

Il limbo tra laurea e primo lavoro: scienza e tecnologia lo accorciano?

Il caso dell'Università di Trieste

di Laura Chies, Achille Puggioni e Roberto Stok

Title: The 'Limbo' between Graduation and First Employment: Do Science and Technology Degrees Shorten it? A Case Study of the University of Trieste

ABSTRACT: *Italy constantly stands out among the European countries with regard to the length of the university-to-work transition. This paper analyses the first employment of graduates of the University of Trieste, between 2000 and 2007, who were employed in the private sector of the regions Friuli Venezia Giulia and Veneto. The factors related to the time required to obtain a first employment are identified using a Cox Model, with single and competitive risks, in order to account for the effects of different labour contracts. For this purpose, the variables considered are, on the supply side, the characteristics of the workers, such as their field of studies (scientific-technological versus socio-humanistic). The technological intensity of local firms, the contract types and the positions offered are used to capture the demand side. The analysis suggests that graduates in science and technology face a shorter limbo, especially for those hired with permanent contracts. Nevertheless they are not granted a faster entry in medium, high-tech and knowledge intensive firms.*

KEYWORDS: *University-to-work transition, Cox proportional hazard model, Competing risk model, Trieste University, Local labour market*

Laura Chies, *Dipartimento di Scienze Economiche, Aziendali, Matematiche e Statistiche 'Bruno de Finetti', Università di Trieste,*

laura.chies@deams.units.it

Achille Puggioni, *Ufficio Analisi e Ricerca Economica Territoriale, Banca d'Italia, Sede di Trieste,*

Achille.Puggioni@bancaditalia.it

Roberto Stok, *Dipartimento Economia e Statistica, Banca d'Italia,*

Roberto.Stok@bancaditalia.it

Ringraziamo per i dati fornitici Domenico Tranquilli, Marco Cantalupi e Giorgio Plazzi (Regione Friuli Venezia Giulia), Bruno Anastasia e Maurizio Rasera (Veneto Lavoro), Massimo Dal Gos e Sandra Marcon (Università degli Studi di Trieste), anche per il supporto tecnico. Siamo grati a Davide Arnaudo, Gaetano Carmeci, Saveria Capellari, Francesco Pauli e ai partecipanti alla riunione annuale AISRe di Palermo (2013), nonché ai due anonimi referee che hanno suggerito molteplici spunti di miglioramento. La ricerca è stata possibile grazie al finanziamento dell'Università di Trieste – Fondo di Finanziamento per Ricercatori di Ateneo FRA2011. Le opinioni espresse appartengono agli autori e non riflettono necessariamente quelle delle istituzioni di appartenenza.

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 (per un'efficace sintesi sul caso italiano, si veda Cipollone e Sestito, 2010), sulla densità della rete di relazioni tra università e imprese, nonché sulla scelta della tipologia d'istruzione delle generazioni successive. Oltre a questi fattori, la transizione università-lavoro è diventata uno dei principali temi di ricerca economica anche in seguito alle trasformazioni subite dai mercati del lavoro interni e internazionali (OECD, 2010). A questo si aggiunga che l'omogeneizzazione dei percorsi universitari a livello europeo, determinata dal 'Bologna Process' (EACEA, 2012) e il conseguente aumento delle coorti di giovani laureati, almeno negli anni antecedenti la crisi, si sono accompagnate a ridotte probabilità di occupazione, nonostante l'assottigliarsi delle relative classi di età.

La ricerca di una prima 'buona' occupazione è diventata più difficile e il limbo tra università e lavoro si è allungato ovunque in Europa (Salas-Velasco, 2007): l'Italia emerge tra i Paesi avanzati per la sua posizione di retroguardia, sia in merito alla modesta quota di laureati rispetto alla popolazione, che per il minore successo lavorativo, caratterizzato da più elevati tassi di disoccupazione, da più lunghi periodi di attesa del primo lavoro e livelli di reddito più contenuti (Allen *et al.*, 2011; Støren e Arnesen, 2011). L'indagine CHEERS (*Careers after Higher Education: An European Research Survey*), che ha coinvolto 11 Paesi europei tra cui l'Italia, ha confrontato gli esiti occupazionali dei laureati nell'anno accademico 1994-95 a quattro anni dal conseguimento del titolo e ha evidenziato come la durata della ricerca del primo impiego per gli italiani e per gli spagnoli sia quasi doppia rispetto alla media dei Paesi europei considerati (8,9 e 11,6 mesi rispettivamente, contro una media di 6,2 mesi) (Salas-Velasco, 2007: 343, tavola 2).

Poiché dall'esame della letteratura emergono risultati variegati, risulta interessante analizzare empiricamente quali siano le principali variabili correlate alla durata dell'attesa del primo lavoro. La maggior parte delle analisi empiriche si limita a esaminare l'influenza delle caratteristiche individuali e del titolo di studio sulle modalità di ingresso dei laureati nel mercato del lavoro (Staffolani e

Sterlacchini, 2001; Brunello e Cappellari, 2008). Non mancano tuttavia articoli che sottolineano come siano importanti anche le caratteristiche di localizzazione (Biggeri *et al.*, 2001) e quelle della domanda di lavoro (Cutillo e Di Pietro, 2006a; Caroleo e Pastore, 2013) quali fattori di accelerazione dei tempi di avviamento al lavoro dei giovani laureati. Sotto questo punto di vista, le riforme degli ordinamenti di studio avvenute nei primi anni Duemila sembrano aver determinato un maggiore successo dei percorsi di studio e di specializzazione che terminano con una laurea di secondo livello rispetto a quelle di primo livello (Cappellari e Lucifora, 2009; Sciulli e Signorelli, 2011; Luzzatto *et al.*, 2011).

Data la complessità delle correlazioni tra i fattori connessi all'ingresso al lavoro dei laureati, questo studio è strutturato nel modo seguente. Nel primo paragrafo si riassumono i principali risultati della letteratura empirica sulle determinanti dei tempi di primo ingresso al lavoro, con particolare riguardo al caso italiano e a quelli regionali. Nel secondo paragrafo, dopo aver illustrato le basi dati oggetto d'analisi, viene presentata la metodologia adottata per stimare le variabili connesse alla durata del 'limbo', ossia del periodo di attesa tra la laurea e il primo avviamento presso le imprese private locali. Il terzo paragrafo è dedicato alle statistiche descrittive delle variabili che qualificano la durata delle transizioni università-lavoro. Nel quarto paragrafo si discutono i risultati delle stime dei modelli di Cox e, infine, nell'ultimo paragrafo si presentano le riflessioni conclusive.

1. Le determinanti dei tempi di attesa del primo lavoro: il caso dei laureati italiani

La teoria standard del *job-search* suggerisce un modello per lo studio della durata del periodo di non lavoro o di disoccupazione, utile a disegnare il perimetro delle variabili da inserire nell'analisi. In generale, le caratteristiche misurabili dell'individuo, dal lato dell'offerta, e quelle dell'impresa che lo assume, dal lato della domanda, rappresentano le variabili necessarie per spiegare la durata del periodo di ricerca di un lavoro (Warner *et al.*, 1980).

In questo quadro di riferimento, la letteratura sulla transizione università-lavoro sul caso italiano evidenzia risultati non univoci sulle determinanti dal lato dell'offerta di lavoro, mentre più scarse sono le analisi che tengono conto degli

aspetti della domanda, quali le caratteristiche delle imprese e la loro localizzazione. Santoro e Pisati (1996) osservano come, per un campione di studenti laureatisi nel 1990 nelle università dell'Emilia-Romagna, la probabilità di occupazione dipenda fortemente dal tipo di corso di studio seguito più che dalle altre variabili (famiglia, tipo di maturità, localizzazione, esperienze di lavoro durante gli studi ed età alla laurea). In particolare, i corsi di laurea in economia e ingegneria riducono i tempi di transizione al lavoro rispetto a quelli giuridici o umanistici. Risultati simili sono desumibili dall'analisi di Ballarino e Bratti (2009), che utilizzano i dati di quattro indagini ISTAT sui laureati a tre anni dalla laurea, dal 1995 al 2004, e stimano la probabilità di occupazione sulla base di un modello multilivello (*multinomial logit*) stratificato per sesso, università e corso di laurea. La probabilità di trovare un impiego in questo caso rimane elevata e non cambia 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 ai laureati in discipline umanistiche.

L'ingresso nel mercato del lavoro è rallentato da un brillante voto di laurea (Santoro e Pisati, 1996; Sciulli e Signorelli, 2011), spesso accompagnato dal desiderio di proseguire gli studi e da aspettative più elevate riguardo la prima occupazione. 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 immediatamente dopo il conseguimento del titolo di studio. 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 accetterebbero con maggiore facilità posti di lavoro meno prestigiosi. Un risultato discordante emerge dall'articolo di Biggeri *et al.* (2001) che utilizza per la stima un modello di durata a tempo discreto a tre livelli (individuo, corso di laurea e università) sui dati dell'indagine ISTAT 1995 per i laureati nel 1992: gli autori osservano che il voto di laurea più elevato ha un debole effetto positivo sulla probabilità di occupazione. L'analisi di Pozzoli (2009) non rileva effetti del voto di laurea e del tipo di maturità nella velocità della transizione verso la prima occupazione. Per quanto riguarda l'esperienza maturata con impieghi antecedenti la laurea, egli evidenzia un effetto negativo sulla durata della transizione: ciò può essere connesso alla natura stagionale o occasionale di tali esperienze lavorative, che non arricchiscono il neolaureato di capacità professionali specifiche.

Ballarino e Bratti (2009) mostrano anche che tra il 1995 e il 2004 le opportunità di lavoro a tempo determinato sono aumentate rispetto agli altri tipi di contratto, rilevando una maggiore disponibilità dei laureati in corsi di laurea socio-umanistici ad accettare contratti di lavoro atipici con più bassi profili retributivi e una più elevata capacità di adattamento alle nuove forme contrattuali flessibili che hanno progressivamente caratterizzato l'ingresso nel mercato del lavoro. A tal proposito Pozzoli (2009) considera i contratti di lavoro a termine separatamente da quelli a tempo indeterminato verificando 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 avviamento al lavoro, in linea con i risultati di Ballarino e Bratti (2009).

Le università del Nord ottengono, come atteso, risultati migliori in termini occupazionali; in quelle del Sud i maschi, in particolare quelli con un voto finale basso, trovano più velocemente una prima occupazione rispetto alle femmine (Lombardo *et al.*, 2012); durante la crisi economica, come emerge dai dati AlmaLaurea, le condizioni di svantaggio delle neolaureate rispetto alla componente maschile si sono acuite (Casula e Chiandotto, 2014). La probabilità di ottenere il primo lavoro è decrescente nel tempo (Biggeri *et al.*, 2001). Questi risultati sono in linea con quelli di Pozzoli (2009) per quanto riguarda l'effetto negativo di variabili quali abitare al Centro o nel Meridione, un'età più elevata alla laurea, il genere femminile, un titolo in scienze sociali o umanistiche e l'aver genitori non laureati.

I divari riscontrati nel successo lavorativo possono dipendere anche dall'eterogeneità tra laureati triennali e magistrali e tra quelli del 'vecchio' e del 'nuovo' ordinamento¹, che induce effetti importanti sul tempo di attesa del primo lavoro (Pozzoli, 2009; Sciulli e Signorelli, 2011; Lombardo *et al.*, 2012, Casula e Chiandotto, 2014). Tra gli studi empirici sulla transizione università-lavoro dopo l'applicazione del 'processo di Bologna', Sciulli e Signorelli (2011) mettono in evidenza come vi sia un'ampia letteratura sui cambiamenti indotti dal

¹ 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. Tali Decreti definiscono il 'nuovo ordinamento' e sono il D.M. 509/1999 (lauree specialistiche di secondo livello), rivisto con il D.M. 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.

‘processo di Bologna’ e come il quadro di analisi delle transizioni università-lavoro si sia ulteriormente complicato con la diffusione del modello ‘3+2’. Essi utilizzano una metodologia simile a quella adottata nel presente lavoro, impiegando i dati amministrativi dell’Università di Perugia e del Centro per l’impiego della medesima provincia, per comprendere i cambiamenti intercorsi tra il 2004 e il 2009 nell’avviamento al lavoro dei laureati con titoli accademici del vecchio ordinamento e di quelli con lauree triennali e specialistiche/magistrali o a ciclo unico del nuovo ordinamento. Gli autori evidenziano che un laureato con titolo di laurea triennale ha maggiori difficoltà ad accedere al primo lavoro sia rispetto a un laureato del vecchio ordinamento sia, soprattutto, rispetto a un laureato di secondo livello. Ciò è in linea con l’evidenza di Cappellari e Lucifora (2009) sulla scarsa valorizzazione del titolo triennale nel mercato del lavoro italiano, inducendoci a considerare per le stime del presente lavoro i laureati secondo il vecchio ordinamento e i pochi laureati specialistici presenti nella base dati.

Più in generale le analisi empiriche evidenziano una diminuzione del rendimento nel mercato del lavoro dei titoli universitari ancora prima della riforma universitaria (Bernardi, 2003). Una delle determinanti fondamentali sarebbe, infatti, la scarsa disponibilità di posti di lavoro a elevato contenuto professionale (ipotesi dei *bad jobs*), come sostenuto da Cutillo e Di Pietro (2006b). Le analisi di Franzini e Reitano (2012), di Aina e Pastore (2012) sui dati dell’indagine ISFOL-PLUS e quelle di Caroleo e Pastore (2013) su quelli AlmaLaurea evidenziano come il fenomeno dell’*overeducation/overskilling* sia presente soprattutto nel Nord-Est del Paese e sia legato non solo a fattori psicologici di offerta di lavoro, quali la percezione di un sottoutilizzo delle proprie capacità, ma derivi anche, dal lato della domanda, da un sottoutilizzo o sottoinquadramento professionale connessi alla struttura organizzativa delle imprese, caratterizzate spesso dalla piccola dimensione e da una struttura organizzativa di tipo familiare (Ghiselli e Sobrero, 2014).

Una variabile esplicativa importante della transizione al lavoro *skilled*, considerata nell’esercizio econometrico proposto nel presente lavoro, è il grado di innovazione tecnologica delle imprese. Le imprese innovative, usualmente, tenderebbero ad assorbire una quota maggiore di laureati: per il caso italiano Ballarino e Bratti (2009) trovano solo parziale conferma alla tesi dello *Skill-Biased Technological Change* (SBTC), secondo il quale vi sarebbe una correlazione po-

sitiva tra investimenti in tecnologie informatiche (ICT) e domanda di lavoro qualificato. Ciò sarebbe imputabile agli scarsi investimenti in R&S, determinati dalla ridotta dimensione d'impresa, dalla debole capacità di assumere i rischi dell'innovazione e dalla scarsa dotazione di capitale umano, per il quale un elevato *turnover* contrattuale è preferito alla formazione interna (Bugamelli *et al.*, 2012). I neolaureati non sembrano sfuggire a questa logica (Bernardi, 2003).

2. I laureati dell'Ateneo di Trieste prima della crisi e i tempi di ingresso al lavoro

L'Università di Trieste rappresenta uno dei pochi atenei italiani che compare nelle classifiche internazionali per qualità, a cui si aggiunge una quota consistente di laureati in scienza e tecnologia rispetto alla popolazione (16,5%, contro una media nazionale del 13,3 secondo i dati ISTAT) e un consistente aumento degli iscritti nei corsi di laurea tecnico-scientifici (dal 24% nel 2000 al 33% del totale nel 2007). La Regione Friuli Venezia Giulia (FVG in seguito) è, inoltre, insieme al Piemonte e all'Emilia-Romagna, quella che presenta le migliori *performance* su molti degli indicatori sulla ricerca e sviluppo rispetto alle altre regioni italiane e ben si colloca anche nel confronto europeo (European Commission, 2014), grazie alla presenza di un elevato numero di istituzioni di ricerca scientifica. Oltre alle due sedi universitarie, le facoltà scientifiche dell'Università degli Studi di Trieste e la SISSA (Scuola Internazionale Superiore di Studi Avanzati), nel territorio hanno sede diversi centri di ricerca nazionali e internazionali: l'ICTP (Centro internazionale di fisica teorica), l'ICGEB (Centro internazionale di ingegneria genetica e biotecnologie), il parco scientifico e tecnologico 'Area Science Park', e i laboratori del Sincrotrone di Trieste.

I recenti rapporti di AlmaLaurea evidenziano nel Nord-Est un'offerta di laureati in materie scientifiche e tecnologiche di buona qualità e, al contempo, il loro scarso grado di soddisfazione sulla qualità dell'occupazione *post lauream*. Da questa discrasia, connessa agli aspetti dimensionali e organizzativi delle imprese già evidenziati nel precedente paragrafo, prende spunto il lavoro che segue.

2.1. *Le basi dati*

L'analisi, tenendo conto della letteratura sulla scarsa appetibilità dei cicli di laurea breve, si sofferma solo sui 15.601 studenti che hanno conseguito un titolo 'lungo' – lauree conseguite dopo 4-6 anni di studio secondo il vecchio ordinamento e lauree specialistiche secondo il nuovo ordinamento – dal 2000 al 2007, estratti dall'archivio amministrativo dell'Università di Trieste². Il contributo si concentra sulla durata del 'limbo' tra il momento della laurea e primo ingresso nel mercato del lavoro privato, sulla base delle comunicazioni obbligatorie degli avviamenti dell'Osservatorio del Lavoro del FVG e dell'archivio Planet di Veneto Lavoro per il Veneto tra il 1° gennaio 2000 e il 31 dicembre 2007³. I limiti di questo esercizio sono dati dalla dimensione geografica (si dispone solo delle comunicazioni obbligatorie effettuate ai Centri per l'Impiego provinciali dalle imprese con sede legale nel territorio delle due regioni) e dal settore economico, poiché nel periodo analizzato (2000-2007) le comunicazioni obbligatorie riguardavano solo i lavoratori dipendenti del settore privato. Non sono invece disponibili gli avviamenti presso imprese di altre regioni italiane o estere, e quelli nel settore pubblico e nel lavoro autonomo. Tenuto conto di questi limiti, l'esame congiunto degli archivi amministrativi consente di misurare esattamente la durata che intercorre tra il conseguimento della laurea e il primo avviamento *post lauream*: ciò risulta invece impossibile utilizzando altre basi dati come quelle dell'ISTAT o di AlmaLaurea.

Pur disponendo dell'archivio completo dell'Ateneo triestino, per considerare solo il primo avviamento *post lauream*, sono stati considerati solo i laureati dopo il 1° gennaio 2000. La finestra di osservazione termina al 31 dicembre 2007 a causa del cambiamento della normativa sulle comunicazioni obbligatorie ai Centri per l'impiego, che non consente un raccordo con i dati relativi al periodo successivo.

L'esame congiunto delle comunicazioni obbligatorie del Veneto e del FVG attenua i limiti territoriali della base dati: nella prima risiede il 19,1% dei lau-

² L'ultima estrazione dagli archivi amministrativi dell'Università è stata effettuata in data 1° aprile 2014, da cui risultano solo 857 laureati secondo il 'nuovo ordinamento'.

³ L'archivio amministrativo dei Centri per l'impiego comprende gli avviamenti e le cessazioni dei lavoratori nelle imprese presso le unità produttive localizzate nelle due regioni; 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.

reati, nella seconda il 70,8. Con le cautele metodologiche suggerite dai dati utilizzati, il lavoro propone un'analisi empirica su un aspetto relativamente poco considerato all'interno degli studi sull'*early employment*, fornendo sia alle università sia ai *policy makers* un quadro concettuale per comprendere le variabili connesse ai tempi d'attesa della prima occupazione.

2.2. Analisi di sopravvivenza basata sul modello di Cox⁴

L'analisi utilizza il modello di Cox (1972) con rischi (*hazards*) proporzionali per spiegare le determinanti della durata misurata in giorni e compresa tra la data di laurea e il primo avviamento *post lauream* nel settore privato, che costituisce il cosiddetto '*failure event*' o 'evento a rischio'⁵. Si tratta di un metodo semiparametrico che analizza gli effetti di un insieme di variabili su tale durata, il 'limbo'. Nel caso in cui un individuo non sperimenti l'evento (cioè l'avviamento al lavoro), sarà considerato censurato e concorrerà alla stima fino al momento in cui viene osservato (qui la data di censura è fissata a fine 2007). Nell'analisi di sopravvivenza tipicamente si considera la funzione di *hazard*, che in generale è definita come tasso di accadimento istantaneo del '*failure event*', condizionato alla sopravvivenza fino al tempo t

$$h(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Pr \{ t \leq T < t + \delta \mid T \geq t \}}{\delta}$$

e che nel modello di Cox si assume abbia, per l' i -mo individuo, la seguente forma funzionale:

$$[1] \quad h_i(t) = h_0(t) e^{x_i \beta}$$

dove $h_i(t)$ rappresenta l'*hazard function*, in ogni istante di tempo, per l' i -mo individuo di trovare un posto di lavoro nel settore privato; x_i rappresenta un

⁴ Una panoramica aggiornata ed esaustiva sui modelli di durata è contenuta in Kleinbaum and Klein (2011).

⁵ A partire dal contributo di Lancaster del 1972 la *survival analysis* è stata spesso utilizzata nell'economia del lavoro (Salas-Velasco, 2007).

vettore di k variabili di controllo che influenzano la durata; il vettore dei coefficienti della regressione è $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$. La forma funzionale è catturata da un termine comune che dipende solo dalla durata, la cosiddetta *baseline hazard function* $h_0(t)$, e corrisponde ai valori che la funzione assume in corrispondenza di un'osservazione per la quale tutti i regressori x_i sono pari a zero. Essa determina la forma della funzione di *hazard* $h_i(t)$, pur non essendo richiesta la sua specificazione per effettuare la stima del vettore β , rendendo il modello di Cox adatto alle analisi empiriche. Tipicamente si ipotizza che il vettore β non dipenda dal tempo: in tal caso il rapporto fra le funzioni di rischio di due individui $h_i(t)$ e $h_j(t)$ risulta costante nel tempo e viene denominato *hazard ratio* (ipotesi di rischi proporzionali o *proportional hazards*). Per valutare l'effetto del k -mo regressore sulla funzione di *hazard*, si utilizza la stima dell'*hazard ratio* HR_k corrispondente a due individui con regressori identici tranne che per la variazione unitaria del k -mo regressore (in tal caso è $HR_k = e^{\beta_k}$ e stimare HR_k equivale a stimare β_k).

Un valore dell'*hazard ratio* inferiore a 1 implica un 'rischio' minore di avviamento al lavoro nel settore privato, mentre un valore superiore all'unità segnala *coeteris paribus* un rischio crescente, ossia un periodo più breve di attesa del primo lavoro. Per sottoporre a verifica l'ipotesi di *proportional hazards* è stato utilizzato il test dei residui di Schoenfeld (Grambsch e Therneau, 1994).

La letteratura econometrica dell'analisi di sopravvivenza pone attenzione anche alla possibile eterogeneità non osservata, che può derivare da variabili omesse nel modello (Chamberlain, 1985). Un approccio utile è l'introduzione nel modello di regressione di una *shared frailty*, ovvero una componente casuale latente (α_j) che rappresenta fattori di rischio non osservati specifici a gruppi di laureati e considerati costanti nel tempo. Se si introduce una *shared frailty* la [1] diventa, per la i -esima osservazione del j -esimo gruppo:

$$[2] \quad h_{ij}(t) = \alpha_j h_0(t) e^{x_{ij}\beta}$$

Nel prosieguo verranno presentati i modelli con e senza l'introduzione della *frailty*, relativa all'eterogeneità della tipologia contrattuale degli avviamenti.

Di essa si è tenuto conto anche stimando un modello contenente una componente casuale (J) legata alle forme contrattuali offerte in competizione (*competing risks*) dall'impresa al lavoratore:

$$[3] \quad h_j(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\Pr \{ t \leq T < t + \delta, J = | T \geq t \}}{\delta}$$

dove $h_j(t)$ indica l'*hazard function* per ogni specifica causa j di transizione; J è la variabile aleatoria che rappresenta il tipo di transizione, che può assumere m distinti valori $1 \dots m$, ciascuno associato a una forma contrattuale.

Poiché le cause di *failure* (probabilità di ottenere un contratto) sono mutualmente esclusive, le *hazard function* a causa specifica $h_j(t)$ sono legate a quella indifferenziata $h(t)$ dalla relazione $h(t) = \sum h_j(t)$.

L'analisi degli effetti sulle $h_j(t)$ è stata fatta stimando, per ciascuna causa j , un modello di Cox a rischio singolo nel quale le osservazioni relative alle altre cause sono omesse. Infine, gli *hazard ratio* relativi alle diverse cause contrattuali di rischio di avviamento si confrontano con quello ottenuto con il rischio singolo (non differenziato per tipologia contrattuale)⁶.

3. Le variabili associate al 'rischio' di primo avviamento dei laureati

La Tabella 1 riporta le caratteristiche laureati e dei loro avviamenti al lavoro dipendente privato tra il 2000 e il 2007. 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.

Sono stati esclusi dalle elaborazioni alcuni gruppi di laureati che presentano pochissimi avviamenti nel settore privato, quali quelli della Facoltà di Medicina e Chirurgia, gli Assistenti Sociali iscritti al corso di laurea in 'Servizio Sociale' per obblighi di legge e gli appartenenti alle forze armate che avevano ottenuto il titolo in relazione a una convenzione con il Ministero della Difesa. Ai fini dell'analisi di durata sono stati anche esclusi i 1.167 laureati che risultavano occupati

⁶ Come sottolineato da Fine e Gray (1999) molti autori hanno osservato che l'effetto di una covariata sulla *hazard function 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.

TAB. 1. *Laureati e avviati per tipo di Facoltà nell'Ateneo di Trieste (2000-2007)*

FACOLTÀ	LAUREATI		AVVIATI POST LAUREAM (*)	REGIONE DI LAVORO		AVVIATI SETTORI A TECNOLOGIA MEDIO-ALTA / ELEVATA INTENSITÀ DI CONOSCENZA		QUALIFICA MEDIO ALTA (ISCO 1-3)	
	Valore assoluto	Valore assoluto	% Sul totale laureati	% Veneto	% Fvg	Valore assoluto	% Sul totale avviati	Valore assoluto	% Sul totale avviati
Ingegneria	1.775	1.118	63,0	19,7	80,3	680	60,8	609	54,5
Architettura(**)	153	42	27,5	4,8	95,2	31	73,8	20	47,6
Scienze	1.361	697	51,2	13,1	86,9	394	56,5	296	42,5
Farmacia	689	411	59,7	23,1	76,9	63	15,3	181	44,0
Scienze Statistiche	173	132	76,3	21,2	78,8	103	78,0	52	39,4
<i>Tecnico-scientifiche</i>	<i>4.151</i>	<i>2.400</i>	<i>57,8</i>	<i>18,2</i>	<i>81,8</i>	<i>1.271</i>	<i>53,0</i>	<i>1.158</i>	<i>48,3</i>
Economia	1.436	898	62,5	29,2	70,8	539	60,0	321	35,7
Scienze Politiche	2.214	1.098	49,6	23,9	76,1	534	48,6	332	30,2
Giurisprudenza	1.615	665	41,2	24,7	75,3	374	56,2	223	33,5
Lettere e Filosofia	1.962	1.100	56,1	15,1	84,9	619	56,3	402	36,5
Psicologia	867	521	60,1	14,4	85,6	302	58,0	223	42,8
Scienze della Formazione	2.389	1.444	60,4	38,7	61,3	841	58,2	674	46,7
Interpreti e Traduttori	967	321	33,2	43,0	57,0	148	46,1	122	38,0
<i>Socio-umanistiche</i>	<i>11.450</i>	<i>6.047</i>	<i>52,8</i>	<i>26,9</i>	<i>73,1</i>	<i>3.357</i>	<i>55,5</i>	<i>2.297</i>	<i>38,0</i>
<i>Totale generale</i>	<i>15.601</i>	<i>8.447</i>	<i>55,3</i>	<i>24,4</i>	<i>75,6</i>	<i>4.628</i>	<i>54,2</i>	<i>3.455</i>	<i>43,1</i>

Nota: (*) nelle unità produttive delle imprese private del Friuli Venezia Giulia e del Veneto.

Nota: (**) istituita nel 2000; primi laureati nel 2003.

Fonte: dati personalmente elaborati a partire dai dati amministrativi dell'Università di Trieste, archivio Ergonet dell'Agenzia Regionale del Lavoro della Regione FVG e Planet della Regione Veneto.

presso il settore privato al momento del conseguimento del titolo. Il campione oggetto di analisi si è così ridotto dalle 22.560 osservazioni iniziali a 15.601, 857 delle quali relative a laureati secondo il nuovo ordinamento (Tabella 2).

Il 15,1% del campione ha avuto almeno un'esperienza di lavoro antecedente la laurea in un'azienda privata delle Regioni Veneto e FVG nel periodo 2000-2007; il 53,8% è stato avviato almeno una volta dopo la laurea presso unità locali di imprese in FVG e in Veneto.

I laureati in Statistica presentano l'accesso più ampio al mercato del lavoro privato delle due regioni (76,3% dei laureati avviati), seguiti dagli ingegneri e dai laureati in Economia (63,0 e 62,5 per cento rispettivamente); la Scuola

TAB. 2. *Statistiche descrittive delle variabili del modello di durata*

	VALORE ASSOLUTO	%
Totale soggetti (*)	15.601	100,0
Femmina	9.567	61,3
Età media alla laurea	27,9	
Straniero	1.031	6,6
Assunzione <i>post lauream</i>	8.391	53,8
Esperienza <i>ante lauream</i>	2.357	15,1
Con lode	4.506	28,9
Voto Maturità superiore al 9° decile	3.310	22,3
Qualifica medio alta (ISCO 1-2-3)	3.455	41,2
Imprese medium-high tech	4.628	29,7
Maturità liceale	8.925	57,2
Esposizione agli obblighi di leva	4.118	26,4
Laurea aggiuntiva o dottorato	838	5,4
Nuovo ordinamento	857	5,5
<i>Tipologia contrattuale</i>		
Causa mista	959	11,4
Determinato	4.509	53,4
Indeterminato	1.988	23,5
Interinale	991	11,7
<i>Numero di laureati per anno di laurea</i>		
2000	1.899	12,2
2001	2.070	13,3
2002	2.149	13,8
2003	2.255	14,5
2004	2.194	14,1
2005	2.059	13,2
2006	1.605	10,3
2007	1.370	8,8

Nota: (*) al netto delle 1.167 soggetti già occupati al momento della laurea e dei 5.792 laureati in Medicina e Chirurgia, Assistenti sociali iscritti al corso di laurea in Servizio Sociale e di quelli laureati con la convenzione con il Ministero della Difesa.

Fonte: dati personalmente elaborati a partire dai dati amministrativi dell'Università di Trieste, archivio Ergonet dell'Agenzia Regionale del Lavoro della Regione FVG e Planet della Regione Veneto.

Superiore di Lingue Moderne per Interpreti e Traduttori – in seguito SSLMIT – (33,2%) e Giurisprudenza (41,2%) mostrano invece i risultati peggiori. Nel caso della SSLMIT ciò è riconducibile al fatto che il corso attira anche molti studenti provenienti da regioni extra Veneto e FVG, i quali spesso trovano impieghi all'estero o in altre regioni; per la Facoltà di Giurisprudenza gli sbocchi

lavorativi più frequenti sono la libera professione e gli impieghi pubblici. La bassa incidenza di laureati in Architettura avviati nelle imprese delle due regioni è connessa alla recente istituzione della Facoltà (primi laureati nel 2003).

L'Ateneo triestino è contraddistinto da una netta prevalenza di laureate (61,3% del totale) con una 'segregazione' di genere molto accentuata tra Facoltà: SSLMIT, Scienze della Formazione e Psicologia presentano le quote femminili massime (88,6, 77,7 e 81,1% rispettivamente), Ingegneria ed Economia quelle più contenute (17,6 e 49,3% rispettivamente). L'età media alla laurea nel campione è di 27,9 anni: i più giovani sono quelli in Economia (27 anni), i più anziani in Lettere e Filosofia (28,8 anni), con una tendenza alla diminuzione dei tempi di laurea, in linea con l'evidenza di AlmaLaurea per il resto del Paese. La quota degli studenti stranieri, anche in relazione alla vicinanza con Slovenia e Croazia, è pari al 6,6% del totale, il triplo rispetto alla media degli atenei italiani e raggiunge i valori più elevati presso la SSLMIT e Farmacia (15,8 e 13,8% rispettivamente). Il 57,2% dei laureati ha conseguito una maturità liceale. Nel periodo considerato circa un quarto dei laureati maschi era esposto agli obblighi del servizio militare di leva⁷.

La Tabella 3 presenta alcune evidenze descrittive sui tempi di transizione nelle Facoltà dell'Ateneo triestino verso il primo avviamento al lavoro successivo al conseguimento del titolo.

La durata mediana della transizione università-lavoro nel periodo considerato è stata pari a 311 giorni (505 quella media): una nota di cautela è necessaria sia poiché 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, di quelli avviati al di fuori delle Regioni FVG e Veneto e all'estero. Le durate mediane evidenziano una notevole eterogeneità tra le Facoltà: le più brevi sono quelle di Farmacia e Ingegneria (177 e 208 giorni rispettivamente), quelle più lunghe di Scienze Matematiche, Fisiche e Naturali, Scienze Politiche e Psicologia (rispettivamente 504, 337 e 445 giorni). Nel periodo di osservazione 2000-2007 il mercato del lavoro è stato interessa-

⁷ 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'); il regressore 'esposizione agli obblighi di leva' identifica la possibile esposizione agli obblighi di leva degli individui nati prima del 1° gennaio del 1986 e laureati prima del 1° gennaio 2005.

TAB. 3. *Statistiche descrittive sulla durata in giorni della transizione tra laurea e primo avviamento nel settore privato*

	TIPOLOGIA CONTRATTUALE DEL PRIMO AVVIAMENTO									
	Totale		Causa mista formazione e lavoro		Determinato		Indeterminato		Interinale	
	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana	Media	Mediana
Farmacia	322	177	217	155	347	181	336	197	433	149
Architettura	342	253	214	187	376	264	168	95		
Ingegneria	384	208	222	169	414	212	522	334	226	141
Economia	431	285	289	210	428	260	558	387	362	236
Interpreti e Trad.	431	264	326	195	501	317	499	284	232	126
Sc. della Formaz.	471	296	456	320	477	290	504	318	352	218
Scienze Politiche	485	337	350	200	519	358	537	397	377	260
Psicologia	571	445	437	302	607	475	558	421	422	338
Lettere e Filosofia	589	362	400	306	647	424	592	346	393	293
Giurisprudenza	646	496	647	349	634	476	717	611	591	497
Scienze MFN	742	504	567	352	827	654	666	443	420	253
<i>Totale</i>	<i>505</i>	<i>311</i>	<i>355</i>	<i>225</i>	<i>546</i>	<i>328</i>	<i>549</i>	<i>356</i>	<i>372</i>	<i>237</i>

Fonte: dati personalmente elaborati a partire dai dati amministrativi dell'Università di Trieste, archivio Ergonet dell'Agazia Regionale del Lavoro della Regione FVG e Planet della Regione Veneto.

to dagli effetti delle riforme Treu-Biagi (1997-2004) che hanno aumentato in misura considerevole la flessibilità in ingresso, introducendo una molteplicità di forme contrattuali, le quali hanno contribuito a differenziare le durate del 'limbo'. Oltre la metà degli avviamenti è avvenuta a tempo determinato, meno di un quarto a tempo indeterminato; i contratti a causa mista e quelli interinali⁸ hanno contribuito entrambi per circa l'11% del totale: per queste due tipologie contrattuali si osservano, come atteso, i periodi di ingresso più brevi.

Le Figure 1 e 2 mostrano le diverse probabilità di permanenza nel 'limbo' per i corsi di laurea dell'Ateneo triestino mediante stime non parametriche Kaplan-Meier (1958).

⁸ Le aggregazioni contrattuali operate sono le seguenti: *i) contratti a causa mista*: raggruppano i contratti di apprendistato e apprendistato stagionale, di formazione, sia a tempo pieno sia part-time; *ii) contratti a tempo determinato*: contratti a tempo determinato sia a tempo pieno sia part-time e lavoratori a domicilio; *iii) contratti a tempo indeterminato* sia a tempo pieno sia a tempo parziale; *iv) contratti interinali*: missioni di lavoro interinale e contratti di lavoro interinale a tempo determinato. Per un commento più approfondito si guardi Puggioni e Stok (2011).

FIG. 1. *Stime di Kaplan-Meier dei tempi d'attesa per il primo lavoro (in giorni) - Facoltà tecnico-scientifiche*

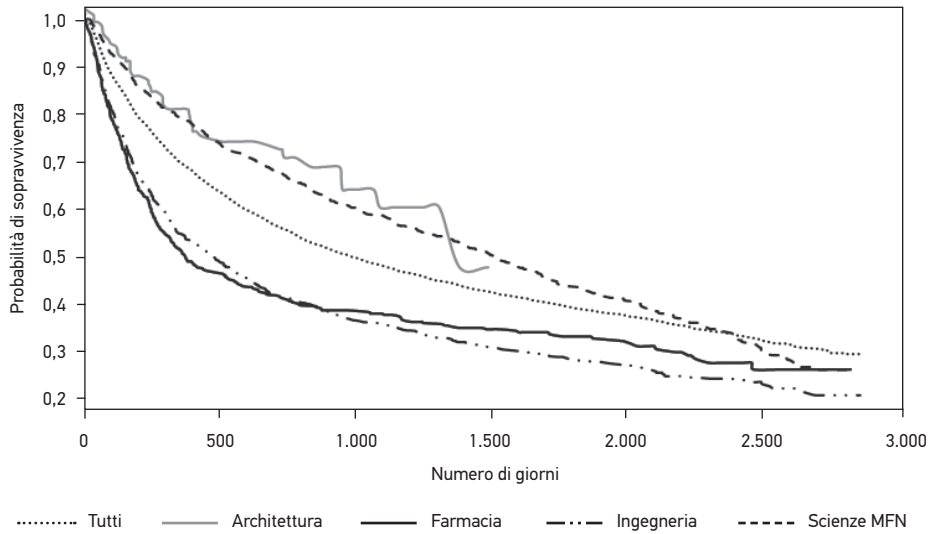
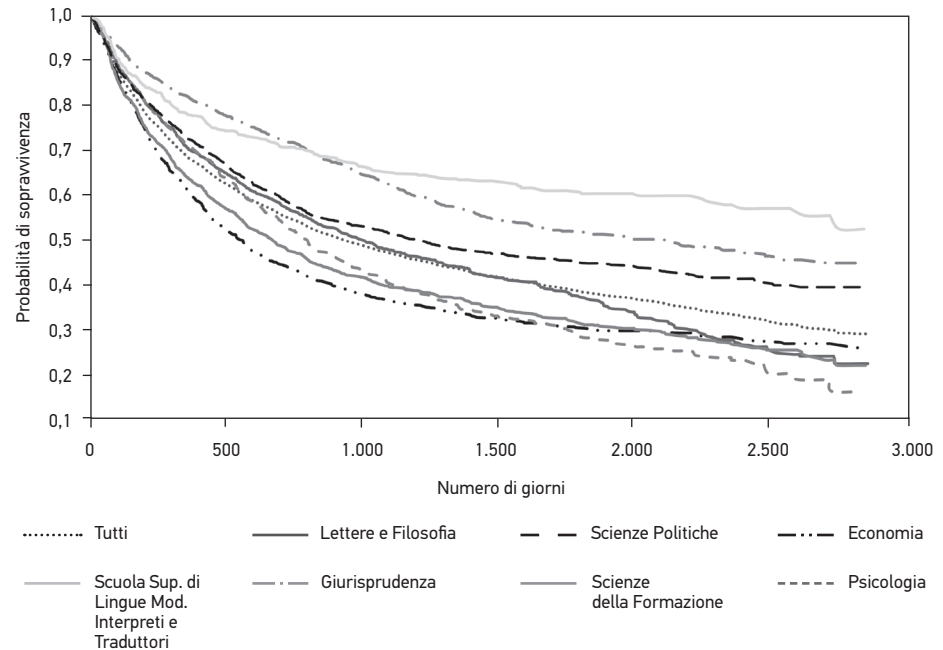


FIG. 2. *Stime di Kaplan-Meier dei tempi d'attesa per il primo lavoro (in giorni) - Facoltà socio-umanistiche*



Le forti differenze nella durata del ‘limbo’ 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 e attuariali e Statistica e informatica per l’impresa) che raggruppano i 4.151 laureati in discipline scientifiche e tecnologiche (il 26,5% del totale) rispetto a quello degli 11.450 laureati in materie socio-umanistiche, suggeriscono di inserire una variabile categorica che identifica i due macrogruppi all’interno del modello di Cox. L’analisi seguente indagherà la 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.

4. I risultati delle analisi

I principali risultati dell’analisi econometrica sono esposti nella Tabella 4. La prima colonna riporta le stime dei parametri di un modello di Cox con rischio singolo (*single risk analysis*), costituito dal primo avviamento post laurea presso un’impresa privata con unità locali in FVG e/o in Veneto; nella seconda colonna la stima tiene conto dell’eterogeneità della tipologia contrattuale omessa nell’analisi a rischio singolo. La strategia di stima è simile a quella adottata da Sciulli e Signorelli (2011) che utilizzano i dati amministrativi dei laureati dell’Università di Perugia e dei centri per l’impiego della relativa provincia.

La nazionalità e il genere non risultano significativi, confermando i risultati prevalenti in letteratura a proposito di questo segmento del mercato del lavoro qualificato. Un’età più elevata alla laurea è, come atteso, correlata *coeteris paribus* a una transizione più lunga verso il primo impiego privato, ma l’effetto è molto lieve.

Una precedente esperienza lavorativa nel settore privato si accompagna a una durata inferiore della transizione, confermando i risultati empirici di Sciulli e Signorelli (2011), di segno opposto a quelli evidenziati da Pozzoli (2009) relativi al periodo che ha preceduto l’inserimento di forme contrattuali flessibili nel mercato del lavoro italiano. L’elevato valore dell’*hazard ratio* (1,3) è da porre in relazione alla quota considerevole di laureati che hanno sperimentato almeno un’esperienza di lavoro durante gli studi universitari. Il conseguimento della

lode e la formazione secondaria liceale sono correlati invece a tempi di attesa più lunghi, confermando l'ipotesi di un salario di riserva più elevato negli individui con un curriculum formativo migliore. L'iscrizione a una seconda laurea o a un dottorato di ricerca ha un effetto statisticamente significativo e si accompagna, come atteso, a un effetto di ritardo; l'essere soggetto agli obblighi di leva non è invece significativo. Soffermandoci solo sui laureati 'lunghi' per le motivazioni già esposte (paragrafo 1), dalle stime a rischio singolo emerge come i laureati magistrali del nuovo ordinamento abbiano percorsi più veloci d'inserimento rispetto a quelli dell'ordinamento precedente. Al fine di correggere eventuali distorsioni relative a momenti più o meno favorevoli del ciclo economico, che potrebbero influire sulla velocità di ingresso nel mercato del lavoro delle diverse coorti di laureati, sono state inserite le *dummy* relative all'anno della laurea.

Le lauree in discipline scientifiche e tecnologiche riducono i tempi di attesa del primo avviamento rispetto a quelle socio-umanistiche: le stime indicano un *hazard ratio* pari a 1,3. Per i laureati nell'Ateneo triestino una prima occupazione presso le imprese manifatturiere e di servizi a più elevato contenuto tecnologico e/o di conoscenza secondo la definizione Eurostat, si accompagna, a parità di altre condizioni, a una permanenza più lunga nel limbo: l'*hazard ratio* è infatti significativo e pari a circa 0,9. Neppure i laureati in discipline scientifiche e tecnologiche trovano presso queste imprese un ingresso più rapido, almeno per quanto riguarda il primo avviamento post-laurea (*hazard ratio* 0,8).

Ciò è da porre anche in relazione alla struttura produttiva regionale caratterizzata, da un lato, da una presenza relativamente modesta di imprese che operano in settori tecnologicamente avanzati e, dall'altro, da una maggiore difficoltà a coniugare la domanda di lavoro delle imprese con le aspettative di questi laureati. Questa evidenza è in linea con i risultati di Schivardi e Torrini (2011), i quali osservano negli anni che hanno preceduto la crisi un incremento generalizzato di laureati nelle imprese del Nord-Est e, meno frequentemente, cambiamenti nelle strutture tecnologiche e dimensionali delle imprese.

Infine, come atteso, alle qualifiche più elevate della prima occupazione post laurea si accompagnano tempi di attesa sensibilmente più lunghi (*hazard ratio* 0,8).

Nella terza colonna il modello di durata è stimato con un modello parametrico di Weibull con correzione per l'eterogeneità contrattuale. I risultati sono sostanzialmente sovrapponibili a quelli ottenuti nelle due versioni del model-

lo di Cox appena descritte, rassicurandoci sulla consistenza del modello non parametrico utilizzato anche nella discussione dei *competing risks* contrattuali. Il modello di Weibull consente la stima di un parametro di dipendenza dalla durata p , che in questo caso assume un valore positivo e superiore all'unità (1,13), implicando una funzione di *hazard* monotona crescente: l'analisi empirica suggerisce che con il prolungarsi del periodo di ricerca il 'rischio' di trovare un lavoro aumenta. Ciò è riconducibile sia a una maggiore accumulazione delle informazioni da parte degli individui nel processo di ricerca del lavoro, 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).

Le colonne 4-7 nella Tabella 4 contengono i risultati delle stime a rischio multiplo relative ai quattro macrogruppi contrattuali individuati in precedenza: tempo determinato e indeterminato, a causa mista e interinali.

L'attenzione si focalizzerà sui regressori che mostrano delle differenze degne di nota rispetto all'analisi a rischio singolo.

L'analisi di durata relativa al rischio di un primo avviamento a tempo determinato non evidenzia differenze significative rispetto a quella a rischio singolo per la maggior parte dei regressori. La variabile relativa al settore tecnologico e/o all'intensità di conoscenza dell'impresa avviante non è significativa e restituisce un *hazard ratio* prossimo all'unità; la sua interazione con il gruppo disciplinare scientifico e tecnologico restituisce invece un *hazard ratio* pari a 0,76, lievemente inferiore rispetto a quello delle stime a rischio singolo.

Passando ai principali risultati per gli avviamenti a tempo indeterminato, emerge che l'età alla laurea è debolmente significativa con un *hazard ratio* prossimo all'unità. L'effetto di allungamento della transizione per le qualifiche medio-alte è leggermente più accentuato rispetto all'analisi a rischio singolo e pari a 0,77. Laurearsi in discipline scientifiche e tecnologiche diminuisce sensibilmente i tempi di attesa: l'*hazard ratio* (1,53) è più elevato sia rispetto all'analisi a rischio singolo, sia rispetto al rischio di avviamento a tempo determinato. Per i contratti interinali questo regressore non risulta invece significativo. I laureati in discipline scientifiche e tecnologiche avviati a tempo indeterminato in imprese a intensità tecnologica medio-alta evidenziano una transizione più lenta (*hazard ratio* 0,69) sia rispetto al rischio singolo sia a quello di avviamento a tempo determinato. In definitiva, per i laureati dell'Università di Trieste, il percorso verso un 'buon lavoro' in aziende nelle quali potrebbero sviluppare pienamente

TAB. 4. *Determinanti della probabilità di prima occupazione nel mercato del lavoro locale: modello di Cox e Weibull; modello Cox per tipologia contrattuale*

	COX A RISCHIO SINGOLO		COX A RISCHIO SINGOLO CON FRAILTY PER CONTROLLO DELL'ETEROGENEITÀ CONTRATTUALE OMESSA		WEIBULL A RISCHIO SINGOLO CON FRAILTY PER CONTROLLO DELL'ETEROGENEITÀ CONTRATTUALE OMESSA		PER TIPOLOGIA CONTRATTUALE DI AVVIAMENTO											
	Ha- zard ratio	Err. stanzard dard	Signi- ficati- vità	Ha- zard ratio	Err. stanzard dard	Signi- ficati- vità	Contratti a causa mista formazione e lavoro		Contratti a tempo determinato		Contratti a tempo indeterminato		Contratti interinali					
							Ha- zard ratio	Err. stanzard dard	Signi- ficati- vità	Ha- zard ratio	Err. stanzard dard	Signi- ficati- vità	Ha- zard ratio	Err. stanzard dard	Signi- ficati- vità	Ha- zard ratio	Err. stanzard dard	Signi- ficati- vità
Età alla laurea	0,98	0,00	***	0,98	0,00	***	0,80	0,01	***	0,99	0,00	**	0,99	0,01	*	0,97	0,01	***
Femmina	0,99	0,05		1,01	0,05		1,21	0,17		1,05	0,06		0,90	0,11		0,61	0,08	**
Italiano	1,05	0,06	***	1,07	0,07	***	0,98	0,21	***	1,07	0,09	***	1,03	0,13		1,11	0,20	***
Esperienza lavorativa ante-laurea	1,31	0,04	***	1,32	0,04	***	0,99	0,10	***	1,39	0,05	***	1,14	0,08	*	1,53	0,13	***
Laurea con lode	0,89	0,02	***	0,91	0,02	***	0,84	0,06	**	0,94	0,03	*	0,84	0,05	***	0,75	0,06	***
Maturità liceale	0,88	0,02	***	0,88	0,02	***	1,02	0,07	***	0,86	0,03	***	0,89	0,04	***	0,84	0,06	***
Soggetto all'obbligo di leva	1,08	0,06		1,07	0,06		2,14	0,34	***	1,03	0,07		1,06	0,14		0,58	0,09	***
Seconda laurea o dottorato	0,65	0,03	***	0,69	0,04	***	0,16	0,04	***	0,88	0,06	**	0,52	0,06	***	0,46	0,09	***
Qualifica di avviamento medio-alta	0,82	0,02	***	0,82	0,02	***	1,51	0,10	***	0,77	0,02	***	0,77	0,04	***	0,65	0,05	***
Laureati in disc. scientif.-tecn. (ST)	1,27	0,05	***	1,29	0,05	***	1,51	0,17	***	1,28	0,07	***	1,55	0,11	***	0,79	0,08	***
Imprese a tecnol. medio-alta/elevata intensità di conoscenza (M-HT/KI)	0,87	0,02	***	0,90	0,02	***	0,96	0,08	***	1,03	0,04		0,82	0,04	***	0,44	0,03	***
Laureati ST in imprese M-HT/KI	0,85	0,04	***	0,83	0,04	***	0,99	0,14	***	0,76	0,05	***	0,69	0,07	***	1,67	0,25	**
Laureati nuovo ordinamento	1,16	0,09	**	1,16	0,09	**	1,17	0,09	**									

le competenze acquisite durante il percorso universitario è, *coeteris paribus*, più lungo. Tale conclusione è emblematicamente rafforzata dal fatto che il 'limbo' tra una laurea in scienza e tecnologia e l'ingresso in aziende tecnologicamente evolute è più breve solo per gli avviati interinali, con un *hazard ratio* pari a 1,67, restando al di sotto dell'unità nell'analisi relativa alle altre forme contrattuali.

Considerazioni conclusive e implicazioni di *policy*

Il presente lavoro ha discusso la lunga durata della transizione tra università e primo lavoro per i neolaureati, un aspetto particolarmente critico nel mercato del lavoro italiano, soprattutto nel confronto europeo. L'analisi ha riguardato i laureati dell'Ateneo di Trieste del vecchio ordinamento e quelli specialistici del nuovo (solo 857 casi nel periodo in esame) che tra il 2000 e il 2007 hanno cercato un'occupazione dipendente nelle imprese private del FVG e del Veneto: il 53,8% di essi ha trovato la prima occasione di lavoro *post lauream* nelle due regioni. Il limbo tra laurea e lavoro si estende in media per 505 giorni (quasi 17 mesi; 10,4 mesi la durata mediana), molto più a lungo rispetto a quanto rilevato nell'indagine europea sui laureati del 1994 per la componente italiana (8,9 mesi, contro una media nel campione di 6,2). La durata del limbo presenta differenze marcate tra i gruppi disciplinari: quella dei laureati in discipline scientifiche e tecnologiche si accorcia, *coeteris paribus*, sensibilmente, soprattutto per gli avviamenti a tempo indeterminato. L'incidenza dei neolaureati tecnico-scientifici nelle imprese tecnologicamente più evolute rispetto al totale delle assunzioni è, come atteso, più elevata; essa si accompagna, tuttavia a una maggiore durata del limbo rispetto al momento della laurea. Ciò rappresenta un aspetto della debolezza della domanda di lavoro, particolarmente penalizzante per il segmento più giovane e qualificato della forza lavoro.

In mancanza di dati a livello nazionale e europeo, che consentano un confronto empirico sulla durata del limbo tra università e primo lavoro, il presente saggio propone un utile strumento di analisi, basato su dati amministrativi invece che su indagini campionarie. Pur con i *caveat* più volte richiamati, dovuti alla natura dei dati amministrativi utilizzati, si attira qui l'attenzione sul rischio di erosione del capitale intellettuale, accumulato durante gli studi universitari, connesso ai seguenti fattori: un limbo troppo lungo, avviamenti presso imprese

non tecnologicamente avanzate, qualifiche di ingresso medio-basse e avviamenti con forme contrattuali sempre più flessibili (Caroleo e Pastore, 2013; Franzini e Reitano, 2012). I risultati della nostra analisi suggeriscono che, un'offerta qualificata di laureati scientifici e tecnologici non sia sufficiente per raggiungere un assorbimento più rapido nelle imprese del Nord-Est. Per ottenere questo scopo occorrerebbe che la competitività e la capacità innovativa della rete delle piccole e medie imprese regionali si rafforzassero attraverso forme istituzionali di partenariato, tirocini in azienda dei laureandi e dei dottorandi/dottori di ricerca, per mitigare alcuni dei fattori che usualmente ostacolano l'ingresso dei laureati nelle piccole imprese.

La stagnazione economica ancora in atto non ha favorito questo processo di avvicinamento, come ben illustrato dal più recente rapporto AlmaLaurea. Proprio con l'intento di approfondire questi aspetti, ripeteremo l'esercizio sulla durata della transizione università-lavoro nel periodo della crisi 2008-2013, estendendolo a entrambi gli Atenei del FVG (Udine e Trieste) e ampliando lo spettro di analisi anche al settore pubblico e al lavoro parasubordinato, nel frattempo inseriti tra le comunicazioni obbligatorie ai Centri per l'impiego. A questo si aggiunga che il campione AlmaLaurea per i due atenei regionali negli anni più recenti copre una quota molto elevata della popolazione dei neolaureati di riferimento e consentirà di aggiungere alle analisi anche alcuni aspetti socio-economici, non presenti negli archivi amministrativi qui indagati. La maggiore disponibilità di profili di laureati post riforma '3+2' permetterà, infine, di verificare l'efficacia delle riforme universitarie in termini di *early employment*.

Riferimenti bibliografici

- Aina, C. e Pastore, F. (2012), «Delayed Graduation and Overeducation: A Test of the Human Capital Model versus the Screening Hypothesis», IZA Discussion Papers, n. 6413, marzo.
- 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.
- Ballarino, G. e Bratti, M. (2009), «Fields of Study and University Graduates' Early Employment Outcomes in Italy during 1995-2004», *Labour*, 23, 421-57.

- Bernardi, F. (2003), «Returns to Educational Performance at Entry into the Italian Labour Market», *European Sociological Review*, 19(1), 25-40.
- 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, Serie A*, 164(2), 293-305.
- Brunello, G. e Cappellari, L. (2008), «The Labour Market Effects of Alma Mater: Evidence from Italy», *Economics of Education Review*, 27(5), 564-74.
- 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*, 121, aprile, Roma, Banca d'Italia.
- Cappellari, L. e Lucifora, C. (2009), «The 'Bologna Process' and College Enrolment Decisions», *Labour Economics*, 16(6), 638-47.
- Caroleo, F.E. e Pastore, F. (2013), «L'overeducation in Italia: le determinanti e gli effetti salariali nei dati AlmaLaurea», *Scuola democratica*, 2, 353-78.
- Casula, C. e Chiandotto, B. (2014), «Disuguaglianze di genere nella transizione al lavoro dei laureati», AlmaLaurea Working Papers, n. 59.
- Chamberlain, G. (1985), «Heterogeneity, Omitted Variable Bias, and Duration Dependence», in J.J. Heckman e B. Singer (a cura di), *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge, Cambridge University Press, 3-38.
- Cipollone, P. e Sestito, P. (2010), *Il capitale umano*, Bologna, Il Mulino.
- Cox, D.R. (1972), «Regression Models and Life-Tables (with Discussion)», *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B*, 34(2), 187-220.
- Cutillo, A. e Di Pietro, G. (2006a), «The Effects of Overeducation on Wages in Italy: A Bivariate Selectivity Approach», *International Journal of Manpower*, 27(2), 143-68.
- Cutillo, A. e Di Pietro, G. (2006b), «University Quality and Labour Market Outcomes in Italy», *Labour*, 20(1), 37-62.
- EACEA (2012), «The European Higher Education Area in 2012: Bologna Process Implementation Report», *Eurydice*, Brussels.
- European Commission (2014), *Regional Innovation Scoreboard 2014*, Bruxelles.
- Fine, J.P. e Gray, R.J. (1999), «A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk», *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 496-509.
- Franzini, M. e Raitano, M. (2012), «Few and Underutilized? Overeducation of Italian Graduates», in E. Mandrone (a cura di), *Labour Economics: PLUS Empirical Studies* (ISFOL, Temi e Ricerche 3), Cava de' Tirreni, Ediguida, 17-51.
- Ghiselli, S. e Sobrero, M. (2014), «L'imprenditorialità dei laureati», in *XVI Rapporto Alma-Laurea sulla condizione occupazionale dei laureati*, Bologna, marzo.

- Grambsch, P.M. e Therneau, T.M. (1994), «Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals», *Biometrika*, 81(3), 515-26.
- Kalbfleisch, J.D. e Prentice, R.L. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Data*, New York, John Wiley & Sons.
- Kaplan, E.L. e Meier, P. (1958), «Nonparametric Estimation from Incomplete Observations», *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), 457-81.
- Kleinbaum, D.G. e Klein, M. (2011), *Survival Analysis. A Self-Learning Text*, Berlin, Springer.
- Lancaster, T. (1972), «A Stochastic Model for the Duration of a Strike», *Journal of the Royal Statistical Society, Serie A*, 153(2), 257-71.
- 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», *International Journal of Economics and Finance*, 4(2), 69-84.
- Luzzatto, G., Mangano, S. e Moscati, R. (2011), «Bachelor Degree Owners' Employment in Italy and in Other European Countries», AlmaLaurea Working Papers, n. 43.
- OECD (2010), *Off to a Good Start? Jobs for Youth*, Paris, OECD.
- Pozzoli, D. (2009), «The Transition to Work for Italian University Graduates», *Labour*, 23(1), 131-69.
- Puggioni, A. e Stok, R. (2011), «Flexyouth: i percorsi contrattuali dei giovani lavoratori dipendenti in Friuli Venezia Giulia», in L. Cannari, M. Gallo e A. Staderini (a cura di), *L'economia del Nord-Est* (Seminari e Convegni, 8, ottobre), Roma, Banca d'Italia, 16-7.
- Salas-Velasco, M. (2007), «The Transition from Higher Education to Employment in Europe: The Analysis of the Time to Obtain the First Job», *Higher Education*, 54, 333-60.
- 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*, 108, novembre 2011, Banca d'Italia, Roma.
- Sciulli, D. e Signorelli, M. (2011), «University-to-Work Transitions: An Empirical Analysis on Perugia Graduates», *European Journal of Higher Education*, 1(1), 39-65.
- Staffolani, S. e Sterlacchini, A. (2001), *Istruzione universitaria, occupazione, e reddito. Un'analisi empirica sui laureati degli atenei marchigiani*, Milano, Franco Angeli.
- Støren, L.A. e Arnesen, C.Å. (2011), «Winners and Losers», in J. Allen e R. van der Velden (a cura di), *The Flexible Professional in the Knowledge Society: New Challenges for Higher Education*, Berlino, Springer, 199-240.
- Warner, J.T., Poindexter, J.C. e Fearn, R.M. (1980), «Employer-Employee Interaction and the Duration of Unemployment», *Quarterly Journal of Economics*, 94(2), 211-33.