuali che spiegano il grado di flessibilità contrattuale negli avviamenti dei neolaureati e quali siano le caratteristiche tecnologiche delle imprese che assumono in particolare i laureati con titoli di studio tecnico-scientifici.

Infine si sottolinea che i principali risultati della regressione sono rappresentati da correlazioni che non hanno generalmente un'interpretazione di tipo causale, ma che comunque mettono in luce e misurano alcuni aspetti rilevanti delle relazioni tra sistema produttivo e l'università locale, quale la disseminazione dei propri giovani neolaureati nel sistema economico locale.

## 2 RASSEGNA DELLA LETTERATURA

La transizione università-lavoro è diventata uno dei principali temi di ricerca economica, sia a causa delle trasformazioni subite dai mercati del lavoro interni e internazionali (OECD, 2010), sia a causa dell'omogeneizzazione dei percorsi universitari a livello europeo e internazionale, determinata dal "Bologna Process" (EACEA/Eurydice, 2012). L'Italia emerge tra i paesi avanzati per la sua posizione di retroguardia nelle statistiche sui laureati, sia per la modesta quota di laureati rispetto alla popolazione, che per il minore successo lavorativo, misurato sia in termini di disoccupazione o di successo occupazionale, che di reddito (Allen, Pavlin e van der Velden, 2011; Støren e Arnesen, 2011). Le fonti di dati disponibili usualmente non consentono confronti internazionali del fenomeno, con l'eccezione rappresentata dallo studio CHEERS<sup>6</sup>. Le statistiche descrittive contenute in quel primo studio evidenziavano come la durata della ricerca del primo impiego per gli italiani e per gli spagnoli fosse molto più elevata che negli altri paesi (8,9 e 11,6 mesi rispettivamente, contro una media di 6,2 mesi; i paesi più virtuosi dell'Europa centro-settentrionali mostravano durate pari a circa la metà rispetto a quelle italiane e spagnole; Salas-Velasco, 2007, p. 343, tav. 2).<sup>7</sup> Le analisi sul caso italiano mettono a nudo una situazione critica per i laureati nel mercato del lavoro interno, a causa della scarsa disponibilità di posti di lavoro di elevato contenuto professionale (ipotesi dei *bad jobs*). I numerosi contributi presenti in letteratura hanno analizzato la situazione in momenti successivi alla laurea (solitamente a uno, tre o cinque anni), tra questi i lavori di Staffolani e Sterlacchini (2001) e Brunello e Cappellari (2008) sono di particolare interesse per il nostro studio. La letteratura sui problemi di durata

---

<sup>6</sup> Il progetto CHEERS (*Careers after Higher Education: An European Research Survey*) confrontava gli esiti occupazionali in 11 paesi europei, tra i quali l'Italia, a quattro anni dal conseguimento del titolo della coorte dei laureati nell'anno accademico 1994-1995: il campione, a livello europeo, comprendeva 39.235 questionari compilati.

<sup>7</sup> La metodologia econometrica più appropriata, costituita dalla *survival analysis*, utilizzata nelle analisi di economia del lavoro dal 1972 (Lancaster, 1972). Il lavoro di Salas-Velasco del 2007 è stato il primo ad utilizzare in un'ottica comparativa europea questa classe di modelli.

costituisce, però, la base di partenza per il presente lavoro e questo a partire dal contributo di Santoro e Pisati (1996). Gli autori impiegano un modello di durata a tempo continuo, basato su un campione di studenti laureatisi nel 1990 nelle università dell'Emilia-Romagna. Oltre a considerare gli aspetti temporali, questi autori sostengono che la probabilità di occupazione dopo la laurea dipenda fortemente dal tipo di corso di studio seguito più che da qualsiasi altra variabile (famiglia, tipo di maturità, regione, esperienze di lavoro durante gli studi ed età alla laurea). Essi sostengono che siano i corsi di laurea in economia e ingegneria a diminuire i tempi di transizione al lavoro, molto di più rispetto a quelli giuridici o umanistici. Di tale aspetto si tiene conto anche nell'analisi di Ballarino e Bratti (2009). Gli autori utilizzano quattro indagini Istat sui laureati a 3 anni dalla laurea dal 1995 al 2004, con un modello multilivello (stratificato per sesso, università e corso di laurea) e verificano come il grado di successo nel trovare un impiego stabile rimanga elevato e non cambi nel tempo per i laureati in materie tecnico-scientifiche definite "dure" (Scienze, Chimica, Farmacia, Medicina e Ingegneria), e nelle scienze sociali "dure" (Economia e Statistica) rispetto agli altri corsi di laurea. Essi non trovano tuttavia conferma alla tesi dello *Skill-Biased Technological Change* (SBTC)<sup>8</sup>, poiché gli investimenti in R&S non sono aumentati nel corso degli anni considerati e ritengono, invece, più attendibile l'ipotesi che via sia un'offerta limitata di posti di lavoro ad elevato contenuto di conoscenza rispetto alla domanda presente nel territorio. Una caratteristica ulteriore che rallenta un rapido matching nel mercato del lavoro è il brillante voto di laurea (Santoro e Pisati, 1996; Signorelli e Sciulli, 2011) a causa delle più elevate aspettative rispetto al tipo di occupazione o per il desiderio di proseguire nel percorso di studi. Nello stesso senso sono interpretabili i risultati di Pozzoli (2009), che utilizzando l'indagine ISTAT del 2004 relativa ai laureati del 2001, conferma la maggiore selettività dei laureati sulle offerte di lavoro nel primo periodo. L'effetto "*choosy*" si allenta con l'aumentare del periodo di disoccupazione. Per il timore di vedere sfumare le opportunità di lavoro i laureati più bravi accettano con maggiore facilità posti di lavoro meno prestigiosi. A differenza dei lavori precedenti Biggeri *et al.* (2001) che utilizzano l'indagine Istat 1995 sui laureati nel 1992 per la stima di un modello a tre livelli (individuo, corso di laurea e università) di durata a tempo discreto, osservano che il voto di laurea ha un effetto positivo sulla probabilità di occupazione, ma poco significativo, mentre quello ottenuto alla maturità ha effetto e peso diversificato a seconda della tipologia di istituto superiore frequentato<sup>9</sup>.

Per quanto riguarda l'effetto dell'esperienza maturata con impieghi antecedenti il conseguimento del titolo accademico, Ballarino e Bratti (2009) in accordo con studi

---

<sup>8</sup> Come numerose analisi empiriche hanno dimostrato per diversi paesi europei e per gli Stati Uniti, esiste una correlazione positiva tra ICT e loro impatto sulla domanda di lavoro qualificato (Violante, 2008).

<sup>9</sup> Si veda su questo punto anche Santoro e Pisati (1996), Pozzoli (2009), Markovec (2006), Brunello e Capellari (2008). I risultati ottenuti presentano risultati diversificati, per cui non si riesce a comprendere chiaramente l'effetto sulla probabilità di occupazione.

precedenti (Brunello e Capellari, 2008; Markovec, 2006; Pozzoli, 2009) sottolineano l'effetto negativo esercitato sulla probabilità di transizione verso nuove occupazioni.

Ballarino e Bratti (2009) dimostrano anche che tra il 1995 e il 2004 le opportunità di lavoro a tempo determinato aumentano rispetto agli altri tipi di contratto, rilevando una maggiore disponibilità dei laureati in corsi di laurea "soft" socio-umanistici ad accettare contratti di lavoro atipici con più bassi profili retributivi e una più elevata capacità di adattamento alle nuove condizioni vigenti nel mercato del lavoro, rafforzando così il processo di avviamento al lavoro. Un risultato interessante su questo punto è presente nel lavoro di Pozzoli (2009), il quale considera separatamente i contratti di lavoro a termine da quelli a tempo indeterminato e verifica che solo nei secondi i regressori regionali, familiari e di genere sono significativi nello spiegare il tasso di associazione al lavoro. In questo caso le caratteristiche individuali si sommerebbero a quelle del tipo di corso di laurea nell'aumentare la probabilità di matching, così come sostenuto anche in Ballarino e Bratti (2009).

La tipologia del corso di laurea viene associata all'aspetto territoriale nell'analisi di Biggeri *et al.* (2001) per verificare l'importanza dell'effetto delle istituzioni universitarie sulle opportunità di lavoro. I principali risultati ottenuti rilevano come le università del Nord ottengano gli effetti migliori in termini occupazionali, i maschi abbiano maggiori opportunità delle femmine soprattutto al Sud e più pronunciata per i laureati con voti di laurea bassi, inoltre la probabilità di ottenere il primo lavoro è decrescente nel tempo. I risultati di questi autori sono in linea con quelli di Pozzoli (2009) per quanto riguarda l'effetto negativo di alcune covariate, quali abitare al Centro o nel Meridione, l'aumento dell'età alla laurea, il genere femminile, un titolo in scienze sociali o umanistiche, come già precedentemente sottolineato e l'avere genitori con titoli di studio molto limitati.

Le analisi fin qui presentate si concentrano sulle transizioni università-lavoro di laureati nel "vecchio ordinamento"<sup>10</sup>. Meno numerose sono gli studi comparati con la probabilità di occupazione dei laureati dopo l'applicazione del processo di Bologna. I divari osservati nel successo lavorativo possono dipendere anche dall'eterogeneità non osservata tra i laureati di livello diverso (triennali versus magistrali), che induce effetti importanti sul tempo di attesa del primo lavoro (Pozzoli, 2009; Sciulli e Signorelli, 2011; Lombardo *et al.*, 2012). L'analisi di Sciulli e Signorelli (2011) è uno dei primi tentativi in questa direzione. Gli autori mettono in evidenza come vi sia un'ampia letteratura sui cambiamenti indotti dal processo di Bologna e come il quadro di analisi delle transizioni università-lavoro si sia ulteriormente complicato con la diffusione del "3+2". Gli autori utilizzano per la loro analisi una metodologia simile a quella adottata nel nostro lavoro, impiegando i dati amministrativi dell'università di Perugia e

---

<sup>10</sup> Per laurea "vecchio ordinamento" si intende comunemente il percorso di studi precedente ai decreti del Ministro dell'università e della ricerca scientifica e tecnologica emanati in attuazione dell'articolo 17, comma 95 della legge 127/1997. Si tratta in particolare del DM 509/1999 (lauree specialistiche di secondo livello), rivisto con il DM 270/2004 (lauree magistrali di secondo livello). La laurea di vecchio ordinamento poteva essere conseguita al termine di un ciclo di studi della durata di quattro, cinque o sei anni, a seconda della disciplina studiata.

del Centro per l'impiego provinciale, per comprendere i cambiamenti intercorsi tra il 2004 e il 2009 nell'avviamento al lavoro dei laureati con titoli accademici del vecchio ordinamento e quelle triennali e specialistiche/magistrali o a ciclo unico del nuovo ordinamento. I risultati ottenuti dagli autori mettono in evidenza come la tipologia del titolo sia determinante nel successo all'occupazione e come un laureato con titolo di laurea triennale abbia maggiori difficoltà ad accedere al primo lavoro sia rispetto ad un laureato vecchio ordinamento che, soprattutto, rispetto ad un laureato di secondo livello. Questo risultato conferma quanto sostenuto da Cappellari e Claudio (2009) sulla scarsa valorizzazione del titolo triennale nel mercato del lavoro italiano. Le osservazioni di questi autori ci inducono a considerare per le nostre stime solo laureati magistrali e laureati secondo il "vecchio ordinamento" (d'ora in poi "laureati lunghi"), nell'ottica di analizzare i tempi d'ingresso di quei laureati portatori di un più elevato grado di conoscenza innovativa.

### **3 LA TRANSIZIONE UNIVERSITÀ-LAVORO NELLE IMPRESE PRIVATE DEL FRIULI VENEZIA GIULIA PER TIPO DI DISCIPLINE**

L'analisi che qui proponiamo tiene in considerazione i risultati già presenti in letteratura, che verificano una scarsa appetibilità dei cicli di laurea breve post-riforma nel mercato del lavoro (cfr, Sciulli e Signorelli, 2011; Cappellari e Claudio, 2009), inducendoci a limitare l'analisi ai soli "laureati lunghi".<sup>11</sup> Il contributo si concentra sulla misura della durata della transizione tra conseguimento del titolo accademico "lungo" e primo ingresso nel mercato del lavoro. I giovani laureati saranno suddivisi in due gruppi: quelli che hanno conseguito un titolo in materie scientifiche e tecnologiche e quelli di altri gruppi disciplinari, limitando l'analisi ad un territorio sufficientemente omogeneo: la regione Friuli Venezia Giulia e considerando i soli laureati dell'Ateneo di Trieste.

I dati derivano dall'unione di due basi dati amministrative: l'elenco dei 72.103 laureati presso l'Università di Trieste dal 1970<sup>12</sup> da cui estraiamo i 52.261 "laureati lunghi" e il dataset fornito dell'Osservatorio regionale del lavoro della Regione Autonoma Friuli Venezia Giulia, relativo agli avviamenti (1,17 milioni di record) e alle cessazioni (1,03 milioni di record) da lavoro dipendente privato in Friuli Venezia Giulia tra il 1° gennaio 2000 e il 31 dicembre 2007.

L'analisi congiunta delle due basi dati amministrative ci consente di ricostruire con precisione i tempi della transizione tra l'università e il mercato del lavoro regionale, ma solamente per il

---

<sup>11</sup> Nella vasta letteratura sull'efficacia della riforma del sistema universitario usualmente le lauree pre-riforma e quelle di secondo livello post riforma sono considerate separatamente; ai nostri fini, visto l'interesse prevalente sul campo di studi, abbiamo preferito distinguere unicamente in base alla dicotomia lauree scientifiche e tecnologiche versus tutte le altre.

<sup>12</sup> L'ultima estrazione dagli archivi amministrativi dell'Università è stata effettuata in data 12 ottobre 2012.

settore privato dei giovani laureati presso l'Università di Trieste dal 2000 al 2007. Sono stati considerati solo gli individui laureatisi dopo il 1° gennaio 2000 per avere la certezza di considerare solo il primo avviamento post lauream.

La scelta di questo dataset è stata determinata dall'obiettivo di stimare la durata esatta della prima transizione, impossibile con l'impiego di altre basi di dati come quelli di Almalaurea o ISTAT.

Nell'operare questa scelta, siamo consci di disporre di un limite interpretativo importante sul successo lavorativo dei laureati, poiché non disponiamo degli avviamenti nel settore pubblico e nemmeno del dato sull'avviamento di lavoro autonomo, non presenti negli archivi. Anche la dimensione territoriale è limitata alle osservazioni per la sola regione Friuli Venezia Giulia. Lo scopo principale del contributo, tuttavia, è proprio quello di capire se il lavoro dipendente privato sia un buon canale di assorbimento dei laureati e sia stato in grado di incrementarne l'assorbimento in un periodo caratterizzato da profonde riforme sia dell'istruzione che del lavoro. Inoltre, vogliamo capire se l'accorciamento dei tempi d'attesa di una prima occupazione sia attribuibile a fattori individuali o piuttosto a caratteristiche tecnologiche d'impresa.

Dei 52.261 "laureati lunghi" abbiamo considerato i 22.843 che hanno acquisito il titolo universitario dal 1 gennaio 2000 al 31 dicembre 2007, di cui il 94,6% ha conseguito una laurea "vecchio ordinamento".

La tavola 1 mostra la distribuzione dei laureati "lunghi" tra il 2000 e il 2007 nelle Facoltà dell'Università di Trieste, che presenta le caratteristiche di un ateneo generalista di medie dimensioni (21 mila iscritti nell'anno accademico 2011-2012) con una tradizione abbastanza consolidata di eccellenza nelle discipline scientifiche e tecnologiche. L'ateneo di Trieste comprende tutti i principali corsi di laurea, sia nell'area scientifica, sia nel campo delle discipline umanistiche e delle scienze sociali e permette quindi di effettuare un confronto degli esiti lavorativi dei laureati delle diverse aree disciplinari.

Al fine di evitare significative distorsioni nei risultati delle stime, sono stati esclusi dalle elaborazioni un numero elevato di laureati (7.242), perché la probabilità di avviamento al lavoro in un'impresa privata della regione è pressochè nulla, essendo già occupati o scarsamente richiesti nel settore privato regionale. Si tratta dei laureati in Medicina e Chirurgia che presentano pochissime transizioni nell'archivio dell'Osservatorio regionale del Lavoro, di 2.647 laureati in Scienze internazionali e diplomatiche e in Scienze politiche che avevano ottenuto il titolo in relazione a una convenzione con il Ministero della Difesa<sup>13</sup> e di

---

<sup>13</sup> In base a tali accordi, gli appartenenti dell'Esercito Italiano in possesso di altra laurea o titolo equivalente rilasciato dalle Accademie militari, venivano ammessi ad un corso di laurea specialistica in Scienze Politiche con un'importante abbreviazione del corso di studi, che comportava in numerosi casi la sola discussione della tesi di laurea. Sono stati pertanto esclusi 1.820 laureati in scienze politiche e 858 in Scienze internazionali e diplomatiche.



3.880 laureati del corso di laurea in “Servizio Sociale”<sup>14</sup> presso la Facoltà di Scienze della Formazione, già in possesso di un'occupazione.

*Tabella 1 - Statistiche descrittive sui laureati “lunghi” nelle facoltà oggetto di osservazione*

Facoltà	Totale 2000-2007	% laureati per corso di laurea	% con almeno una esperienza di lavoro privato ante laurea	% avviati almeno una volta tra 1.1.2000 e 31.12.2007	% donne	età media alla laurea	% laureati con lode	% residenti fuori regione	% stranieri
ARCHITETTURA	153	1,0	26,1	26,1	55,6	27,4	41,8	10,5	9,2
ECONOMIA	1.609	10,3	14,4	50,5	49,8	27,0	6,2	27,3	6,8
FARMACIA	689	4,4	16,4	48,5	71,3	27,4	20,8	21,2	13,8
GIURISPRUDENZA	1.615	10,4	13,8	32,1	65,8	27,8	12,1	23,8	2,2
INGEGNERIA	1.775	11,4	13,6	55,7	17,6	27,9	22,3	23,9	5,0
LETTERE E FILOSOFIA	1.962	12,6	22,1	50,1	72,6	28,8	47,1	20,5	8,5
PSICOLOGIA	867	5,6	28,6	53,1	81,4	28,3	17,3	18,6	4,0
SCIENZE DELLA FORMAZIONE	2.389	15,3	23,1	40,5	77,9	28,0	27,8	39,2	3,6
SCIENZE MMFFNN	1.361	8,7	14,8	46,0	53,1	27,7	28,9	18,3	7,2
SCIENZE POLITICHE	2.214	14,2	16,5	40,0	56,4	28,2	47,2	31,1	6,7
SCUOLA SUPERIORE DI LLMM INTERPRETI E TRADUTTORI	967	6,2	10,4	19,9	88,2	27,1	44,4	73,8	15,8
TOTALE	15.601	100,0	17,6	43,6	61,3	27,9	28,9	29,2	6,6

A seguito di tali esclusioni il campione oggetto di osservazione si è ridotto dalle 22.843 osservazioni iniziali a 15.601 (Tabella 1).

Il numero contenuto di "laureati lunghi" che si osserva tra il 2003 e il 2007 è stato determinato dal cambiamento negli ordinamenti universitari dei livelli di laurea con il *Bologna Process* che ha abbreviato il corso di studi per coloro che desiderano acquisire solamente una formazione universitaria di base (riforma "3+2"). Nell'Ateneo triestino questo si è tramutato in una diminuzione dalle 2.255 unità annue del 2003 alle 1.370 del 2007.<sup>15</sup> Il calo ha investito tutte le facoltà ma è stato più pronunciato per Economia e Scienze Politiche, nelle quali i laureati “lungi” si sono più che dimezzati rispetto al periodo 2000-2003.

A seguito sia della riduzione del numero complessivo dei laureati sia della differente composizione dei laureati per classi disciplinari, si rileva nell'ultimo anno di osservazione, il 2007, un aumento del peso relativo dei laureati in ingegneria (14,3 per cento del totale), quota inferiore solo rispetto a Scienze della Formazione (16,0 per cento).

Proseguendo nell'analisi descrittiva dei dati per Facoltà, la quota di laureati con almeno una esperienza di lavoro antecedente la laurea in un'azienda privata della regione è stata pari al 17,6 per cento nel periodo 2000-2007: l'incidenza è massima tra i laureati in psicologia (28,6 per cento) e minima per coloro che hanno conseguito il titolo presso la Scuola Superiore per Interpreti e Traduttori (10,4 per cento).

<sup>14</sup> L'obbligo di legge che esclude gli Assistenti Sociali dall'iscrizione all'Albo se non in possesso del rispettivo titolo di laurea, come indicato dal D.P.R.328 del 2001, ha fatto incrementare il numero dei laureati. Questa Facoltà, assieme a Scienze Politiche ha evidenziato comunque una quota elevata di laureati anche dopo gli scomputi.

<sup>15</sup> Se consideriamo i dati dell'Osservatorio del MIUR, i laureati magistrali per il complesso del Paese tra l'anno accademico 2004-2005 e il 2009-2010, ultimo rilevato, aumentano di 5 volte (da 13.449 a 83.111); nell'Università di Trieste passano da 100 a 1.045 nello stesso periodo (+9,5 volte).

La quota di laureati tra il 1° gennaio 2000 e il 31 dicembre 2007 avviati almeno una volta presso unità locali di imprese private localizzate in regione è stata del 43,6 per cento<sup>16</sup>.

Se consideriamo i laureati in base alla tipologia disciplinare, quella che presenta un accesso più ampio al mercato regionale del lavoro privato - nel periodo immediatamente successivo al conseguimento del titolo - è quella ingegneristica (55,7 per cento), seguita da Psicologia (53,1 per cento<sup>17</sup>). La quota degli avviati supera la metà del totale anche per Economia e Lettere e Filosofia, dato che conferma la maggiore adattabilità dei laureati con un profilo di studio "soft" (cfr. Ballarino e Bratti, 2009). I gruppi disciplinari che evidenziano un minore collegamento con la componente privata del mercato regionale del lavoro sono quelli che fanno riferimento alla Scuola Superiore di Lingue Moderne per Interpreti e Traduttori - in seguito SSLMIT - (19,9 per cento) e Giurisprudenza (32,1 per cento)<sup>18</sup>.

L'ateneo triestino è contraddistinto da una netta prevalenza di "laureate lunghe": la quota femminile nella media del periodo è pari al 61,3 per cento del totale. Tra le Facoltà la "segregazione" tra i generi è molto accentuata: la componente femminile raggiunge livelli molto elevati nella SSLMIT, a Scienze della Formazione e a Psicologia (88,2, 77,9 e 81,4 per cento rispettivamente). La presenza femminile è invece rarefatta tra i laureati di Ingegneria (17,6%) e minoritaria anche ad Economia (49,8 per cento), uniche due facoltà dove la quota femminile è inferiore rispetto a quella maschile. Dal confronto nazionale operato tra il 2000 e il 2010 sui dati Almalaurea emerge, tuttavia, che le ragazze laureate tendono diminuire sul totale nell'Ateneo triestino (da 69,2 a 57,9 per cento), mentre aumentano nel resto del Paese (da 56,1 a 59 per cento), ma evidenziano un costante incremento delle laureate in discipline tecnico-scientifiche<sup>19</sup>.

L'età media alla laurea nel campione è di 27,9 anni: i più giovani sono quelli in Economia (27 anni), mentre quelli in Lettere e Filosofia conseguono il titolo più tardivamente (28,8 anni). Le analisi più recenti di Almalaurea evidenziano un accorciamento notevole dei tempi di laurea, soprattutto per i laureati specialistici e magistrali tecnico-scientifici, sia per Trieste che per il resto d'Italia.

L'ateneo triestino rappresenta la sede universitaria di elezione per un numero considerevole di studenti delle vicine Slovenia e Croazia: la quota di laureati stranieri è pertanto considerevole, e pari in media al 6,6 per cento del totale delle Facoltà della popolazione considerata: quelle con una maggiore apertura internazionale sono SSLMIT e Farmacia (15,8 e 13,8 per cento

---

<sup>16</sup> Signorelli e Sciulli (2011, p. 43) utilizzando lo stesso tipo di microdati trovano un matching dei laureati presso l'Università di Perugia all'interno della provincia pari al 33,5 per cento.

<sup>17</sup> La quota fa riferimento, però, a un flusso di neolaureati che è circa la metà rispetto a quello di Ingegneria.

<sup>18</sup> La quota del 26,1 per cento della facoltà di Architettura va considerata con cautela, a causa del numero esiguo dei laureati della giovane facoltà, i cui primi iscritti hanno completato la laurea specialistica solo a partire dal 2003.

<sup>19</sup> Questo effetto è stato determinato solo parzialmente da scelte indotte dai programmi di indirizzo ministeriale per le lauree scientifiche (Progetto Lauree Scientifiche) in vigore dal 2004 e dal numero programmato per le discipline mediche. Il blocco all'entrata fa riversare le studentesse nei corsi di laurea affini (Farmacia e Biologia in particolare).

rispettivamente). Il tasso di stranieri laureati è sempre più elevato a Trieste che nel resto della nazione ed in aumento anche per Architettura, Scienze Matematiche, Fisiche e Naturali ed Economia. Per la componente italiana, quasi il 30 per cento dell'utenza dell'ateneo triestino è residente al di fuori del Friuli Venezia Giulia: la Facoltà con maggiore attrattività è la SSLMIT con ben il 73,8 per cento, concorrendo a spiegare la scarsa frequenza di avviamenti presso imprese regionali (Tabella 1).

Il 64,7 per cento dei laureati nel periodo 2000-2007 aveva una formazione scolastica di tipo liceale: la quota risultava massima presso la facoltà SSLMIT per effetto delle maturità linguistiche, ma superava il 70% anche a Farmacia (74,2 per cento), Giurisprudenza (73,3%) e Scienze Matematiche, Fisiche e Naturali (71,4%).

Il calcolo della durata della transizione viene effettuato tra la data di conseguimento della laurea “lunga” e quella della prima occupazione<sup>20</sup>; in caso di avviamenti multipli presso imprese della regione è stato considerato il primo avviamento successivo alla laurea.

Ci soffermiamo preliminarmente sulla descrizione delle principali differenze nella durata della transizione tra le Facoltà dell’ateneo triestino.

La tabella 2 presenta alcune evidenze descrittive sulle differenze nei tempi di transizione - espressi in giorni - verso il primo avviamento al lavoro successivo al conseguimento del titolo. La quota di laureati assunti presso un datore di lavoro regionale, dei laureati “lunghi” nelle facoltà incluse nel campione è stata pari al 43,6 per cento del totale, pari a 6.809 individui.

La durata media della transizione Università-lavoro nel periodo considerato è stata pari a 529 giorni (330 quella mediana)<sup>21</sup>. Questa durata soffre senza dubbio di un problema di sovrastima, sia perché non si dispone dell'informazione sulla frequenza di corsi di formazione postlaurea sia a causa del perimetro di osservazione, limitato ai soli avviamenti presso unità locali di aziende del settore privato, con l'esclusione di quelli nel settore pubblico, in altre regioni e all'estero. La distribuzione della durata della transizione tra le facoltà del campione considerato evidenzia una notevole eterogeneità: le durate mediane più brevi sono registrate da Farmacia ed Ingegneria (176 e 203 giorni rispettivamente; 338,4 e 389,4 i giorni medi); quest’ultima facoltà ottiene anche il miglior risultato in termini di assorbimento da parte del mercato regionale del lavoro. Le facoltà con le performance peggiori in termini di durata mediana della transizione sono Scienze Matematiche, Fisiche e Naturali, Giurisprudenza e Psicologia (rispettivamente 521, 494 e 468 giorni).

---

<sup>20</sup> Il dataset dei Centri per l’impiego comprende gli avviamenti e le cessazioni dei lavoratori nelle imprese presso le unità produttive localizzate nella Regione Friuli Venezia Giulia; vi sono incluse tutte le imprese con almeno un’unità produttiva in regione, a prescindere dalla localizzazione della sede legale della stessa, in altra regione italiana o all’estero.

<sup>21</sup> Secondo l’indagine Almalaurea il tasso di occupazione stimato in base alle procedure ISTAT per l’Indagine Continua sulle Forze di Lavoro, che tengono conto anche della non disponibilità al lavoro perché ancora in formazione, aumenta in modo consistente ed è per il 2007, pari all’82,1% in media per l’ateneo triestino.

All'interno delle discipline scientifiche e tecnologiche si evidenziano performance in termini di *early employment* fortemente differenziate, suggerendo la necessità di esplorare più da vicino alcune possibili determinanti di tale eterogeneità non solo dal lato dell'offerta di lavoro (nel paragrafo 4) ma anche dal lato della domanda, indagando sulla relazione tra l'input di conoscenze rappresentato dall'ingresso dei giovani laureati (in materie scientifiche e tecnologiche *versus* le altre discipline) e il livello tecnologico e/o intensità di conoscenza del sistema produttivo locale (par 5).

A tal proposito abbiamo confrontato il differente esito sul mercato del lavoro regionale privato dei laureati presso le facoltà di Architettura, Ingegneria e Scienze Matematiche, Fisiche e Naturali, Farmacia e di due corsi di laurea all'interno della Facoltà di Economia (Scienze statistiche ed attuariali e Statistica ed informatica per l'impresa) pari a 4.141 laureati in discipline scientifiche e tecnologiche (il 26,5 per cento del totale) con quello dei restanti 11.460 laureati.<sup>22</sup>

*Tabella 2 - Statistiche descrittive sulla durata in giorni della transizione tra laurea e primo avviamento*

FACOLTA'	p25	p50	mean	p75	sd	cv	N	% avviati almeno una volta tra 1.1.2000 e 31.12.2007
ARCHITETTURA	111.5	253	345.5	413	328.5	1.0	40	26.1
ECONOMIA	145	315	453.7	584	455.1	1.0	813	50.5
FARMACIA	79	176	338.4	389	445.8	1.3	334	48.5
GIURISPRUDENZA	182	494	642.2	991	548.9	0.9	518	32.1
INGEGNERIA	89	203	389.4	497	469.3	1.2	989	55.7
LETTERE E FILOSOFIA	154	377	607.3	869	600.1	1.0	983	50.1
PSICOLOGIA	162	468.5	590.1	839	534.9	0.9	460	53.1
SC FORMAZIONE	118.5	317.5	509.7	669.5	538.5	1.1	968	40.5
SCIENZE MM.FF.NN	178	521	752.1	1152	694.4	0.9	626	46.0
SCIENZE POLITICHE	144	382.5	524.3	721	505.2	1.0	886	40.0
SS. INTERPRETI E TRADUTTORI	101	276.5	474.1	670.5	528.1	1.1	192	19.9
TOTALE CAMPIONE	127	330	529.0	734	547.6	1.0	6809	43.6

Abbiamo condotto la stima di Kaplan-Meier (1958) della transizione dalla laurea "lunga" al primo avviamento negli otto anni analizzati per comprendere il livello di eterogeneità in termini di *early employment* tra facoltà. I risultati evidenziano comportamenti molto diversi tra facoltà, con tempi di transizione inferiori alla media per Ingegneria, Farmacia e Psicologia, mentre più elevate per Giurisprudenza e Scuola Interpreti. Per brevità espositiva non ne riportiamo i risultati grafici.

<sup>22</sup> L'analisi di regressione di Cox è stata svolta inizialmente sia considerando tutti i laureati in discipline scientifiche e tecnologiche, sia escludendo da questi i laureati in biologia e geologia poiché in base ai risultati di molte indagini campionarie questi due corsi di laurea offrirebbero sbocchi occupazionali molto diversi (peggiori) rispetto agli altri corsi di laurea scientifici e tecnologici. I risultati ottenuti dalla prima regressione di Cox mostravano risultati solo lievemente peggiori nel gruppo che li comprendeva e perciò sono stati ricompresi nell'analisi assieme a tutti gli altri laureati in discipline scientifiche e tecnologiche.

#### 4 ANALISI ECONOMETRICA: IL MODELLO DI COX<sup>23</sup>

L'analisi utilizza il modello di Cox (1972) con hazard proporzionali per spiegare le determinanti della durata compresa tra la laurea “lunga” e il primo avviamento nel settore privato post laurea . Si tratta di un metodo semiparametrico per analizzare gli effetti di un insieme di covariate sulla funzione di hazard ( $h(t)$ ), cioè sul rischio di sperimentare l'evento transizione segnata dall'uscita dallo stato, in ogni istante  $t$  tenendo conto di quanto è avvenuto fino all'istante  $t$ . Nell'ambito della *survival analysis* nel caso in cui un individuo non sperimenti l'evento, il dato risulta essere censurato e concorre alla stima fino al momento in cui viene osservato. Nella nostra ipotesi questo accade a fine 2007, quando l'individuo non è ancora uscito dallo stato precedente. Considerando  $n$  individui sotto osservazione, il modello della  $h(t)$  per l' $i$ -mo individuo assume la forma:

$$h_i(t) = h_0(t)e^{x_i\beta}$$

dove  $x_i$  rappresenta un vettore di  $k$  covariate per l'individuo  $i$ ,  $\beta=(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$  è il vettore dei coefficienti della regressione,  $h_i(t)$  rappresenta la funzione di *hazard* per l'individuo  $i$ , mentre la forma funzionale è catturata da un termine comune che dipende solo dalla durata, il cosiddetto *baseline hazard rate*  $h_0(t)$ , e corrisponde ai valori che la funzione assume in corrispondenza di un'osservazione per la quale tutti i regressori sono pari ad  $x_i=0$ . La *baseline hazard* determina la forma della funzione di hazard, però non è richiesta la sua specificazione per effettuare la stima del vettore  $\beta$  del modello di Cox (la stima utilizza uno stimatore parziale di verosimiglianza), rendendo quest'ultimo molto adatto alle analisi empiriche.

L'effetto delle covariate sulla funzione di hazard nel modello di Cox con hazard proporzionali non dipende dal tempo, perché il rapporto fra le funzioni di rischio di due individui  $h_i(t)$  e  $h_j(t)$  è costante nel tempo e viene definito *hazard ratio*. Ovviamente l'applicabilità del modello è subordinata alla sussistenza dell'ipotesi di rischi proporzionali, cioè che il vettore  $\beta(t)$  non dipenda dal tempo. Ipotizzando che il vettore delle covariate  $x_i$  e  $x_j$  differisca solamente nel valore della  $p$ -esima covariata solo per una unità (come accade per una dummy), in tal caso l'*hazard ratio* diventa:

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = e^{\beta}$$

Esso misura la variazione della funzione di *hazard* in corrispondenza di una variazione unitaria della  $p$ -esima covariata. Un valore dell'*hazard ratio* inferiore a 1 implica un minor rischio, laddove un valore superiore all'unità segnala un rischio crescente. L'*hazard ratio* è

---

<sup>23</sup> Una panoramica aggiornata ed esaustiva sui modelli di durata è contenuta in Kleinbaum and Klein (2011).

statisticamente significativo, se l'intervallo di confidenza costruito a partire da un dato livello di significatività esclude il valore 1 (che corrisponde a un valore nullo di  $\beta$ ). In tal caso l'ipotesi nulla che quella variabile dipendente non influisca sulla sopravvivenza può essere rigettata.

Per sottoporre a verifica l'ipotesi di *proportional hazard* è stato utilizzato il test dei residui di Schoenfeld (cfr. Grambsch and Therneau, 1994).

Nel dataset degli avviamenti è inoltre disponibile, in corrispondenza di ogni avviamento, il tipo di contratto offerto al lavoratore avviato. Ciò consente di analizzare gli avviamenti distinguendo per le varie forme contrattuali che, al momento dell'avviamento, si trovano in competizione ("competing risks") nell'offerta dell'impresa al lavoratore. In questo modo è possibile definire delle quantità riferite a ciascuna forma contrattuale considerata, in particolare si definisce un *hazard rate* per ciascuna forma contrattuale interpretata come causa  $j$  di transizione, detto *hazard rate* a causa specifica, come:

$$h_j(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Pr\{t \leq T < t + \delta, J = j | T \geq t\}}{\delta}$$

dove  $J$  è la variabile aleatoria che rappresenta il tipo di transizione, che può assumere  $m$  distinti valori  $1 \dots m$ , ciascuno associato ad una forma contrattuale.

Poichè le cause di failure sono mutuamente esclusive, gli hazard rate a causa specifica  $h_j(t)$  sono legati a quello indifferenziato  $h(t)$  dalla semplice relazione  $h(t) = \sum h_j(t)$ , ovviamente ciascuna  $h_j(t)$  contiene solo l'informazione relativa a una porzione dell' "universo degli eventi". Analogamente è possibile definire una densità di failure cause-specific  $f_j(t)$

$$f_j(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Pr\{t \leq T < t + \delta, J = j\}}{\delta}$$

che rappresenta il rischio incondizionato che al tempo  $t$  vi sia una failure di tipo  $j$  (mentre  $h_j(t)$  rappresenta il rischio che al tempo  $t$  vi sia una failure di tipo  $j$  condizionato a  $T \geq t$ , cioè che l'evento accada non prima di  $t$ , in altre parole condizionato alla sopravvivenza fino a  $t$ ). Come per gli hazard rate, anche per le densità di failure vale la  $f(t) = \sum f_j(t)$ .

L'analisi degli effetti sugli  $h_j(t)$  è stata fatta semplicemente stimando, per ciascuna causa  $j$ , un modello di Cox dove le altre cause sono state considerate come censurate.<sup>24</sup> Alla fine del ciclo di stime è stato ottenuto, per ogni regressore, un hazard-ratio cause-specific da confrontare con quello ottenuto con il rischio non differenziato.

---

<sup>24</sup> Come sottolineato da Fine e Gray (1999) molti autori hanno osservato che l'effetto di una covariata sulla hazard rate cause-specific può differire parecchio da quello sulla corrispondente CIF (Cumulative Incidence Function). Nel presente lavoro si è preferito, per comparabilità con il caso di rischio unico, fare comunque riferimento all'analisi sugli hazard ratio, effettuata con quantità numeriche, piuttosto che all'analisi grafica degli effetti sulle CIF.

## 5 ANALISI ECONOMETRICA: I RISULTATI DELLE STIME A RISCHIO SINGOLO

I principali risultati dell'analisi econometrica sono esposti nelle tavv. 4 e 6.<sup>25</sup> La prima riporta le stime dei parametri per l'equazione di matching tra laureati e imprese. L'equazione misura un unico evento a rischio (*single risk analysis*), ossia il primo avviamento post laurea presso un'impresa privata della Regione Friuli Venezia Giulia. La strategia di stima è molto simile a quella utilizzata da Sciulli e Signorelli (2011) nel primo studio italiano che utilizza in modo incrociato i microdati amministrativi dell'Università di Perugia con quelli dei centri per l'impiego della relativa provincia per studiare la transizione dei laureati in un mercato provinciale del lavoro. La tav. 6 raccoglie invece le stime dell'equazione relativa al sottoinsieme dei laureati avviati almeno una volta (utilizzando la terminologia della survival analysis, agli individui che hanno registrato un *failure event* nella prima equazione). Al termine delle operazioni di pulizia su tutti i regressori dei due gruppi di equazioni gli individui oggetto di analisi sono diminuiti da 15.601 a 14.828.

La prima equazione intende fornire la risposta a due domande: una preparazione universitaria di tipo scientifico e tecnico è in grado di assicurare dei percorsi di inserimento più veloci nel mercato locale del lavoro? La preparazione scolastica superiore gioca un ruolo nella transizione Università-lavoro? Sono state pertanto prese in esame due varianti della stima del matching, considerando due distinti percorsi di studio pre-universitario. Nel primo caso è stata considerata una dummy liceo che risulta valorizzata in presenza di un percorso formativo di tipo liceale, comprendendo tutti gli indirizzi e le sperimentazioni liceali all'interno dei circa 100 tipi di diploma di scuola superiore. In questa prima formulazione la variabile dummy relativa alla formazione secondaria cerca di catturare l'effetto di una formazione superiore di tipo generalista sull'abbreviazione dei tempi del primo contatto con il mercato del lavoro post-laurea. Nella seconda variante la dummy assume valore unitario se l'immatricolazione all'università è preceduta da una formazione di tipo "tecnico-scientifico", e risulta valorizzata in caso di possesso di maturità scientifica o di un diploma tecnico-industriale o di geometra, ponendo questa volta l'enfasi sulle conoscenze tecnico-scientifiche applicate, invece che sulla formazione di carattere generalista, come possibile elemento che faciliti il matching con il sistema produttivo locale.

Nella stima proposta sono state introdotte delle variabili dummy relative all'anno di conseguimento del titolo di laurea; ciò ha permesso di ottenere delle stime corrette da eventuali distorsioni relative a momenti più o meno favorevoli del ciclo economico, le quali verosimilmente rendono la velocità di ingresso nel mercato del lavoro non uniforme tra le diverse coorti annuali di laureati (cfr. Sciulli e Signorelli, 2011, p. 48).

---

<sup>25</sup> La tav. 3 mostra le statistiche descrittive dei regressori nei due gruppi di equazioni.

L'età alla laurea ha un effetto rilevante sulla probabilità di matching: tra i laureati “lunghi” la probabilità di trovare la prima occupazione diminuisce all'aumentare dell'età dell'individuo.<sup>26</sup> Il sesso del laureato non risulta significativo in entrambe le varianti della stima.

*Tabella 3 - Statistiche descrittive dei dati*

	Media	Deviazione standard
età alla laurea (eta_l)	27.91	4.78
donne (d_sex)	0.61	0.49
cittadinanza italia (d_ita)	0.93	0.25
presenza di almeno un avviamento ante laurea (d_aal)	0.18	0.38
laurea con lode (d_lode)	0.29	0.45
voto di maturità nel migliore decile (d_maturi)	0.22	0.42
laureati in discipline scientifiche e tecniche (dst_tot)	0.27	0.44
settore di avviamento a tecnologia medio-alta o elevata intensità di conoscenza (d_tech)	0.25	0.43
maturità liceale pre-laurea (d_liceo)	0.57	0.49
residenti in Friuli Venezia Giulia (d_fvg)	0.71	0.45
possibile esposizione all'obbligo di leva (d_mil)	0.26	0.44
seconda laurea o dottorato presso l'Università di Trieste (d_dotlau2)	0.05	0.23
anno di laurea 2000	0.13	
anno di laurea 2001	0.13	
anno di laurea 2002	0.14	
anno di laurea 2003	0.14	
anno di laurea 2004	0.14	
anno di laurea 2005	0.13	
anno di laurea 2006	0.10	
anno di laurea 2007	0.09	

*Fonte: elaborazioni su dati amministrativi dell'Università di Trieste, archivio Ergonet dell'Agenzia Regionale del Lavoro della Regione Autonoma*

Il valore elevato dell'hazard ratio per gli individui di nazionalità italiana deve essere interpretato con cautela in termini causali ed è probabilmente attribuibile alla provenienza di una quota considerevole di studenti stranieri dalle vicine Slovenia e Croazia e dal loro concentrarsi presso la Scuola superiore per interpreti e traduttori, la quale usualmente genera la maggior parte delle occasioni di lavoro al di fuori dei confini regionali e nazionali.

Anche all'hazard ratio relativo alla residenza in Friuli Venezia Giulia non è possibile assegnare una spiegazione causale, bensì di autoselezione all'interno del campione.<sup>27</sup>

La presenza di almeno un'esperienza lavorativa presso un'azienda privata regionale antecedente la laurea (misurata dalla dummy d\_aal) aumenta in misura considerevole la velocità della transizione post-laurea. L'elevato valore dell'hazard ratio è da porre in relazione alla quota considerevole di laureati dell'ateneo triestino già in condizione lavorativa al

<sup>26</sup> Nel commento, ove non diversamente specificato, si farà riferimento puntuale al valore dei regressori nell'esercizio con la dummy liceo, facendo specifica menzione all'esercizio con dummy relativa all'istruzione tecnica-scientifica ove la stima degli hazard ratio presenti differenze degne di menzione.

<sup>27</sup> Cfr. la discussione di Sciulli e Signorelli sui risultati del modello di Weibull per la selectivity correction, che rappresenta un'estensione ai modelli di durata dei risultati classici di Heckman (1979) relativi a modelli a scelta discreta.



momento della laurea (come evidenziato dall'indagine Almalaurea), per i quali il primo avviamento post-laurea è spesso rappresentato da uno dei successivi rinnovi dei contratti a tempo determinato

Le due covariate *d\_lode* e *d\_maturi*<sup>28</sup> mostrano l'influenza di una votazione eccellente ottenuta al termine dei rispettivi percorsi di studi universitario e scolastico: in entrambi i casi ad una votazione elevata si accompagna una transizione più lenta verso il mercato del lavoro. Anche questo risultato trova conferma nella letteratura empirica sull'*early graduate employment* ed è usualmente ascrivibile all'ipotesi di un salario di riserva più elevato negli individui con un migliore curriculum formativo.<sup>29</sup> Anche l'hazard ratio della variabile *d\_liceo* è inferiore all'unità, suggerendo un possibile effetto di ritardo riconducibile ad una formazione secondaria generalista. L'hazard ratio del regressore relativo alla formazione scolastica secondaria di tipo tecnico scientifico è invece solo debolmente significativo e risulta di poco inferiore all'unità.<sup>30</sup> Il diverso effetto sulla velocità della transizione della tipologia di scuola superiore frequentata sarebbe connesso, in parte della letteratura,<sup>31</sup> con le caratteristiche dello status e del livello di istruzione dei genitori, costituendone una proxy affidabile: il percorso liceale sarebbe correlato a una scelta effettuata da genitori più istruiti e/o più facoltosi, giustificando un'interpretazione del ritardo nell'inserimento occupazionale in linea con quella di un salario di riserva più elevato.

La serie di regressori di controllo si conclude, in entrambe le versioni dell'esercizio, tenendo conto della possibile esposizione all'obbligo del servizio militare. Il servizio militare obbligatorio è stato abolito a partire dal 1° gennaio 2005, in base alla legge del 23 agosto 2004, n. 226 ("legge Martino"). Per gli individui maschi laureati nella prima parte del periodo di osservazione (2000-2005) il servizio militare può rappresentare una causa di ritardo nell'ingresso nel mondo del lavoro nel caso essi decidano di adempierlo dopo la conclusione del ciclo di studi universitari. In mancanza di microdati che ci consentano di stabilire con esattezza sia se l'individuo abbia adempiuto agli obblighi di leva sia il periodo del suo

---

<sup>28</sup> Per quanto riguarda il voto di maturità, la dummy *d\_maturi* assume valore unitario se il voto finale è compreso nell'ultimo decile della distribuzione; l'eccellenza nella formazione universitaria è approssimata dalla votazione finale con *lode*. Lo studio di Biggeri et al. (2001, p. 301), basato sui dati delle indagini Istat sui laureati nel 1992, evidenzia invece un debole effetto positivo sulla probabilità di trovare lavoro del voto finale di laurea.

<sup>29</sup> I risultati ottenuti con il regressore *d\_lode* tengono conto anche della presenza di un'altra dummy del modello (*d\_dotlau2*) che tiene conto di ulteriori specializzazioni o dottorato di ricerca. Il regressore è significativo e l'hazard ratio è molto inferiore all'unità ma non supera il test di proporzionalità dell'hazard (residui di Schoenfeld).

<sup>30</sup> Pozzoli (2009, p. 147) non trova invece un effetto significativo della variabile *liceo* su dati ISTAT 2001 e per quanto riguarda l'istruzione tecnico-professionale i nostri risultati sono simili.

<sup>31</sup> Checchi e Flabbri (2006) e Checchi (2010) confermano una relazione diretta tra caratteristiche familiari, quali status sociale e istruzione che determinano la scelta del percorso di scuola secondaria di secondo grado, da cui dipende sia il successo scolastico che lavorativo.

eventuale svolgimento, il regressore d\_mil identifica la possibile esposizione agli obblighi di leva degli individui nel campione di laureati “lunghi” sotto osservazione.<sup>32</sup>

*Tabella 4 - Determinanti della probabilità di trovare un lavoro dipendente privato in Friuli Venezia Giulia: stime in base a un modello di Cox*

Regressori	Formazione secondaria liceale			Formazione secondaria tecnica-scientifica		
	Hazard Ratio	P> z	Rho residui di Schoenfeld	Hazard Ratio	P> z	Rho residui di Schoenfeld
eta_l	0.932	0.000(***)	0.040	0.936	0.000(***)	0.037
d_sex	1.087	0.117	0.009	1.077	0.165	0.007
d_ita	1.522	0.000(***)	0.013	1.516	0.000(***)	0.014
d_aal	1.566	0.000(***)	-0.051	1.587	0.000(***)	-0.053
d_lode	0.875	0.000(***)	0.045	0.858	0.000(***)	0.048
d_maturi	0.867	0.000(***)	-0.033	0.879	0.000(***)	-0.035
d_liceo	0.878	0.000(***)	0.020			
d_dipts				0.933	0.026(**)	0.011
d_fvg	5.275	0.000(***)	0.041	5.228	0.000(***)	0.042
d_mil	1.068	0.273	-0.016	1.069	0.267	-0.017
d_dotlau2	0.731	0.000(***)	0.141	0.728	0.000(***)	0.140
dst_tot	1.414	0.000(***)	-0.021	1.197	0.001(***)	0.002
dst_tot*d_liceo	0.901	0.067(*)	-0.006			
dst_tot*d_dipts				1.130	0.056(*)	-0.028
d_anno						
2001	1.070	0.135	0.039	1.069	0.139	0.040
2002	1.141	0.004(***)	0.051	1.139	0.004(***)	0.052
2003	1.145	0.003(***)	0.058	1.139	0.005(***)	0.059
2004	1.231	0.000(***)	0.057	1.225	0.000(***)	0.058
2005	1.347	0.000(***)	0.046	1.336	0.000(***)	0.047
2006	1.521	0.000(***)	0.029	1.511	0.000(***)	0.030
2007	1.629	0.000(***)	0.021	1.612	0.000(***)	0.022
Num. delle osservazioni	14.828			14.828		
Num. di failure events	6.660			6.660		
LR chi2(19)	3.277			3.244		
Prob > chi2	0,000			0,000		

*Note: Cox Regression, Breslow method for ties. \*\*\*, \*\*, \*, livello di significatività rispettivamente all'1%, 5% e al 10 per cento.*

<sup>32</sup> In base alle legge del 2004 che ha abolito il servizio militare e alla normativa sulla transizione, la dummy identifica come “esposti agli obblighi del servizio militare” 4.118 individui di sesso maschile, nati prima del 1° gennaio del 1986 e laureatisi prima del 1° gennaio 2005.

Il regressore non risulta significativo in entrambe le varianti dell'esercizio proposto e il relativo hazard ratio mostra un valore molto prossimo all'unità.<sup>33</sup>

Terminata l'esposizione sulle covariate di controllo, torniamo all'oggetto principale della nostra indagine, ossia se le lauree "lunghe" siano in grado di garantire che il primo avviamento al lavoro avvenga più rapidamente per i neolaureati in discipline scientifiche e tecnologiche rispetto a quelli nelle altre discipline. La dummy *dst\_tot* è pienamente significativa ed il relativo *hazard ratio* è il più elevato – tra quelli non riferibili a un effetto di autoselezione –, indicando che per tali soggetti la probabilità di trovare un lavoro è più elevata di oltre il 40 per cento rispetto ai laureati nelle restanti discipline.<sup>34</sup>

L'iterazione della dummy relativa alla laurea tecnico-scientifica con quella relativa al percorso scolastico pre-universitario di tipo liceale è debolmente significativa e restituisce un *hazard ratio* pari a 0,9: anche per questo sottoinsieme di laureati trova conferma una maggiore attesa nella fase d'ingresso nel mercato del lavoro e la prevalenza di un possibile effetto "salario di riserva" su quello relativo all'appartenenza disciplinare scientifico-tecnica. Si può ipotizzare inoltre, anche alla luce della particolare struttura produttiva regionale (cfr. tav. 5 infra), caratterizzata, da una presenza relativamente modesta di imprese a elevato contenuto tecnologico o di conoscenza, una maggiore difficoltà a coniugare la domanda di lavoro delle imprese con le aspettative e le capacità di questi laureati. L'interazione tra una formazione scolastica secondaria e una laurea entrambe in discipline scientifiche e tecniche è anch'essa debolmente significativa ma l'hazard ratio risultante è invece superiore all'unità, indicando una probabilità di circa il 13 per cento più elevata di ottenere un primo avviamento all'interno della finestra temporale di riferimento.

## 6 ANALISI ECONOMETRICA: I RISULTATI DELLA STIME A RISCHIO MULTIPLO

La seconda parte dell'analisi econometrica fornisce utili strumenti per chiarire due questioni ancora aperte: quanto contano la struttura produttiva regionale - sotto il profilo di contenuto tecnologico e di intensità di conoscenza - e la flessibilità contrattuale nel velocizzare o meno il primo contatto con le imprese.

Le stime del modello di Cox, distinte per ogni gruppo di contratti di lavoro stipulati al primo avviamento, impiega la metodologia della *competing risks analysis* (tav. 6). Dei 6.660 neolaureati che sono stati oggetto di almeno un avviamento post-laurea in un'impresa privata del Friuli Venezia Giulia, il 57,2 per cento è stato assunto con un contratto a tempo

---

<sup>33</sup> Come check di robustezza, sono stati confrontati i valori degli hazard ratio delle variabili sesso ed età alla laurea, in presenza o in assenza del controllo per *d\_mil*: gli scostamenti non sono significativi.

<sup>34</sup> Nella seconda versione della stima di Cox proposta (in presenza della covariata *d\_dipts* invece che di quella *d\_liceo*) l'effetto è leggermente smorzato e l'hazard ratio è pari a 1,197.

determinato, il 23,1 a tempo indeterminato, il 10,9 con un rapporto interinale, mentre le forme contrattuali a causa mista formazione e lavoro hanno riguardato meno del 9 per cento del totale.

I settori produttivi di appartenenza delle imprese regionali che hanno avviato i neolaureati sono stati classificati sulla base della codifica ATECO 2002 a due cifre. La variabile dummy *d\_tech* è valorizzata per gli individui avviati presso le imprese manifatturiere ad alta e medio-alta tecnologia e presso le imprese di servizi *knowledge-intensive* ed *high-tech*, secondo la definizione dell'Eurostat.

Prima di esaminare i risultati di questo regressore nel modello di Cox con competing risks, è utile qualche considerazione preliminare di carattere descrittivo sulla distribuzione settoriale dell'occupazione regionale per livello tecnologico. In base all'archivio ASIA dell'Istat, relativo al 2007, ultimo anno di osservazione del campione di laureati, in Friuli Venezia Giulia la quota di addetti alle unità locali delle imprese manifatturiere ad alta o medio-alta tecnologia e in quelle di servizi *knowledge-intensive* era pari al 35,7 per cento, in linea con l'incidenza percentuale media italiana e lievemente superiore a quella del Nord Est (tav. 5). Nel confronto con la distribuzione settoriale italiana, l'occupazione in Friuli Venezia Giulia risulta maggiormente concentrata nella manifattura ad alta tecnologia, che comunque pesa per un risicato 1,76 per cento del totale a fronte dell'1,28 nella media italiana e nella manifattura a tecnologia medio-bassa (9,75 *versus* 7,55 per cento)<sup>35</sup>.

Per quanto concerne il flusso di laureati nel periodo 2000-2007, esso mostra una interessante distribuzione bimodale per settori di utilizzo. Quasi la metà dei laureati è stata assorbita dai servizi *knowledge-intensive*, che incidono solo per un quarto nella composizione dell'occupazione regionale per livello tecnologico e/o di intensità di conoscenza. Infatti il rapporto tra il flusso di laureati e lo stock degli addetti nel 2007 è molto più elevato rispetto a quello osservato nei settori a bassa intensità di conoscenza e/o di tecnologia (3,2 *versus* 1,2 per cento rispettivamente). Il 38,4 per cento, invece, è stato assorbito dai settori manifatturieri a bassa tecnologia, nei servizi a bassa intensità di conoscenza e nelle costruzioni (comparti che pesano per il 54,3 per cento del totale degli addetti in regione). La manifattura ad elevata o medio-elevata tecnologia ha contribuito ad assorbire solo il 9 per cento dei laureati dell'ateneo triestino, valore non distante dalla quota degli occupati di tali settori sul totale degli addetti regionali. Limitatamente alla diffusione nel sistema economico regionale dei laureati dell'ateneo triestino l'evidenza descrittiva indica che – tra il 2000 e il 2007 - solo il terziario avanzato ha aumentato l'intensità di conoscenza della propria forza lavoro.

L'analisi degli hazard ratio relativi alla variabile del livello tecnologico delle imprese (*d\_tech*), nei diversi stati contrattuali di avviamento, e la sua iterazione con la tipologia di

---

<sup>35</sup> Sia in Friuli Venezia Giulia che a livello nazionale, gli occupati nel terziario *knowledge-intensive* pesano per circa tre quarti del totale di quelli nei settori tecnologicamente avanzati e/o ad alta intensità di conoscenza.

laurea conseguita consente ulteriori interessanti considerazioni su alcuni aspetti dell'*early employment* del segmento più giovane e colto della forza lavoro regionale.

*Tabella 5 - Statistiche descrittive per tipologia tecnologica*

Settori per livello tecnologico	addetti alle unità locali delle imprese							neolaureati presso l'U. di Trieste 2000-2007 avviati per livello tecnologico e/o intensità di conoscenza dell'impresa		
	valori assoluti			quote percentuali			indice di specializzazione			
	FVG	NORDEST	ITALIA	FVG	NORDEST	ITALIA				
Manifatturiero ad alta tecnologia	7,232	68,375	225,645	1.76	1.61	1.28	1.37	150	2.20	d_tech=1
Manifatturiero a medio-alta tecnologia	33,784	367,579	1,242,734	8.23	8.66	7.07	1.16	395	5.80	d_tech=1
Servizi Knowledge-intensive	105,622	1,012,442	4,773,680	25.73	23.85	27.16	0.95	3,376	49.58	d_tech=1
di cui: Servizi High-tech	12,522	126,489	670,710	3.05	2.98	3.82	0.80	377	5.54	d_tech=1
Manifatturiero a medio-bassa tecnologia	40,038	395,854	1,327,704	9.75	9.32	7.55	1.29	271	3.98	d_tech=0
Manifatturiero a bassa tecnologia, servizi non knowledge-intensive e costruzioni	223,849	2,401,644	10,006,092	54.53	56.56	56.93	0.96	2,617	38.43	d_tech=0
Totali	410,524	4,245,895	17,575,855	100.00	100.00	100.00	1.00	6,809	100.00	
Fonte: nostre elaborazioni su dati Asia 2007, Istat, Archivi amministrativi dell'Università di Trieste, Archivio Ergonet dell'Agenzia regionale del lavoro del FVG, base dati Cebil Cerved										

Sono considerati preliminarmente, anche nella stima a rischio multiplo del modello di Cox, i regressori di controllo, per i quali il commento sarà limitato agli hazard ratio che mostrano significative differenze rispetto all'analisi a rischio singolo.

Le variabile relativa al sesso non risulta significativa nell'avviamento verso le due forme prevalenti di lavoro (a tempo determinato e indeterminato); lo stesso avviene per quella relativa alla nazionalità in tutti gli stati contrattuali di destinazione. L'eventuale esperienza lavorativa antecedente la laurea non è significativa nella stima del modello di Cox relativa alle forme contrattuali miste di formazione e lavoro; il relativo *hazard ratio* è più elevato nella stima per lo stato contrattuale interinale e per il tempo determinato (1,62 e 1,59 rispettivamente) rispetto a quanto rilevato per il tempo indeterminato (1,38). Le due variabili che sintetizzano la qualità del percorso scolastico ante laurea e di quello universitario (d\_maturi e d\_lode) sono entrambe significative e l'hazard ratio ha il valore atteso – inferiore all'unità – solo nella stima di Cox relativa agli avviamenti a tempo indeterminato. Una formazione scolastica secondaria di tipo liceale rallenta di circa il 10 per cento sia le transizioni a tempo determinato sia quelle a tempo indeterminato.<sup>36</sup>

Conclusa l'analisi dei regressori di controllo, passiamo ora al commento dei regressori di interesse.

Una laurea in una disciplina tecnica e scientifica accelera la transizione verso il primo avviamento verso tutte le forme contrattuali tranne quelle interinali, per i quali non è significativa: l'hazard ratio per lo stato finale a tempo indeterminato è pari a 1,72, per il tempo determinato è 1,42 e raggiunge 1,98 per quelli a causa mista formazione e lavoro.

Come già evidenziato dai grafici con le curve di sopravvivenza Kaplan Meier, dal lato dell'offerta di lavoro le facoltà scientifiche e tecniche contribuiscono ad aumentare in maniera considerevole la transizione verso il primo impiego dei giovani neolaureati in regione.

<sup>36</sup> La covariata relativa alla formazione secondaria specialistica di carattere tecnico e scientifico risulta non significativa in tutte le transizioni ad eccezione di quella verso le forme miste di formazione e lavoro.

L'inserimento del regressore relativo al settore tecnologico di appartenenza dell'impresa consente anche qualche considerazione dal lato della domanda di lavoro. Le imprese manifatturiere e di servizi a più elevato contenuto tecnologico e/o di conoscenza secondo la definizione Eurostat garantiscono la transizione più veloce verso tutte le forme contrattuali dei neolaureati “lungi” osservati e l’hazard ratio risulta – come atteso – in tutti i casi superiore all’unità. La distribuzione degli hazard ratio per forme contrattuali mostra molteplici elementi di interesse. Nei contratti interinali l’hazard ratio evidenzia il valore minimo (1,9 comunque elevato in valore assoluto), ad indicare che anche per le posizioni lavorative più precarie sono le imprese più evolute quelle che assorbono con maggiore facilità i giovani laureati

*Tabella 6 - Cox Regression per tipologia contrattuale del primo avviamento post-laurea:*

	Contratti a causa mista formazione e lavoro		Contratti a tempo determinato		Contratti a tempo indeterminato		Contratti di lavoro interinale	
	HR	P> z	HR	P> z	HR	P> z	HR	P> z
<b>eta_1</b>	0.773	0.000(***)	0.962	0.000(***)	0.959	0.000(***)	0.930	0.000(***)
<b>d_sex</b>	1.961	0.008(***)	1.028	0.667	1.005	0.974	0.563	0.001(***)
<b>d_ita</b>	1.262	0.490	1.200	0.130	1.158	0.419	1.346	0.289
<b>d_aal</b>	1.020	0.877	1.592	0.000(***)	1.383	0.000(***)	1.623	0.000(***)
<b>d_lode</b>	0.659	0.000***	0.944	0.137	0.856	0.013(**)	0.658	0.000(***)
<b>d_maturi</b>	1.051	0.622	0.883	0.004(***)	0.795	0.001(***)	1.008	0.933
<b>d_liceo</b>	0.861	0.101	0.911	0.007(***)	0.869	0.012(**)	0.936	0.422
<b>d_fvg</b>	3.136	0.000(***)	2.919	0.000(***)	3.268	0.000(***)	4.153	0.000(***)
<b>d_mil</b>	3.762	0.000(***)	0.982	0.806	1.089	0.566	0.536	0.001(***)
<b>d_dotlau2</b>	0.136	0.000(***)	0.787	0.000(***)	0.561	0.000(***)	0.425	0.000(***)
<b>dst_tot</b>	1.978	0.000(***)	1.406	0.000(***)	1.714	0.000(***)	0.891	0.335
<b>d_tech</b>	4.389	0.000(***)	8.085	0.000(***)	4.867	0.000(***)	1.903	0.000(***)
<b>dst_tot*d_tech</b>	1.075	0.676	0.722	0.000(***)	0.670	0.000(***)	1.834	0.000(***)
<b>d_anno</b>								
<b>2001</b>	1.128	0.307	1.184	0.012(**)	0.855	0.062(*)	1.441	0.007(***)
<b>2002</b>	0.823	0.132	1.508	0.000(***)	0.976	0.769	1.543	0.001(***)
<b>2003</b>	0.480	0.000(***)	2.017	0.000(***)	0.920	0.335	1.107	0.478
<b>2004</b>	0.319	0.000(***)	2.747	0.000(***)	0.806	0.027(**)	1.038	0.805
<b>2005</b>	0.708	0.084(*)	3.449	0.000(***)	0.768	0.035(**)	0.767	0.158
<b>2006</b>	0.902	0.657	4.849	0.000(***)	0.904	0.504	0.970	0.884
<b>2007</b>	1.967	0.016(**)	7.249	0.000(***)	1.087	0.707	1.094	0.743
<b>Num. delle osservazioni</b>	14828		14828		14828		14828	
<b>Num. di failure events</b>	592		3808		1536		724	
<b>LR chi2(20)</b>	1013.28		5433.39		1449.74		523.10	
<b>Prob &gt; chi2</b>	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	

*Note: Cox Regression, Breslow method for ties. \*\*\*, \*\*, \*, livello di significatività rispettivamente all'1%, 5% e al 10 per cento.*

Il livello tecnologico e/o l'intensità di conoscenza delle imprese che domandano lavoro giocano un ruolo molto rilevante anche nelle altre tre categorie di rischio osservate ed è in grado di aumentare la probabilità di un primo avviamento all'interno della finestra di osservazione di oltre 4 volte per i contratti a causa mista e per quelli interinali e ben 8 volte per quelli a tempo determinato.

L'iterazione tra la dummy per contenuto tecnologico e di conoscenza delle imprese che domandano lavoro e quella delle conoscenze tecniche e scientifiche dei neolaureati che offrono lavoro (*d\_tech* e *dst\_tot* rispettivamente) mostra chiaramente che negli otto anni considerati (2000-2007) i flussi in ingresso della forza lavoro più qualificata nelle imprese tecnologicamente più evolute non abbiano riguardato in misura preferenziale la componente con conoscenze scientifiche e tecniche specialistiche, privilegiando gli altri tipi di formazione universitaria. L'intersezione tra aziende tecnologicamente avanzate e laureati in scienza e tecnologia evidenzia una probabilità di un primo avviamento con contratto a tempo determinato di circa il 28 per cento più bassa rispetto a quanto avviene all'esterno di tale intersezione. Per quanto riguarda gli avviamenti a tempo indeterminato il quadro è ancora più netto, con un hazard ratio della variabile iterata pari a 0,668. Solo in relazione alle forme contrattuali più flessibili, quali i contratti di lavoro interinali, i laureati in discipline scientifiche e tecniche hanno una maggiore probabilità di transito verso le imprese tecnologicamente più evolute, come risulta dal valore di 1,83 del relativo hazard ratio.

Per effettuare un controllo sulla robustezza del modello proposto nelle stime, abbiamo confrontato i risultati delle stime della seconda equazione a rischio unico nel modello non parametrico di Cox con quelli ottenuti nel modello di Weibull.

Come si osserva nella tabella 7, i risultati del modello di Cox sono molto prossimi a quelli ottenuti nel modello di Weibull, rassicurandoci sulla consistenza del modello proposto.<sup>37</sup> Il parametro  $p$  inferiore all'unità stimato nel modello di Weibull – pari a 0,893 – implica una funzione di hazard monotona decrescente. Nella letteratura di job search ciò è spiegato con il fatto che al crescere della durata del limbo della ricerca del primo impiego post-laurea per gli individui diventa, *coeteris paribus*, più difficile trovare un'occupazione a seguito dell'emergere di fenomeni di demotivazione/demoralizzazione e per un'iniziale erosione del capitale intellettuale accumulato durante gli studi universitari. Una funzione di hazard monotona crescente è interpretata invece in termini di aumento della probabilità di trovare un lavoro a mano a mano che il periodo di ricerca aumenta. Ciò è riconducibile sia a una maggiore accumulazione delle informazioni da parte degli individui al proseguire del

---

<sup>37</sup> Queste condizioni permetterebbero di effettuare l'aggiustamento per errore da selezione per alcuni regressori, seguendo la procedura descritta in Boehmke *et al.* (2006). Purtroppo non è stato possibile sondare questa possibilità a causa della mancanza di una equazione di selezione contenente almeno una covariata non presente nell'equazione di output; limitatamente a questo aspetto, a nostro parere, i risultati di Sciulli e Signorelli (2011) mostrano qualche debolezza.

processo di ricerca, sia a una progressiva riduzione del loro salario di riserva e al conseguente aumento della tipologia di posizioni lavorative accettate dai neolaureati (Salas-Velasco, 2007, p. 341).

*Tabella 7 - Check di robustezza: confronto tra le stime a rischio unico nel modello di Cox e in quello di Weibull*

	Cox		Weibull	
	HR	P> z		
<b>eta_l</b>	0.949	0.000	0.948	0.000
<b>d_sex</b>	1.011	0.831	1.012	0.810
<b>d_ita</b>	1.207	0.039	1.210	0.036
<b>d_aal</b>	1.506	0.000	1.512	0.000
<b>d_lode</b>	0.870	0.000	0.864	0.000
<b>d_maturi</b>	0.901	0.001	0.899	0.001
<b>d_liceo</b>	0.901	0.000	0.901	0.000
<b>d_fvg</b>	3.147	0.000	3.184	0.000
<b>d_mil</b>	1.073	0.238	1.082	0.187
<b>d_dotlau2</b>	0.625	0.000	0.609	0.000
<b>dst_tot</b>	1.423	0.000	1.424	0.000
<b>d_tech</b>	5.714	0.000	5.969	0.000
<b>dst_tot*d_tech</b>	0.821	0.000	0.816	0.000
<b>d_anno</b>				
<b>2001</b>	1.082	0.078	1.065	0.153
<b>2002</b>	1.209	0.000	1.194	0.000
<b>2003</b>	1.267	0.000	1.269	0.000
<b>2004</b>	1.432	0.000	1.486	0.000
<b>2005</b>	1.691	0.000	1.820	0.000
<b>2006</b>	2.222	0.000	2.448	0.000
<b>2007</b>	3.139	0.000	3.419	0.000
		<b>_cons</b>	0.001	0.000
		<b>/ln_p</b>	-0.114	0.000
		<b>p</b>	0.893	
		<b>1/p</b>	1.120	
<b>Num. delle osservazioni</b>	14828		14828	
<b>Num. di failure events</b>	6660		6660	
<b>LR chi2(20)</b>	7251.41		7747.63	
<b>Prob &gt; chi2</b>	0.0000		0.0000	
<b>Log likelihood</b>	-57068.201		-15762.376	

## 7 CONCLUSIONI

Nel presente lavoro si è affrontato uno dei passaggi più critici per i laureati italiani nel confronto europeo, quello della lunga durata della transizione tra Università e lavoro.



L'analisi ha riguardato i laureati "vecchio ordinamento" e quelli di secondo livello dell'ateneo di Trieste, che tra il 2000 e il 2007 hanno trovato un'occupazione alle dipendenze nelle imprese del settore privato del Friuli Venezia Giulia. Negli otto anni in esame si osserva che una quota pari al 43,6 per cento dei laureati trova la prima occasione di lavoro post-laurea in regione, impiegando in media 529 giorni, con valore mediano di 330 giorni. Per i laureati in discipline scientifiche e tecnologiche la probabilità di trovare rapidamente un lavoro è più elevata che per il complesso delle discipline, i neo-ingegneri e i laureati in Farmacia impiegano in media 203 e 176 giorni. La quota di avviati a tempo indeterminato è del 23,1 per cento, del 57,2 a tempo determinato, del 10,9 con un rapporto interinale e la restante quota, inferiore al 9 per cento del totale, è stato avviato con contratti a causa mista.

Dall'analisi a rischio singolo emerge che i laureati in discipline scientifiche e tecnologiche hanno una probabilità molto più elevata - oltre il 40 per cento - di essere rapidamente assunti rispetto a quelli delle altre discipline. L'interazione tra ambito disciplinare universitario e titolo liceale rallenta la transizione, con il prevalere di un possibile effetto "salario di riserva". L'interazione tra una formazione scolastica secondaria e una laurea entrambe in discipline scientifiche e tecniche è anch'essa debolmente significativa, ma l'hazard ratio risultante indica una probabilità di circa il 13 per cento più elevata di ottenere un primo avviamento.

L'analisi di durata con competing risks per stato contrattuale di destinazione consente di stabilire che una laurea in una disciplina tecnica e scientifica accelera la transizione verso il primo avviamento verso tutte le forme contrattuali tranne quelle interinali, per le quali non è significativa (l'hazard ratio per lo stato finale a tempo indeterminato è pari a 1,72, per il tempo determinato è 1,42 e raggiunge 1,98 per quelli a causa mista formazione e lavoro).

Le imprese manifatturiere e di servizi a più elevato contenuto tecnologico e/o di conoscenza garantiscono una transizione più veloce verso tutte le forme contrattuali e l'hazard ratio risulta – come atteso – in tutti i casi superiore all'unità. La distribuzione degli hazard ratio per forme contrattuali mostra molteplici elementi di interesse. Nei contratti interinali l'hazard ratio evidenzia il valore minimo (1,9 comunque elevato in valore assoluto), ad indicare che, anche per le posizioni lavorative più precarie, sono le imprese più innovative quelle che assorbono con maggiore facilità i giovani laureati.

Il livello tecnologico e/o l'intensità di conoscenza delle imprese che domandano lavoro giocano un ruolo molto rilevante nell'aumentare la probabilità di un primo avviamento di oltre 4 volte per i contratti a causa mista e per quelli a tempo indeterminato e ben 8 volte per quelli a tempo determinato.

L'interazione tra la dummy per contenuto tecnologico e di conoscenza delle imprese che domandano lavoro e quella delle conoscenze tecniche e scientifiche dei neolaureati che offrono lavoro mostra che i flussi in ingresso nelle imprese high-tech non abbiano riguardato in misura preferenziale la componente con conoscenze scientifiche e tecniche specialistiche, privilegiando gli altri tipi di formazione universitaria. L'intersezione tra aziende

tecnologicamente avanzate e laureati in scienza e tecnologia evidenzia una probabilità di un primo avviamento con contratto a tempo determinato di circa il 28 per cento più bassa rispetto a quanto avviene all'esterno di tale intersezione: i risultati dell'analisi di durata, in un mercato regionale del lavoro del Nord Est, confermano per altre vie il principale risultato ottenuto da Torrini e Schivardi (2012). Per quanto riguarda gli avviamenti a tempo indeterminato il quadro è ancora più netto, con un hazard ratio della variabile iterata pari a 0,668. Solo in relazione alle forme contrattuali più flessibili, quali i contratti di lavoro interinali, i laureati in discipline scientifiche e tecniche mostrano una transizione più veloce verso le imprese tecnologicamente più avanzate.

Infine, i risultati della stima secondo il modello di Weibull suggeriscono qualche elemento di preoccupazione. La funzione di hazard che emerge dai dati del nostro campione è decrescente: nella letteratura di job search ciò è interpretato con il fatto che, al crescere della durata del limbo della ricerca del primo impiego, per gli individui diventa, *coeteris paribus*, più difficile trovare un'occupazione a seguito dell'emergere di fenomeni di demotivazione/demoralizzazione e, forse, per un'iniziale erosione del capitale intellettuale accumulato durante gli studi universitari.<sup>38</sup>

## Bibliografia

- Allen J., Pavlin S. e van der Velden R. (a cura di) (2011), *Competencies and Early Labour Market Careers of Higher Education Graduates in Europe*. Ljubljana: University of Ljubljana, Faculty of Social Sciences.
- Biggeri L., Bini M. e Grilli L. (2001), *The transition from university to work: A multilevel approach to the analysis of the time to obtain the first job*, Journal of the Royal Statistical Society: Series A 164, no. 2, 293-305.
- Boehmke F.J., Morey D.S. e Shannon M. (2006), *Selection Bias and Continuous-Time Duration Models: Consequences and a Proposed Solution*, in *American Journal of Political Science*, Vol. 50, No. 1, 192-207.
- Breschi S. e Lissoni F. (2001) *Knowledge Spillovers and Local Innovation Systems: A Critical Survey*, in *Industrial and Corporate Change*, Oxford University Press, 10(4), 975-1005.

---

<sup>38</sup> Ringraziamo Domenico Tranquilli, Marco Cantalupi e Giorgio Plazzi (Regione Friuli Venezia Giulia) Massimo Dal Gos e Sandra Marcon (Università degli Studi di Trieste) per il supporto tecnico e la fornitura dei dati e Gaetano Carmeci, Saveria Capellari e i partecipanti ai Workshop del Progetto Innovazione della Banca d'Italia, in particolare Davide Arnaudo che ci hanno fornito molteplici spunti di miglioramento.

- Brunello G. e Cappellari L. (2008), *The labour market effects of Alma Mater: Evidence from Italy*, *Economics of Education Review*, Elsevier, vol. 27(5), 564-574.
- Bugamelli M., Cannari L., Lotti F. e Magri S. (2012), *Il gap innovativo del sistema produttivo italiano: radici e possibili rimedi*, *Questioni di Economia e Finanza*, n. 121, aprile 2012, Roma, Banca d'Italia.
- Cappellari, L., e Claudio L. (2009), *The 'Bologna Process' and college enrolment decisions*, in *Labour Economics*, 16, no. 6, 638-647.
- Cecchi D. (2010), *Percorsi scolastici e origini sociali nella scuola italiana*, in *Politica Economica*, n. 3, 359-388.
- Cecchi, D. e Flabbi L. (2007), *Intergenerational mobility and schooling decisions in Italy and Germany*. IZA Discussion Paper No. 2876/2007
- Cox D. R. (1972), *Regression models and life-tables (with discussion)*, in *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, n. 34, 187-220.
- Fine J.P. e Gray R.J.(1999), *A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk*, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, n. 446, giugno, pp. 496-509.
- Heckman J.J. (1979), *Sample Selection Bias as a Specification Error*, in *Econometrica*, Vol. 47, No. 1., 153-161.
- Kleinbaum D.G. e Klein M. (2011), *Survival Analysis. A Self-Learning Text*, terza edizione, Springer Verlag.
- Lombardo R., De Luca G. e Passarelli G. (2012), *Field of Study and Transition into a Stable Job: The Case of a University in Southern Italy*, in *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 2; February, 69-84.
- Naticchioni P., Ricci A. e Rustichelli, E. (2010), *Far away from a skill-biased change: falling educational wage premia in Italy*, in *Applied Economics*, vol. 42(26), 3383-3400.
- OECD (2010), *Off to a Good Start? Jobs for Youth*, OECD, Paris.
- Pintilie M. (2006), *Competing Risks: A Practical Perspective*, Chichester, UK, Wiley.
- Pozzoli, D. (2009), *The transition to work for Italian university graduates*, in *Labour*, 23, n. 1, 131-69.
- Salas-Velasco, M. (2007), *The transition from higher education to employment in Europe: The analysis of the time to obtain the first job*, in *Higher Education*, 333-360.
- Santoro M. e Pisati M. (1996), *Dopo la laurea*, Bologna: Il Mulino.

- Schivardi F. e Torrini R. (2011), *Cambiamenti strutturali e capitale umano nel sistema produttivo italiano*, Questioni di Economia e Finanza, n. 108, novembre 2011, Roma, Banca d'Italia.
- Sciulli D. e Signorelli M. (2011), *University-to-work transitions: an empirical analysis on Perugia graduates*, in *European Journal of Higher Education*, n. 1:1, 39-65.
- Violante, G. L. (2008), *Skill-biased technical change*, The New Palgrave Dictionary of Economics. Second Edition. Eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume, The New Palgrave Dictionary of Economics Online. Palgrave Macmillan.

## **ABSTRACT**

### **THE LIMBO BETWEEN GRADUATION AND FIRST JOB. SCIENCE AND TECHNOLOGY DEGREES WILL SHORTEN IT? THE UNIVERSITY OF TRIESTE CASE STUDY**

The integration of graduates in the Italian labor market is characterized by growing instability in employment and longer average durations of entry than the rest of the European countries. The issue of this paper is to measure the duration of the integration paths of graduates in scientific and technical courses towards other types of degrees. The scope is to determine if there are preferential or faster paths toward employment, when the employer are firms with higher degree of innovation. The region Friuli Venezia Giulia presents rates of scientific and technical graduates among the highest in the average EU27 Member countries. The empirical analysis concerns two different estimations. In the first reduced equation of the transition probabilities estimated with a non-parametric Cox proportional hazard model, we show which characteristics of young graduates favor the first placement in regional enterprises. In the second duration analysis, estimated only for that graduates who have had at least one contract with a regional enterprise, we show which characteristics of individuals and firms promote the matching of graduates and firms of industrial and service sectors divided by technological intensity and/or knowledge.

**Keywords:** university-to-work transition; Cox proportional hazard model; competing risk model; Trieste University and region Friuli Venezia Giulia.