

Durata dei processi di transizione scuola-lavoro: un confronto europeo

Alessandra Righi*
ISTAT

Dario Sciulli[^]
Università di Pescara e CEEAplA

VERSIONE PRELIMINARE

ABSTRACT

Il processo di transizione scuola-lavoro è caratterizzato da numerose difficoltà da cui possono determinarsi effetti negativi su condizioni sociali e lavorative dei giovani. L'obiettivo di questo articolo è quello di individuare le determinanti delle transizioni scuola-lavoro conducendo un'analisi comparativa tra otto Paesi europei. L'analisi empirica si divide in due parti. Nella prima si stima un'equazione probit per determinare la probabilità di transizione entro uno/due anni dalla fine dell'istruzione. Nella seconda analisi si stima un'equazione in forma ridotta della probabilità di transizione applicando un modello di durata a tempo discreto con eterogeneità non osservata. I risultati mostrano che la probabilità di transizione tende ad aumentare durante il primo anno di non-occupazione per poi diminuire. Le caratteristiche individuali, i percorsi compiuti nel processo di transizione e le caratteristiche specifiche dei vari Paesi contribuiscono a spiegare i differenziali nelle probabilità di transizione. Lo sperimentare un corso di formazione durante un periodo di non lavoro, da un lato tende ad aumentare la durata degli spell di non lavoro, dall'altro contribuisce ad annullare l'effetto stigma. In tale contesto, l'Italia è il paese in cui il processo di transizione scuola-lavoro richiede più tempo, soprattutto tra donne e diversamente abili. A questo risultato contribuiscono in modo significativo la scarsa formazione e la ridotta presenza di individui con istruzione tecnica. Gli interventi di politica economica includono il sostegno agli individui svantaggiati e la promozione di corsi di formazione e dell'istruzione tecnica al fine di favorire i processi di *matching*.

Keywords: transizioni scuola-lavoro, modelli di durata, eterogeneità non osservata.

JEL code: J24, J64, C41

* Alessandra Righi, ISTAT, V. C. Balbo n. 16, 00184 Roma. E-mail: righi@istat.it

[^] Dario Sciulli, Dipartimento di Metodi Quantitativi e Teoria Economica, Università "d'Annunzio" di Chieti-Pescara, Viale Pindaro n. 42, 65127 Pescara. E-mail: d.sciulli@unich.it

Introduzione

Il concetto di transizione scuola-lavoro è uno sviluppo teorico recente che si associa al cambiamento, all'attesa e all'incertezza e che abbraccia differenti questioni di lungo periodo come l'istruzione, l'occupazione, la formazione. Viene considerato come un unico processo definito dalla fine dell'istruzione all'ottenimento di un'occupazione.

La difficoltà di superare positivamente la transizione scuola-lavoro, determina che i giovani sperimentino, durante il periodo di ricerca di lavoro, differenti strategie. Tra queste, oltre alla ricerca attiva di un'occupazione attraverso canali formali e informali, vi è certamente la possibilità di rivolgersi alla formazione professionalizzante per avere strumenti più idonei all'inserimento, la possibilità di svolgere brevi esperienze di lavoro, ma possono subentrare elementi di scoraggiamento che inducono l'individuo ad alternare periodi di ricerca a periodi di inattività.

La probabilità di transitare verso uno stato occupazionale può variare in ragione di numerosi fattori, inclusi l'eterogeneità individuale e familiare, le attività svolte durante lo stato di non lavoro, le caratteristiche specifiche del mercato del lavoro e del sistema educativo nel quale l'individuo vive ed ha maturato le proprie competenze.

La durata dei periodi di non occupazione che intercorre tra scuola e lavoro, riveste un ruolo importante sia nel determinare le prospettive di vita e di carriera lavorativa dei giovani, sia per gli effetti negativi che può produrre a livello macroeconomico (ad esempio sulla produttività). Di fatti, lunghi periodi di non lavoro possono influenzare in senso negativo aspetti quali: tipo di occupazione trovata (rispetto a tipologia contrattuale, ore lavorate, salario), partecipazione al mercato del lavoro, accumulazione di esperienza lavorativa, capitale umano e così via.

Scopo di questo lavoro è di definire le determinanti dei differenziali nelle probabilità di transizione scuola-lavoro¹ che emergono tra giovani in alcuni paesi europei (Danimarca, Francia, Irlanda, Italia, Grecia, Spagna, Portogallo, Germania), caratterizzati da regolamentazioni del mercato del lavoro e dei sistemi educativi differenti.

Prima di procedere a tale approfondimento è stato necessario inquadrare le problematiche nella letteratura di riferimento e dare brevemente conto delle rilevanti differenze esistenti tra i paesi considerati, sia in tema di sistemi educativi che in termini di caratteristiche del mercato del lavoro in generale e per i giovani. Sono state anche brevemente descritte le principali caratteristiche delle transizioni scuola-lavoro nei vari paesi analizzati sulla base dei dati delle forze di lavoro del 2000.

La recente crescente disponibilità di dataset longitudinali ha favorito lo sviluppo di studi sulla sequenza delle esperienze giovanili, permettendo al contempo di eliminare i bias nello studio dei legami causali. Per questo sui dati longitudinali ECHP (1994-2001)² sono state realizzate delle stime dirette a valutare la probabilità di trovare un impiego a distanza di uno/due anno/i dalla fine dell'istruzione attraverso un modello probit in cui si utilizzano numerose variabili esplicative. Inoltre, al fine di determinare se l'origine dei differenziali nelle probabilità di transizione per l'Italia rispetto agli altri paesi considerati, siano riconducibili a differenze nelle variabili considerate piuttosto che a differenze nei rendimenti (e/o a caratteristiche non osservabili) delle variabili stesse, si è applicata la decomposizione di Fairlie (2006).

Infine, la durata delle transizioni scuola-lavoro è stata analizzata applicando diverse specificazioni di un modello di durata a tempo discreto che ci ha permesso di tener conto delle specificità individuali, familiari, regionali e di comportamento all'interno degli status considerati nei paesi analizzati. Tale analisi ha evidenziato che tali specificità conducono ad una rilevante differenziazione delle probabilità di trovare un'occupazione.

¹ In questo articolo definiamo come uscita dal periodo di non lavoro il trovare una qualsiasi occupazione di durata superiore a 3 mesi. Esistono, a tale riguardo, una molteplicità di definizioni, più o meno restrittive. A parte la definizione standard dell'OCSE (1996), Hotz e Tienda (1998) utilizzano due definizioni di uscita (o lavoro stabile): occupazione di almeno 6 mesi e almeno 15 ore settimanali, occupazione di almeno un anno a tempo pieno. Klerman e Karoly (1994) invece adottano criteri più restrittivi e utilizzano nel loro modello definizioni alternative di impiego stabile, che consistono in occupazioni di uno, due e tre anni.

² I dati, seppure non molto aggiornati, sono gli unici che permettono un'analisi comparativa longitudinale su questi temi.

1. La letteratura e i temi di riferimento

Tra tutte le principali transizioni da uno status sociale, culturale o economico ad un altro, quella che riguarda il passaggio dalla condizione di studente o di formando a quella in cui prevale la dimensione del lavoro, rappresenta una fase cruciale dell'esperienza esistenziale degli esseri umani, soprattutto nelle società ad avanzata industrializzazione.

In contesti in continua evoluzione e crescente incertezza, il passaggio dallo studio alla vita lavorativa diventa particolarmente complesso. Da una situazione in cui la famiglia, il mercato del lavoro e il sistema di welfare garantivano prevedibilità, sicurezza e protezione sociale, si è passati negli ultimi decenni ad una fase in cui, oltre ad una crescente disoccupazione, anche per chi riesce ad inserirsi professionalmente, aumenta la precarietà dell'occupazione, la richiesta di flessibilità degli orari e diminuiscono le opportunità di carriera.

Molti autori si sono interrogati sulle possibili spiegazioni delle difficoltà incontrate dai giovani nella transizione scuola-lavoro e se ne possono elencare diverse, alcune di essere condivise tra i diversi paesi, altre specifiche per alcuni di essi.

Come evidenziato in Caruso e Staffolani (1999), tra le cause delle difficoltà si possono citare le seguenti: 1) l'esistenza di un mismatch, cioè di differenze qualitative, tra domanda ed offerta di lavoro (si veda, tra gli altri, Andrews et al. (2001), Eurostat (2003b)); 2) l'eccessiva protezione di coloro che hanno un posto di lavoro che tende a relegare i nuovi entranti in situazioni di lavoro precario o, peggio ancora, nella disoccupazione (Pugliese, 1993); 3) la mancanza di strumenti di politica attiva per l'occupazione giovanile flessibili e incentivanti; 4) la crescita economica insufficiente e sempre di più a scarso contenuto occupazionale (Baici e Samek-Lodovici, 2001); 5) le aspirazioni dei giovani, tra i quali sembra ancora molto diffusa la "cultura del posto pubblico" o, comunque, di posti di lavoro a tempo indeterminato; 6) l'esistenza di un sistema produttivo basato su piccole e medie imprese, spesso non innovative, che richiede più personale esecutivo e tecnico che non figure con titoli di studio elevati.

In questo quadro alcuni autori hanno ipotizzato che la transizione lavorativa non sia da considerare soltanto una patologia prodotta dalla flessibilità oppure un passaggio, più o meno prolungato, verso la vita adulta, ma piuttosto una condizione 'stabile' con cui si confrontano gli individui in questa fase della modernità. In questo senso occorre cambiare la prospettiva con cui è stato tradizionalmente analizzato il passaggio dall'istruzione al mercato del lavoro e occorre assumere un paradigma di carattere processuale che evidenzia come la transizione si realizzi attraverso una serie di eventi, in cui aspettative, vincoli e opportunità danno luogo a scelte dinamiche e interdipendenti, mutevoli e aperte ad esiti non scontati.

La misurazione e modellizzazione della transizione giovanile al lavoro sono pure state oggetto di molti studi sia di sociologi che di economisti già da diversi decenni. Riguardo agli aspetti più descrittivi del fenomeno, l'Eurostat ha dedicato nel 2003 tre pubblicazioni al tema delle transizioni scuola-lavoro nei paesi europei (2003a,b,c). Alcuni degli autori di questi contributi hanno continuato a sviluppare la tematica con differenti qualificazioni che vanno dalla scelta degli indicatori per trattare la materia all'individuazione delle caratteristiche delle transizioni e di coloro che le compiono (Kogan e Muller, 2003).

Inoltre, il progetto COTEWE di comparazione internazionale delle transizioni scuola-lavoro si propone l'approfondimento delle differenze esistenti a livello di istituzioni scolastiche e del mercato del lavoro nei paesi europei (Hannan, Smyth e McCoy, 1999).

L'importante studio descrittivo di Iannelli e Soro-Bonmati (2003) evidenzia le differenze che esistono nella transizione dei giovani spagnoli e italiani rispetto ai giovani dell'Europa del Nord. Esso evidenzia, oltre alle specificità nazionali (in Italia rischio di disoccupazione di lunga durata e in Spagna rischio di perdere il lavoro o di collocarsi in occupazioni di basso livello) anche due caratteristiche di similarità: la vulnerabilità dei giovani nei paesi del Sud e il ruolo troppo di peso della famiglia che tende in qualche modo a frenare la transizione all'età adulta. Bernardi, Layte e Schizzerotto (2000) utilizzano dati ECHP per un confronto tra Italia e Gran Bretagna per mettere in luce la vulnerabilità nel mercato del lavoro tra i giovani alla ricerca di un'occupazione, considerando gli aspetti istituzionali e individuali. Pure Betti, Lemmi e Verma (2005) affrontano la misurazione della transizione scuola-lavoro nei diversi paesi europei sempre sui dati dell'ECHP.

Per quanto concerne le analisi econometriche, a livello internazionale, in questo campo sono stati prodotti molti studi microeconomici (per una rassegna Ryan, 2001). Recentemente Nguyen e Taylor (2003), applicando un modello di durata su dati inglesi, trovano che le opportunità d'impiego differiscono in ragione del programma scolastico seguito. Inoltre, trovano che, controllando per eterogeneità non osservata, la *duration dependence* è fortemente crescente.

Blazquez-Cuesta e Garcia-Perez (2007), applicando un modello di durata, sottolineano il possibile ruolo negativo del processo di decentramento del sistema educativo spagnolo sul processo di transizione scuola-lavoro. D'altra parte emerge che una adeguata spesa pubblica per l'istruzione aumenta significativamente le opportunità di trovare un impiego. Gli autori trovano che l'hazard rate ha andamento crescente per il primo anno di disoccupazione e successivamente diventa decrescente.

In Italia, contributi descrittivi e/o empirici sull'argomento sono venuti da Bernardi e Ghellini (1997) e Mariani, Tronti e Zeli (2001). D'Agostino, Ghellini e Neri (2000) in due lavori affrontano anche per l'Italia le stime econometriche multivariate su dati relativi alla Lombardia. Boschetto, De Santis e Tronti (2006) trattano la comparazione internazionale dell'accesso e della precarietà dei giovani.

2. Breve inquadramento dei sistemi educativi, del mercato del lavoro e della transizione scuola-lavoro nei paesi europei nel periodo 1994-2001

2.1 I sistemi educativi

I sistemi dei paesi europei rivelano notevoli differenze, sia in termini strutturali, sia in quelli di organizzazione del sistema (più o meno centralizzato, più o meno omogeneo) e infine anche in termini di output realizzati (maggiori o minori percentuali di giovani diplomati o laureati l'anno).

Ancora abbastanza variegata nei paesi europei sono le differenze in termini di obbligo scolastico: nella maggior parte degli stati l'obbligo è ancora di 9 anni ma già in alcuni supera i 10 anni quando non addirittura i 12 anni (il caso dei Paesi Bassi). Inoltre, molto diversa per durata e caratteristiche appare anche l'offerta dell'istruzione superiore nei vari paesi. In alcuni stati l'istruzione secondaria e quella superiore non sono divise (come in Belgio, Germania e Paesi Bassi), mentre nella maggior parte degli altri paesi è previsto un corso di istruzione medio superiore di circa 3 anni prima di poter accedere all'istruzione superiore. Molti stati inoltre prevedono esplicitamente la formazione professionale nell'istruzione superiore che si può protrarre anche fino ai 20/21 anni come in Spagna e in Polonia.

<< Tabella 1 >>

Quanto alla classificazione dei diversi sistemi, esistono alcuni tipi di differenziazione di questi: il primo fa riferimento alla differenza tra curricula e istituzioni dello stesso livello. Si riferisce all'esistenza di percorsi differenziati come quello professionale. Tali differenziazioni possono avvenire ad età più basse (12-15 anni) come in Germania o Paesi Bassi o all'inizio delle secondarie superiori, come in molti altri paesi.

Il prospetto che segue, rielaborato da un importante studio comparativo di qualche anno fa (Hannan et al., 1999), permette di considerare tre elementi rilevanti per comprendere il tipo di sistema educativo nazionale. In primo luogo, il grado di selettività, poi quello di standardizzazione dei diversi percorsi educativi e formativi, le differenze dei percorsi di studio (licei/professionali) e infine le differenze che si registrano nell'outcome e i legami con il mondo del lavoro.

Tra le dimensioni che risultano particolarmente rilevanti ai nostri fini c'è la standardizzazione. Se i processi educativi non sono standardizzati (come succede negli Stati Uniti, per esempio) i titoli di studio non si possono considerare segnali accurati di capacità o competenze. Per esempio in Irlanda vi è più standardizzazione nell'educazione generale che in quella professionale, mentre in altri paesi la formazione e l'educazione generale sono altrettanto standardizzati. Questo elemento può pure determinare importanti differenze di trattamento a parità d'istruzione dei giovani che cercano un'occupazione all'interno dei territori nazionali.

<< Tabella 2 >>

I sistemi italiano e spagnolo sono sistemi classificati ad alto grado di standardizzazione e a medio grado di stratificazione (Allmendinger, 1989; Hannan et al., 1999), sono quelli in cui un comune sistema di certificazione dei curricula e degli esami è deciso a livello centrale e applicato uniformemente sul territorio. In entrambi i paesi vi è però un'elevata rigidità nella scuola secondaria superiore che si manifesta nella difficoltà di cambiare le decisioni educative quando una strada è stata presa e in un curriculum poco flessibile. Le scuole secondarie superiori si differenziano in Licei e Istituti professionali, sebbene il contenuto dell'istruzione professionale sia abbastanza generale.

I dati sul raggiungimento dei titoli di studio mostrano che in tutti i paesi le giovani generazioni sono più istruite di quelle più adulte ma l'incremento di tali livelli è stato particolarmente forte in Italia e Spagna. Le differenze sostanziali nei sistemi educativi dei paesi considerati per gli anni che saranno oggetto del nostro approfondimento successivo, sono evidenziate dalla tavola 1 in cui sono riportati la proporzione di popolazione tra 18 e 24 anni che ha abbandonato gli studi o la formazione dopo la licenza media e la percentuale di popolazione tra 20 e 24 anni con almeno il diploma di scuola secondaria superiore.

Per quanto riguarda il primo indicatore, si nota come la percentuale del Portogallo (44% nel 2001) sia oltre quattro volte superiore a quella dei paesi scandinavi o comunque del Nord Europa, e come sia seguita dalle proporzioni di Spagna e Italia, entrambe superiori al livello medio europeo. Tanto la proporzione della Spagna che quella dell'Italia sono però in forte miglioramento rispetto ai dati registrati nel 1994 e notevoli progressi ha fatto pure osservare il Regno Unito.

Per quanto riguarda invece la proporzione di diplomati che ogni anno escono dai sistemi educativi, ancora una volta i paesi scandinavi e l'Austria (con oltre l'85% di giovani tra 20 e 24 anni diplomati nel 2001) presentano percentuali quasi doppie di quelle del Portogallo (44%). A fine coda seguono poi la Spagna (65%), l'Italia e il Lussemburgo (68%). Intensi miglioramenti per questa proporzione si osservano in questi paesi tra il 1994 al 2001, miglioramenti meno intensi si rilevano anche negli altri paesi, tranne che in Germania (da mettere in relazione alla riunificazione) e in Danimarca.

<< Tabella 3 >>

2.2 Il mercato del lavoro e le caratteristiche della transizione scuola-lavoro

Gli anni '90 e l'inizio degli anni 2000 sono stati per le economie anni di notevoli cambiamenti strutturali, tra i quali la modernizzazione e la liberalizzazione dei mercati, la globalizzazione e il rapido sviluppo dell'ICT. Il modello dell'occupazione a lungo termine presso un unico datore di lavoro è stato a poco a poco sostituito da quello di una vita lavorativa fatta di lavori diversi, che richiedono capacità differenti. Un po' in tutta Europa sono state messe in campo riforme strutturali per affrontare le sfide della globalizzazione, aumentare il tasso di occupazione e garantire il pieno sviluppo del potenziale economico. Tra le più rilevanti quelle dirette all'introduzione di una maggiore flessibilità nelle norme che ostacolano l'accesso all'occupazione e l'attuazione di politiche attive del lavoro.

Alcune comuni tendenze di fondo in questo processo di reregolazione dei mercati del lavoro sembrerebbero potersi identificare: 1) con un generale processo di flessibilizzazione degli ingressi nel mercato del lavoro, 2) con una tendenza al decentramento della contrattazione come meccanismo di determinazione dei salari, 3) con un diffuso ricorso a patti sociali (nazionali/territoriali) per regolare le relazioni industriali, coinvolgendo le parti sociali in politiche di sviluppo e di riforma del mercato del lavoro e del welfare.

Nonostante tale tendenza a convergere su politiche sempre più concertate nell'ambito della strategia politica comune europea, in realtà, le risposte dei paesi europei alle pressioni per una reregolazione dei mercati del lavoro e delle relazioni industriali sembrano andare in direzioni differenti (Regini, 2002). Francia e Spagna sembrano avere invertito la precedente tendenza a favorire un ampio ricorso al lavoro temporaneo. Gli accordi triangolari sulle politiche dei redditi in Italia, Irlanda, Portogallo, Norvegia, apparentemente segnalano una ricentralizzazione del sistema contrattuale. Quanto ai più recenti patti sociali per lo sviluppo, sembrano ottenere qualche risultato significativo solo a livello territoriale. Le distanze, quindi, che ancora si rilevano nei mercati del lavoro del continente sono ampie e determinano sostanziali difformità anche in termini di occupazione e disoccupazione nei vari paesi.

I paesi mediterranei mostrano in generale minori livelli di occupazione rispetto ai paesi del Nord Europa e livelli molto superiori in termini di tassi di disoccupazione e con il tempo il gap non sembra riuscire a ridursi. Solo la Spagna tra il 1994 e il 2001 ha fatto un grosso balzo in avanti in termini di occupazione, come del resto l'Irlanda che nel 1994 presentavano livelli simili a quelli del Sud Europa e nel 2001 supera la media Ue15. I livelli più alti di occupazione si registrano nei paesi scandinavi mentre per la disoccupazione piccoli paesi, come Lussemburgo, Paesi Bassi e Austria, mostrano le migliori performance. I gap tra paesi si accentuano se si considera la situazione occupazionale delle donne che nei paesi del Sud Europa presentano tassi di attività e di occupazione assai inferiori a quelli medi.

<< Tabella 4 >>

Occorre anche dire che, in generale, la comparazione internazionale di qualunque indicatore relativo al mercato del lavoro mostra differenze tra la situazione dei giovani e degli adulti maggiori nei paesi mediterranei che non negli altri. La proporzione di giovani attivi o occupati è molto più bassa in Italia e Spagna che in Germania o Regno Unito (Iannelli e Soro-Bonmati, 2003).

I tassi di disoccupazione giovanile sono oltre tre volte più alti nei paesi del Sud d'Europa, ad eccezione della Finlandia (nel 1994 42% in Spagna, 36% in Finlandia, 29% in Italia, 10% in Germania e 16% nel Regno Unito) e le differenze sono addirittura superiori per le donne. Inoltre, la disoccupazione di lunga durata dei giovani in Spagna e specialmente in Italia è maggiore rispetto agli altri paesi.

Differenze così marcate in termini di caratteristiche dei mercati del lavoro tra i vari paesi considerati, non possono che dar luogo a sostanziali variazioni nei percorsi di inserimento dei giovani che escono dal sistema di istruzione e dall'università e tentano di trovare una occupazione, possibilmente stabile e il più possibile confacente alla propria preparazione. Sulla base dei dati della rilevazione sulle forze di lavoro relativa all'anno 2000 è possibile fornire delle indicazioni sui livelli e le caratteristiche delle transizioni tra scuola e lavoro dei giovani europei (Eurostat, 2003a). Questi dati confermano che, nonostante il tasso di attività dei giovani 15-35enni alla fine degli studi superiori o universitari nei paesi dell'Unione sia intorno al 90% e rimanga stabile su tali livelli al passare del tempo dopo la fine dell'istruzione, ci sono differenze nei livelli e nel modello di partecipazione alle forze di lavoro.

In primo luogo, alcuni paesi come Francia, Belgio, Paesi Bassi, Lussemburgo, Irlanda e Spagna presentano tassi di partecipazione più elevati della media Ue. In secondo luogo, nella maggioranza dei paesi prevale un modello che presenta un forte picco di partecipazione subito dopo la fine dell'istruzione e poi il livello di partecipazione tende a stabilizzarsi. Il modello opposto si osserva in Finlandia e Regno Unito dove la partecipazione tende a diminuire nel tempo, ciò è dovuto in parte al ritorno nel sistema della formazione di molti giovani e tra le donne al dedicarsi al lavoro domestico (Eurostat, 2003a).

<< Figura 1 >>

Per mancanza di esperienza e inadeguatezze delle conoscenze accumulate negli anni di istruzione che non sono immediatamente e facilmente spendibili sul mercato del lavoro, coloro che hanno lasciato da poco il sistema di istruzione hanno più difficoltà a trovare un'occupazione nel breve periodo ma la situazione migliora con il passare del tempo.

In Austria, Paesi Bassi, Danimarca (paesi con un sistema di istruzione e formazione duale), ma anche in Svezia, Irlanda, Regno Unito e Portogallo, il tasso di disoccupazione rimane basso e costante nel tempo dopo la fine dell'istruzione. In Francia, Grecia, Spagna, Italia, dove la disoccupazione tra coloro che hanno finito l'istruzione arriva a oltre il 50%, sembra che vi siano maggiori difficoltà nel periodo subito dopo l'entrata nel mercato del lavoro.

Da notare che nella maggior parte dei paesi, i tassi di disoccupazione dei diplomati sono inferiori a quelli delle persone che hanno raggiunto livelli d'istruzione medi inferiori.

La probabilità d'inserimento in un lavoro dipendente precario decresce col passare del tempo nel mercato del lavoro in tutti i paesi tranne che in Austria. I paesi differiscono molto nei livelli di giovani precari: i livelli più elevati si rilevano in Spagna, specie all'inizio del periodo di ingresso (senza differenze per livello di istruzione raggiunto dai giovani) e in Francia. Livelli relativamente bassi di lavoro temporaneo si rilevano in Austria e Italia. Inoltre, una maggiore istruzione non protegge veramente dall'entrata nel lavoro precario all'inizio della carriera lavorativa.

Una maggiore propensione dei paesi mediterranei al lavoro autonomo viene confermata anche dalle percentuali dei giovani che entrano nel mercato del lavoro. Invero, il lavoro autonomo (anche quello nell'impresa familiare) è un elemento marginale della transizione scuola-lavoro nella maggioranza dei paesi. Subito dopo aver lasciato l'istruzione, in media solo il 5% lavora in modo autonomo, ma la proporzione sale con il tempo.

<< Figure 2, 3 >>

3. La nostra applicazione

3.1 La fonte e i dati utilizzati per l'applicazione longitudinale: ECHP

Il Panel europeo sulle famiglie (European Community Household Panel – ECHP) è un'indagine longitudinale sulle condizioni di vita delle famiglie e dei loro singoli componenti condotta a partire dal 1994 al 2001 - con cadenza annuale - nei diversi Paesi dell'Unione Europea (UE): Belgio, Danimarca, Francia, Germania, Regno Unito, Grecia, Irlanda, Italia, Lussemburgo, Olanda, Portogallo, Spagna, ai quali si sono aggiunte l'Austria nel 1995 e la Finlandia nel 1996.

L'indagine è realizzata con le stesse modalità in tutti i Paesi e l'informazione viene raccolta con un questionario standardizzato ed è stata progettata per avere informazioni comparabili a livello europeo sulle componenti del reddito familiare e individuale al fine di monitorare l'esclusione sociale e la povertà e per contribuire a determinare le necessarie misure di politica economica e sociale a livello comunitario. L'indagine fornisce infatti un quadro multidimensionale in cui l'analisi del reddito e della situazione finanziaria può essere arricchita con lo studio di variabili quali il lavoro, l'istruzione e la formazione professionale, la mobilità, la tipologia familiare e le condizioni abitative, le condizioni di salute e altre variabili socio-demografiche.

L'impostazione longitudinale permette di disporre di dati dinamici, ovvero includere informazioni sulle transizioni in aggiunta a quelle sugli stati. Differenti sono gli ambiti in cui è possibile realizzare analisi dinamiche. Si possono considerare i flussi in entrata e in uscita dal mercato del lavoro, ma anche tutte le transizioni che si registrano all'interno del mercato del lavoro, da un tipo di occupazione ad un'altra. Si può seguire l'evoluzione della situazione finanziaria e così realizzare analisi dinamiche di povertà. Per arricchire ulteriormente il quadro interpretativo delle modificazioni, a questi temi possono essere collegate altri tipi di transizioni che riguardano aspetti socio-demografici quali cambiamenti di stato civile o passaggi da una tipologia familiare ad un'altra, o modifiche nelle condizioni di salute.

Altra caratteristica dell'indagine Panel europeo è quella di cercare di affiancare, per i temi più rilevanti dell'indagine, informazioni di tipo quantitativo e indicazioni di carattere soggettivo. Queste ultime derivano da quesiti riguardanti il grado di soddisfazione o il giudizio espresso dalle famiglie e possono contribuire a dettagliare ulteriormente le informazioni quantitative raccolte.

Qualche dettaglio tecnico è interessante per comprendere il grado di affidabilità delle informazioni utilizzate. L'universo di riferimento del Panel è l'insieme delle famiglie di fatto, residenti in abitazioni private, e di tutti gli individui di 16 anni e più che le compongono. L'ampiezza del campione per i dodici paesi dell'UE nel 1994 è di 61.106 famiglie e 127.000 individui; mentre il campione iniziale italiano comprende 7.989 famiglie e 24.063 individui residenti in 208 comuni.

Il Panel Europeo è basato su un disegno di campionamento di tipo probabilistico a due stadi. In ogni famiglia il Panel distingue tra individui campione ed individui non campione. Un individuo campione è ciascun soggetto presente nella I onda (1994) che è ancora in vita nelle successive rilevazioni; in aggiunta sono considerati individui campione i figli di una madre campione. L'evoluzione del campione scaturisce dal meccanismo combinato costituito dalle regole d'inseguimento e dai tassi di risposta all'intervista. Le regole d'inseguimento permettono di contenere la perdita di unità nel corso del tempo e di sfruttare appieno le potenzialità dell'indagine panel che è particolarmente sensibile al problema della mancata risposta, diventando meno rappresentativa se alcune categorie di intervistati tende più facilmente a uscire dal campione. Sebbene il tasso di risposta trasversale, a livello familiare per l'intero Panel abbia superato il 70% nel 1994, si osservano notevoli differenze tra i vari paesi: la Germania e il Lussemburgo presentano tassi del 50%, mentre la Grecia e l'Italia raggiungono il 90% circa. I tassi di risposta migliorano nel 1995 e nel 1996 quando la media europea è di circa l'87%.

Comunque, le possibili distorsioni nelle stime prodotte dalle mancate risposte sono corrette attraverso una procedura di ponderazione e il problema della non risposta a livello di singola domanda è invece risolto con le tecniche di imputazione.

Sebbene i dati si riferiscano al periodo 1994-2001 e possano pertanto sembrare datati, essi hanno elevato valore ed utilità per la peculiarità della tecnica adottata e per la ricchezza delle informazioni che coprono una vasta gamma di tematiche in modo comparabile per le diverse realtà europee.

I dati che sono stati utilizzati in questo lavoro sono quelli contenuti nello *Users' Data Base* longitudinale di Eurostat. Sono stati selezionati i giovani che nel 1994 avevano al massimo 35 anni e sono stati considerati anche gli eventuali nuovi ingressi avvenuti in corso della rilevazione. Sono stati analizzati alcuni paesi tra

quelli che hanno partecipato alla rilevazione sulla base di considerazioni di robustezza e affidabilità delle informazioni raccolte sugli argomenti di interesse.

La ricostruzione degli spell delle traiettorie della transizione scuola-lavoro è avvenuta facendo ricorso al quadro mensile riepilogativo della principale condizione dichiarata dagli intervistati dal 1994 al 2001 e contenuta nel dataset individuale. Ciò permette una più accurata individuazione dei percorsi e delle durate che non il fare riferimento a informazioni puntuali sull'inizio o fine degli eventi considerati.

Nello specifico le variabili esplicative utilizzate per spiegare i differenziali nelle probabilità di transizione fanno riferimento a caratteristiche personali e familiari, alle attività svolte durante il periodo di non lavoro, all'andamento del ciclo economico. Sono incluse anche variabili dummy che catturano gli effetti specifici dei paesi. Tra le variabili personali e familiari sono considerate l'età, introdotta in modo non lineare, il genere, lo stato civile, il livello di istruzione, lo stato di salute, una variabile che indica se l'individuo vive con i genitori, il reddito familiare espresso in termini di parità di potere d'acquisto, una variabile riguardante i mesi di esperienza lavorativa maturata, una serie di variabili dummy relative agli stati occupazionali/formativi sperimentati durante il periodo di transizione (esperienza di lavoro breve, corsi di formazione -inclusi periodi d'istruzione brevi-, stato di disoccupazione e stato di inattività).

L'andamento del ciclo è tenuto in conto introducendo una variabile che cattura la variazione del tasso di occupazione a livello regionale (NUTS2). Nello specifico, tra le dummy di istruzione si identificano: istruzione elevata (titolo di studio universitario o post-universitario), istruzione tecnica (con cui si fa riferimento a istruzione di tipo tecnico di secondo o terzo livello), istruzione medio-bassa (dall'istruzione elementare alla secondaria) e istruzione-missing (con cui si identificano gli individui che non dichiarano il grado di istruzione). Riguardo alle attività svolte durante lo spell di non lavoro, si è considerato come lavoro breve un'esperienza lavorativa di durata non superiore a 3 mesi consecutivi, con formazione si identifica la partecipazione a corsi di formazione e di corsi di istruzione di durata non superiore a 5 mesi. Le statistiche descrittive sono riportate in tabella 5, distinguendo tra il campione completo e il campione ristretto il quale è depurato dagli individui che presentano valori missing di almeno una delle variabili inclusa nel modello di regressione. Nelle tabelle 6 e 7 presentiamo invece la distribuzione per paese dei livelli d'istruzione e delle attività svolte durante i periodi di non occupazione.

<< Tabelle 5, 6, 7 >>

3.2. I metodi utilizzati

Lo studio econometrico che proponiamo si compone di due analisi, la prima diretta a stimare la probabilità di trovare un impiego a distanza di uno/due anno/i dalla fine dell'istruzione, la seconda diretta a stimare le durate che intercorre tra fine dell'istruzione e una prima occupazione (di almeno 4 mesi).

Nella prima applicazione quindi è adottato un modello probit in cui utilizziamo come variabili esplicative quelle elencate nel paragrafo precedente³. Inoltre, al fine di determinare se l'origine dei differenziali nelle probabilità di transizione per l'Italia rispetto agli altri paesi considerati, siano riconducibili a differenze nelle variabili considerate piuttosto che a differenze nei rendimenti (e/o a caratteristiche non osservabili) delle variabili stesse, applichiamo decomposizione di Fairlie (2006).

La seconda applicazione consiste in un modello di durata a tempo discreto, con il quale investighiamo le determinanti delle differenti durate dei periodi che intercorrono tra fine dell'istruzione e una prima occupazione (di almeno 4 mesi). I periodi di non occupazione, come anticipato, includono diversi possibili stati, disoccupazione, inattività, formazione e impiego di breve periodo (massimo 3 mesi).

Modello Probit e Decomposizione di Fairlie

Nell'applicazione è stato utilizzato un modello pooled probit, nella sua forma classica, al fine di stimare la probabilità di transitare ad un impiego (di almeno 4 mesi). Come noto, il modello probit assume:

³ Nel modello probit controlliamo il ciclo economico introducendo il valore del tasso di occupazione regionale piuttosto che la variazione del tasso di occupazione. Inoltre sono state introdotte delle dummy non mutualmente esclusive per ognuno degli stati non occupazionali che ciascun individuo può aver sperimentato nel periodo di osservazione (1 anno o 2 anni).

$$P = \Pr(Y = 1 | X = x) = \Phi(x' \alpha) \quad (1)$$

in cui Φ è la funzione di distribuzione cumulativa degli errori distribuiti normalmente e i parametri α sono stimati col metodo della massima verosimiglianza. Y è un indicatore che assume valore 1, qualora l'individuo abbia trovato un'occupazione entro un anno dalla fine dell'istruzione, e X un vettore di covariate. Lo stesso modello è stato riapplicato considerando come variabile di risposta la probabilità di trovare un impiego entro due anni dalla fine dell'istruzione.

Come anticipato, applichiamo alle probabilità di transizione osservate la decomposizione di Fairlie (2006), che può essere espressa come segue:

$$\bar{P}^{IT} - \bar{P}^{OC} = \left[\sum_{i=1}^{N^{IT}} \frac{F(X_i^{IT} \hat{\beta}^{OC})}{N^{IT}} - \sum_{i=1}^{N^{OC}} \frac{F(X_i^{OC} \hat{\beta}^{OC})}{N^{OC}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{IT}} \frac{F(X_i^{IT} \hat{\beta}^{IT})}{N^{IT}} - \sum_{i=1}^{N^{OC}} \frac{F(X_i^{IT} \hat{\beta}^{OC})}{N^{IT}} \right] \quad (2)$$

La decomposizione di Fairlie consiste nella versione per modelli non lineari (in particolare con variabile risposta dicotomica) della nota decomposizione di Oaxaca (1973). La decomposizione di Fairlie permette di distinguere la quota di differenziale della probabilità di trovare un impiego imputabile alla differenza nelle caratteristiche degli individui (*explained*), dalla parte imputabile a differenze nei rendimenti o caratteristiche non osservabili (*unexplained*). In questo lavoro, focalizziamo la nostra attenzione sul confronto tra Italia (IT, nella equazione 2) e gli altri paesi (OC) considerati al fine di determinare se l'origine del differenziale nella probabilità di transizione sia dovuta a differenze nelle caratteristiche o a discriminazione, intesa come differenza tra i rendimenti delle caratteristiche dell'individuo, familiari e del mercato del lavoro (cioè gli stati da noi considerati come alternativi all'occupazione stabile).

Analisi di durata

L'analisi della durata del processo di transizione scuola-lavoro è condotta utilizzando la teoria standard della ricerca del lavoro, per la quale gli individui che escono dall'istruzione iniziano immediatamente il processo di ricerca dell'impiego. In accordo con i modelli di *hazard*, la probabilità condizionata che una transizione all'occupazione avvenga nell'intervallo di tempo $(t, t+dt)$ è stimata come un'equazione in forma ridotta che riassume il prodotto di due probabilità: la probabilità di ricevere un'offerta di lavoro e la probabilità di accettarla. La probabilità di accettare l'offerta di lavoro corrisponde alla probabilità che il salario offerto superi il salario di riserva.

Avendo a disposizione dati mensili sulla condizione professionale/non professionale prevalente dell'individuo, assumiamo che gli individui possano trascorrere ogni mese a rischio in quattro possibili status di non occupazione: 1) disoccupazione, 2) inattività, 3) training, 4) occupazione di breve periodo.

La probabilità di lasciare uno stato di non occupazione può variare durante il periodo di non occupazione in accordo con eventuali cambiamenti nella probabilità di ricevere un'offerta e/o modifiche del salario di riserva. Gli stati alternativi di non lavoro possono influenzare positivamente e/o negativamente la probabilità di ricevere un'offerta e/o il salario di riserva. Inoltre, altre variabili esogene influenzano l'*hazard rate*: caratteristiche personali e familiari, come pure condizioni macroeconomiche e istituzionali.

In generale, la seguente probabilità condizionata fornisce le stime degli *hazard rate*:

$$h(t) = \Pr(T = t | T \geq t) \quad (3)$$

dove T è una variabile casuale discreta che indica la durata di non occupazione.

Nello specifico, stimiamo un *hazard model* a tempo discreto (Prentice and Gloeckler, 1978 e Meyer, 1990), utilizzando la specificazione *complementary log-log (cloglog)*⁴. Gli *hazard model* a tempo discreto richiedono di organizzare i dati secondo una "forma binaria sequenziale", cioè i dati consistono in un panel non bilanciato di individui, in cui l'individuo i -imo contribuisce per $j = 1, 2, \dots, t_i$ osservazioni, cioè j

⁴ La specificazione *cloglog* deriva dalla rappresentazione in tempo discreto di un modello a tempo proporzionale continuo sottostante, nel quale i dati temporali della funzione di sopravvivenza sono disponibili sotto forma di intervalli censurati (Jenkins, 2005).

indica il numero di periodi (mesi) a rischio dell'evento⁵. Poiché alcuni individui decidono di tornare a scuola dopo un periodo di non lavoro, sono osservabili spell multipli di non lavoro, $q = 1, 2, \dots, Q$. In questo caso, semplifichiamo la nostra analisi, assumendo correlazione temporale nulla tra gli spell dello stesso individuo. Il modello assume che ogni individuo lasci lo stato di non occupazione nell'intervallo $[t_i - 1, t_i)$ verso uno stato di occupazione oppure l'osservazione è da considerare censurata⁶. La probabilità che un periodo di non occupazione sia completato nell'intervallo $[t_i - 1, t_i)$ è:

$$h_{ijq}(X) = 1 - \exp\{-\exp[(\beta_0 + \beta' X_{ij}) + \gamma_j(t)]\} \quad (4)$$

dove X è un insieme di covariate (in alcuni casi *time-varying*), incluse variabili dummy per ogni paese introdotte per catturare gli effetti specifici, β_0 è l'intercetta, β è un vettore di parametri da stimare e γ è la *baseline hazard*. Nello specifico:

$$\gamma_j(t) = \log \left[\int_{t_{j-1}}^{t_j} \theta_0(u) du \right] \quad (5)$$

essa, pertanto, indica il logaritmo della differenza tra le *baseline hazard* integrate $\theta_0(t)$ del sottostante modello continuo di rischio proporzionale, valutate tra la fine dell'intervallo $[t_i - 1, t_i)$ e l'inizio dell'intervallo.

Nella nostra analisi, stimiamo la *baseline hazard* in due modi differenti:

1. La specificazione della *duration dependence*⁷ è assunta essere uguale al logaritmo del tempo a rischio. Poiché l'inclinazione dell'*hazard rate* è monotono, questa specificazione può essere pensata come il caso nel tempo discreto di un modello Weibull a tempo continuo. In particolare, se la specificazione della *duration dependence* è $\delta \log(j)$, allora l'*hazard rate* cresce in modo monotono se $\delta > 0$, o è decrescente monotono se $\delta < 0$, o è costante se $\delta = 0$;
2. La *baseline hazard* è stimata non parametricamente, usando la specificazione *piecewise constant*, cioè si assume che l'*hazard rate* sia costante per gruppi di mesi, ma esso differisca tra diversi gruppi di mesi;

Il modello è stimato col metodo della massima verosimiglianza e la funzione di log verosimiglianza è data da:

$$\log L(\beta, \gamma) = \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \sum_{j=1}^t [y_{ijq} \log h_{ijq} + (1 - y_{ijq}) \log(1 - h_{ijq})] \quad (6)$$

dove y_{ij} è un indicatore che assume valore uno se l'individuo transita verso l'occupazione nel mese j (cioè lo spell non è censurato), altrimenti assume valore zero.

Il modello presentato assume che tutte le differenze tra gli individui siano catturate dalle variabili esplicative osservate. Ad ogni modo, può essere rilevante l'utilizzo di un modello in grado di controllare la presenza di effetti individuali non osservabili al fine di prevenire distorsioni nelle stime dovute, per esempio, alla presenza di variabili omesse e/o errori di misurazione nelle variabili osservate.

Se l'eterogeneità non osservata è ignorata, possono sorgere diversi problemi rilevanti. Primo, il grado della *duration dependence* negativa è sovra-stimato o il grado di *duration dependence* positiva è sotto-stimato (cioè la *duration dependence* è spuria). Secondo, la risposta proporzionale dell'*hazard rate* ad una variazione unitaria nei regressori si riduce nel tempo. Terzo, la risposta proporzionale dell'*hazard rate* ad una variazione nei regressori è possibilmente sotto-stimata (Jenkins, 2005).

⁵ Nello specifico, viene creata una variabile dipendente binaria. Se il tempo di sopravvivenza dell'individuo i è censurato allora la variabile dipendente binaria assume sempre valore zero. Se lo spell dell'individuo i è non censurato, allora la variabile assume valore zero nelle prime $T_i - 1$ osservazioni e valore uno nell'ultima.

⁶ Gli spell di non lavoro che terminano in un nuovo stato di istruzione sono considerati come censurati.

⁷ La *duration dependence* esprime la relazione tra probabilità di uscita dallo stato investigato e il tempo trascorso nello stato stesso.

Due approcci sono possibili per modellare l'eterogeneità non osservata. Il primo assume che l'eterogeneità segua una particolare distribuzione parametrica. Di norma si utilizzano le distribuzioni Gamma e Gaussiana. Ad ogni modo, dato che un'errata specificazione della forma della distribuzione può produrre distorsioni nelle stime (Lancaster, 1990), utilizziamo un approccio non parametrico suggerito da Heckman e Singer (1984). L'idea è che si possa stimare un'insieme di parametri che definiscono una distribuzione di tipo discreto la cui forma non è definita a priori. I parametri da stimare includono un insieme di punti di massa e la distribuzione di probabilità della localizzazione degli individui in ognuno dei punti di massa. Ne consegue che il processo che descrive la probabilità di impiego differisce rispetto ai possibili gruppi individuati nella popolazione. Qui si assume una distribuzione caratterizzata da due punti di massa, cioè supponiamo che ci siano due tipi di individui nella popolazione. Gli z parametri dei punti di massa che descrivono i supporti della distribuzione binomiale sono η_1 e η_2 e le loro corrispondenti probabilità sono π_1 e π_2 , con $\omega = (\eta_1, \eta_2, \pi_1, \pi_2)$. Il modello quindi permette all'intercetta di variare tra i due gruppi. In definitiva ciò che viene stimato è un modello con intercetta casuale caratterizzato da distribuzione discreta. Quindi gli *hazard rate* per i due tipi di individui (z) sono:

$$h_{zijq}(X, \eta_z) = 1 - \exp\{-\exp[(\eta_z + \beta' X_{ijq}) + \gamma_j(t)]\} \quad z = 1, 2 \quad (7)$$

Se $\eta_2 > \eta_1$ allora gli individui di tipo 2 usciranno più velocemente degli individui tipo 1.

Il modello è stimato col metodo della massima verosimiglianza. La funzione di log verosimiglianza consiste nella somma pesata delle due funzioni di log verosimiglianza parziali relative ai due tipi di individui:

$$\log L(\beta, \gamma, \omega) = \sum_{z=1}^2 \pi_z \sum_{i=1}^N \sum_{q=1}^Q \sum_{j=1}^t [y_{ijq} \log h_{ijq} + (1 - y_{ijq}) \log(1 - h_{ijq})] \quad (8)$$

3.3. I principali risultati

3.3.1 Modello Probit e Decomposizione di Fairlie

Le stime del modello Probit (pooled) per transizioni entro uno/due anno/i sono riportate nella tabella 8. In primo luogo va sottolineato che i coefficienti stimati delle due equazioni considerate, se entrambi significativi, mostrano lo stesso segno, sebbene l'ampiezza degli effetti possa differire.

Tra le variabili considerate, l'età mostra il tipico effetto ad U invertito, con ampiezza dell'effetto stesso maggiore per le transizioni entro 2 anni. Evidenze di differenze di genere a favore degli uomini emergono dalle nostre stime con un effetto doppio per le transizioni entro due anni. Il possedere un'istruzione tecnica aumenta le probabilità di trovare un impiego almeno per le transizioni entro un anno, mentre il possedere un'istruzione elevata mostra un effetto non significativo in senso statistico. L'essere in cattivo stato di salute come pure essere figli di famiglia, come atteso, riduce le probabilità di impiego sia entro un anno dalla fine dell'istruzione, sia entro due. Vivere in un nucleo familiare caratterizzato da reddito elevato aumenta le probabilità di impiego. L'accumulazione di esperienza lavorativa, come atteso, incrementa le probabilità di occupazione degli individui.

Quattro variabili dummy, non mutualmente esclusive, sono state introdotte per controllare l'effetto degli stati non occupazionali sperimentati durante il periodo di non lavoro. Dalle stime emerge che l'aver avuto almeno un mese di disoccupazione durante il periodo di non lavoro aumenta le probabilità di impiego, mentre i coefficienti relativi all'aver sperimentato almeno un mese di lavoro breve, un mese di formazione e/o un mese di inattività riducono la probabilità di impiego. Questo risultato sembra evidenziare il ruolo dell'intensità di ricerca del lavoro, come pure il ruolo di effetti di scoraggiamento, quali fattori importanti nello spiegare la probabilità di transizione.

La variabile introdotta per controllare l'andamento del ciclo economico, cioè il tasso di occupazione regionale dei vari paesi, mostra l'atteso effetto positivo sulla probabilità d'impiego.

Infine, le dummy *country-specific* relative ai paesi analizzati evidenziano come, rispetto alla Francia (la nostra base di riferimento), la Grecia e l'Italia sperimentino più bassi tassi di transizione. In posizione di vantaggio si collocano il Portogallo e soprattutto la Danimarca.

<< Tabella 8 >>

Le probabilità di transizione osservate e predette per ogni singolo paese, sono riportate nella prima e seconda colonna della tabella 9. Nella terza colonna della tabella 9 sono riportate le significatività statistiche dei t-test relativi alle differenze nelle probabilità di transizione. A seguire, i valori differenziali, il valore di differenziale spiegato (cioè attribuibile a differenza nelle caratteristiche), la quota di differenziale non spiegata (dovuta quindi a differenze nei rendimenti e/o a fattori non osservabili) e, infine, la quota percentuale attribuibile alla parte spiegata.

Dalla tabella si desume che gli individui residenti in Italia e Grecia hanno le probabilità di transizione più basse (circa 24% dopo un anno e circa 33% dopo due anni). I differenziali di transizione tra i due paesi non sono statisticamente significativi. Rispetto agli altri paesi le probabilità di transizione degli Italiani sono nettamente minori, con valori dimezzati o più rispetto ai giovani Danesi. Ad ogni modo, è interessante notare come la quota di differenziale attribuibile alle caratteristiche, rappresenti la totalità o addirittura più della totalità del differenziale osservato. Ad esempio, il differenziale di transizione rispetto alla Danimarca è spiegato per il 107% da differenze nelle caratteristiche. In altre parole, in riferimento alle caratteristiche osservate, il differenziale di transizione dovrebbe essere maggiore di quello osservato. Ne deriva che, rispetto alla Danimarca, i rendimenti delle caratteristiche in Italia permettono di “recuperare” parte del differenziale. Conclusioni analoghe sono desumibili rispetto a Germania e Francia. Al contrario, rispetto a Irlanda, Spagna e Portogallo, il differenziale attribuibile alle caratteristiche spiega (soprattutto in Portogallo) solo una parte del differenziale osservato. Se ne deduce che parte del differenziale è attribuibile al minor rendimento delle caratteristiche dei giovani Italiani rispetto a quelle dei giovani residenti negli altri paesi del Sud Europa e Irlanda.

<< Tabella 9 >>

3.3.2 Modello di durata

Durata osservata dei processi di transizioni per livello d'istruzione e regione

Prima di illustrare i risultati dell'applicazione del modello di durata, è opportuno presentare alcune informazioni preliminari relative alle durate delle transizioni scuola-lavoro osservate nella sub-popolazione utilizzata come riferimento per il nostro lavoro.

Dalla tabella 10a si rileva che, considerando tutti gli spell (censurati e non), i giovani Italiani sono quelli che sperimentano tempi di attesa maggiori prima di trovare un'occupazione (circa 21 mesi). Grecia e Spagna seguono con 17 e 15 mesi e mezzo di attesa. Il Portogallo si colloca in una situazione intermedia con 12,6 mesi. Negli altri paesi considerati, appartenenti all'Europa Centrale (Francia e Germania), al gruppo dei paesi scandinavi (la Danimarca) e al gruppo dei paesi anglosassoni (l'Irlanda), la durata media è inferiore ai 10 mesi (rispettivamente 9 mesi, 8 mesi, 7 mesi e mezzo, e 9 mesi e mezzo).

La tabella 10b riporta le durate medie di attesa distinguendo per titolo di studio. Tra i dati più interessanti emerge che la durata media dei processi di transizione è minore in tutti i paesi per i detentori di titoli di istruzione elevata o tecnica. Tra questi l'Italia e la Grecia sono i paesi in cui l'istruzione tecnica appare essere particolarmente vantaggiosa. Fa eccezione, invece, l'Irlanda in cui l'essere in possesso di un'istruzione tecnica è meno vantaggioso che possedere un'istruzione medio-bassa. Da segnalare che i giovani Tedeschi con istruzione elevata sono coloro che, in media, trovano più rapidamente un impiego stabile (solo 5,8 mesi di attesa). Al contrario i più penalizzati sembrano essere i giovani Italiani con titolo di studio medio-basso (22,7 mesi medi di attesa).

Nella tabella 10c, riportiamo i valori delle durate medie osservate dei processi di transizione distinguendo per regione di residenza (secondo la disaggregazione contenuta nei dati ECHP) dei giovani. Emerge con forza che in alcuni paesi le diseguaglianze interne sono più forti rispetto ad altri. In particolare in Germania e in Italia che presentano distribuzioni delle durate medie piuttosto differenti tra di loro, il rapporto tra la regione con la durata media più bassa e quella più alta è di 1 a 3, in Portogallo il rapporto è di 1 a 2, mentre in Francia, Spagna e Grecia il rapporto è di 1 a 1,5 o meno. Infine, l'Irlanda si caratterizza per una certa omogeneità della distribuzione delle durate media.

Tra le varie regioni europee considerate, la Sicilia è quella che appare più svantaggiata (28,8 mesi di attesa medi per un'occupazione stabile), mentre la Schleswig-Holstein è la regione in cui la durata media è minore

(4.6 mesi). Da notare che l'Emilia-Romagna è la regione Italiana in cui l'attesa per un impiego è minore (9,6 mesi, in media) ed è in linea con la maggior parte delle regioni più sviluppate dei paesi europei considerati.

<< Tabelle 10a, 10b e 10c >>

Le stime dei modelli di durata

I risultati dei modelli a tempo discreto sono riportati in tabella 11a. Dal modello con *baseline hazard* monotona senza eterogeneità emerge una *duration dependence* negativa (-0.11), vale a dire la probabilità di transizione tende a diminuire con l'allungarsi del periodo di non lavoro. Tra le possibili spiegazioni di questo vi è l'effetto stigma e le scelte di assunzione delle imprese che potrebbero avvenire sulla base di un *ranking* (Blanchard e Diamond, 1994). Ad ogni modo, il modello che include il termine di eterogeneità non osservata, conferma che i modelli senza eterogeneità possono dar luogo a *duration dependence* spuria, cioè il parametro di *duration dependence* è sotto stimato. Di fatti il modello con eterogeneità non osservata mostra l'esistenza di *duration dependence* positiva (+0.145)⁸, cioè la probabilità di trovare un impiego aumenterebbe al crescere del tempo passato in uno stato di non lavoro. È interessante notare che distinguendo tra individui che hanno/non hanno frequentato corsi di formazione o istruzione breve, emerge che coloro che hanno frequentato un corso di formazione mostrano una *duration dependence* positiva (+0.343) e maggiore rispetto agli individui senza formazione (+0.109). Questo starebbe ad indicare che gli individui formati, al passare del tempo trascorso in uno stato di non lavoro aumentano le proprie possibilità d'impiego più velocemente rispetto ai non formati.

Ad ogni modo, l'utilizzo di un modello totalmente non parametrico è utile a testare in modo più affidabile l'andamento dell'*hazard rate* rispetto ad un modello con *baseline* monotona. Di fatti, usando il modello con *baseline piecewise constant*, l'*hazard rate* mostra un andamento non lineare, con sostanziali differenze tra modello senza e con eterogeneità non osservata. Nel primo modello l'andamento è quello di una U per il primo anno e quindi decrescente oltre un anno di non lavoro. Nel modello con eterogeneità non osservata, l'andamento è di tendenziale aumento per il primo anno, con probabilità massima raggiunta tra i 9 e 12 mesi di non lavoro, per cominciare a diminuire (leggermente) successivamente⁹.

Tra gli individui con un periodo di formazione sperimentato durante la non occupazione, l'*hazard rate* mostra un trend chiaramente crescente almeno secondo le stime del modello con eterogeneità non osservata. Tra gli individui senza periodi di formazione l'*hazard rate* mostra un andamento ad N, confermando l'esistenza di un vantaggio in termini di opportunità di occupazione con il passare del tempo in non occupazione per gli individui con corsi di formazione.

Passando alla descrizione dell'effetto delle variabili esplicative considerate sull'*hazard rate* bisogna specificare che il commento, per brevità, è limitato ai risultati del modello con *baseline hazard piecewise constant* e con eterogeneità non osservata. D'altra parte, eccetto alcune rare eccezioni, di cui daremo conto, il segno e la significatività dei coefficienti stimati sono consistenti tra le varie specificazioni utilizzate.

Iniziando dall'analisi dell'effetto dell'età sulla probabilità di transizione si conferma il tipico effetto ad U invertito ovvero la probabilità di trovare un impiego è dapprima crescente e quindi decrescente. Evidenza di differenze di genere favorevoli agli individui di sesso maschile sono stimate sul campione dei paesi europei considerati. L'essere sposati mostra un effetto (negativo) significativo solo nel modello senza eterogeneità non osservata. Come atteso, l'aver problemi di salute o malattie croniche, o essere diversamente abili, riduce piuttosto nettamente le probabilità di impiego degli individui. Riguardo al reddito familiare (espresso in termini di parità di potere d'acquisto), si evidenzia un effetto positivo, possibile segno che gli individui che vivono in famiglie più agiate hanno maggiori risorse economiche e relazionali per affrontare al meglio la transizione.

Tra le variabili esplicative si è inclusa una in grado di catturare l'effetto protettivo derivante dal vivere all'interno del nucleo familiare d'origine¹⁰. Come atteso, per i "figli di famiglia", la probabilità di trovare un impiego diminuisce a conferma della possibile esistenza di un "effetto bamboccioni".

⁸ Questo risultato è consistente con le stime realizzate da Nguyen e Taylor (2003).

⁹ Questo risultato è consistente con le evidenze emerse in Blasquez-Cuesta e Garcia-Perez (2007).

¹⁰ Con questa variabile sono stati identificati i giovani che nel dataset delle relazioni familiari presentano una relazione di figlio/a rispetto al capofamiglia della famiglia di riferimento.

Il possedere un titolo di laurea o un livello superiore, o aver ricevuto un'istruzione tecnica, incrementa di oltre il 20% la probabilità di transitare ad un impiego rispetto ad un individuo che ha un'istruzione inferiore (la nostra dummy di riferimento).

L'effetto tende a differenziarsi per gli individui che hanno avuto esperienze di formazione durante il periodo di non lavoro (tabella 11b). Tra gli individui con esperienze di formazione l'aver un'educazione tecnica non ha effetti significativi sulla durata dei periodi di non lavoro. Al contrario, tra gli individui senza esperienze di formazione l'aver un'istruzione tecnica ha un effetto significativo (e positivo) e relativamente maggiore dell'effetto imputabile all'aver un titolo d'istruzione più elevato.

Rispetto alle variabili legate all'ambito lavorativo, troviamo che un effetto positivo deriva dall'aver avuto precedenti esperienze di lavoro (incluse quelle accumulate durante il periodo d'istruzione), a conferma del fatto che l'accumulazione di esperienza lavorativa influenza (in modo non univoco, secondo la letteratura, Donahoe e Tienda, 1999) la probabilità di trovare un impiego.

La variabile di controllo sull'andamento del ciclo economico, cioè la variazione annuale del tasso di occupazione a livello regionale, mostra l'atteso segno positivo, indicando che le probabilità d'impiego aumentano in fase espansive dell'economia.

Come spiegato in precedenza, tra le variabili di controllo sono state introdotte delle dummy relative alle attività svolte mensilmente (impiego breve, formazione, disoccupazione, inattività) durante il periodo di non lavoro. La categoria di riferimento è lo stato di disoccupazione. Rispetto a tale base di riferimento, le altre attività tendono a ridurre la probabilità di trovare un impiego (di almeno 4 mesi di durata). In particolare, l'essere occupato in un lavoro breve (massimo 3 mesi di durata) riduce fortemente la probabilità futura di uscita dallo stato di non occupazione. Una possibile spiegazione potrebbe risiedere nel fatto che l'aver sperimentato un'esperienza di lavoro breve costituisca un segnale negativo sulla qualità dell'individuo, riducendone le probabilità di assunzione da parte delle imprese. Inoltre l'esperienza breve di lavoro potrebbe "consigliare" all'individuo di migliorare il proprio livello d'istruzione ritardando i tempi di ricerca di un nuovo impiego.

L'essere inattivi piuttosto che disoccupati riduce la probabilità di impiego. Una possibile spiegazione del segno negativo potrebbe risiedere nella ridotta intensità di ricerca del lavoro che tende a ridurre la probabilità di ricevere un'offerta e quindi la probabilità di impiego.

Infine, anche il frequentare un corso di formazione (o un breve corso d'istruzione) riduce le probabilità d'impiego. La spiegazione può essere legata al fatto che un individuo impegnato in un corso di formazione tende a sperimentare un'intensità di ricerca minore. Ad ogni modo, è interessante notare che gli individui che hanno seguito un corso di formazione durante il proprio periodo di non occupazione, all'allungarsi del periodo osservato aumentano relativamente le proprie probabilità di occupazione rispetto ai non formati. Questa evidenza è desumibile osservando la stima dei parametri di *duration dependence* degli individui con formazione rispetto a quelli senza formazione.

Dalle dummy relative ai vari paesi considerati è possibile desumere l'effetto specifico di ogni paese sulla probabilità d'impiego degli individui. In altre parole, le dummy permettono di capire l'effetto sull'intercetta determinato dal cercare impiego in un certo mercato del lavoro, come pure l'aver studiato in un determinato sistema educativo. In accordo con le nostre stime (la Francia funge da base di riferimento), e in accordo con i valori osservati relativi alle durate medie dei periodi di non lavoro, i paesi in cui la probabilità di compiere la transizione scuola-lavoro, è notevolmente minore sono l'Italia, la Grecia e la Spagna. La Germania si colloca leggermente al di sotto della Francia, mentre il risiedere in Danimarca dovrebbe garantire la probabilità di impiego maggiore rispetto a tutti i paesi considerati. Irlanda e Portogallo mostrano stime non significative rispetto al modello con eterogeneità non osservata, mentre nel modello senza eterogeneità non osservata, la dummy relativa al Portogallo mostra un segno leggermente positivo.

Volendo evidenziare la situazione italiana (tabella 12a) rispetto a quella relativa all'intero campione europeo, rileviamo quanto segue. In Italia si evidenzia una marcata discriminazione di genere. Nello specifico, l'effetto positivo per gli uomini di trovare un'occupazione è circa il doppio di quello rilevato a livello europeo. L'aver ricevuto un'istruzione tecnica in Italia ha un effetto molto positivo sulla probabilità di transizione (circa il doppio rispetto al valore stimato per l'intero campione). Tuttavia, in Italia gli individui con istruzione tecnica rappresentano una quota relativamente piccola (circa il 10% degli individui considerati, tabella 6), è comunque minore rispetto agli altri paesi europei. L'aver un cattivo stato di salute, riduce del doppio la probabilità di impiego per i giovani Italiani, rispetto al valore medio, e così pure avviene per coloro che vivono ancora in famiglia (che nel nostro paese rappresentano oltre l'80% dei giovani considerati). Infine, sembra rilevante sottolineare, che per quanto riguarda l'Italia, il frequentare un corso di formazione ha un effetto positivo sulla probabilità di trovare un impiego, in controtendenza con le stime

ottenute sull'intero campione. Ad ogni modo, i benefici che derivano dal frequentare un corso di formazione in Italia sono riservati ad una piccola schiera di individui (circa il 6% dei giovani inclusi nel campione, tabella 7).

Dalle stime dei modelli misti è possibile concludere che la presenza di eterogeneità non osservata è significativa e permette di spiegare parte dei differenziali di transizione tra gli individui. È interessante notare, secondo le stime riportate in tabella 11a (si vedano anche i grafici 4a e 4b), che gli individui del tipo 2 presentano un'intercetta maggiore di quelli tipo 1. In altre parole, vi sarebbero caratteristiche non osservate (nei dati a nostra disposizione) che incrementerebbero la probabilità di transizione in modo positivo per gli individui del tipo 2 (che costituiscono circa il 69% del campione internazionale selezionato). In modo significativo, l'Italia presenta una proporzione invertita (solo il 34% dei giovani italiani appartiene al tipo 2, tabella 12a) rispetto alla valore complessivo europeo. Questo potrebbe contribuire a spiegare lo svantaggio nella probabilità di effettuare la transizione scuola-lavoro che si evidenzia in Italia. Stesso profilo è condiviso da Portogallo e Spagna (tabella 12b).

<< Tabelle 11a, 11b, 12a, 12b >>

<< Figure 4a e 4b >>

Conclusioni

Gli aspetti che determinano la probabilità di transizione, come pure la durata del periodo che intercorre tra la fine dell'istruzione e una prima occupazione sono particolarmente importanti sia nel definire la carriera lavorativa futura dei singoli individui, sia per l'influenza che possono avere su grandezze macroeconomiche, quali la produttività.

In questo lavoro analizziamo i fattori che influenzano la probabilità (durata) della transizione scuola-lavoro proponendo un'analisi comparativa tra 8 paesi europei su dati ECHP. L'analisi è condotta su due canali complementari. Nel primo si applica un modello probit per stimare le probabilità di impiego entro uno/due anno/i dalla fine dell'istruzione. Nel secondo si stima un modello di durata a tempo discreto e con eterogeneità non osservata per investigare le determinanti della durata dei processi di transizione scuola-lavoro.

Considerando le stime per l'insieme dei paesi considerati, i fattori più interessanti che emergono sono i seguenti. La probabilità di transizione entro uno/due anno/i, come pure la durata della transizione, divergono rispetto al genere, allo stato di salute (incluso l'essere diversamente abili), l'essere figli di famiglia. Inoltre, sembra essere confermato l'effetto positivo derivante dall'accumulazione di esperienza lavorativa sui processi di transizione scuola-lavoro. L'istruzione riveste un ruolo rilevante nel determinare la durata dei periodi di non lavoro dopo la fine dell'istruzione. Nello specifico, l'aver un titolo di studio elevato (laurea o oltre) o l'aver ricevuto un'istruzione tecnica, aumenta la probabilità di *matching*.

Dalle stime del modello di durata emerge pure come la frequenza di un corso di formazione ridurrebbe la probabilità istantanea di transizione, ma avrebbe effetti positivi in termini di riduzione/eliminazione dell'effetto stigma. Di fatti, gli individui formati all'aumentare del tempo trascorso in non-occupazione aumentano nettamente le proprie probabilità di impiego rispetto ai non formati. Questo suggerisce che la frequenza di corsi di formazione possa costituire un segnale positivo per le imprese nel valutare la produttività attesa dall'individuo.

L'applicazione del modello di durata con eterogeneità non osservata e *baseline* non parametrica, suggerisce che la probabilità di impiego ha andamento non lineare. Nello specifico, l'andamento è dapprima crescente per poi cominciare a decrescere leggermente. La probabilità d'impiego media desunta dal campione europeo considerato dovrebbe raggiungere il valore massimo tra i 9 e 12 mesi dopo la fine dell'istruzione.

Nell'ambito di un quadro comparativo, il nostro studio suggerisce alcuni spunti relativi alla situazione Italiana. Dalle stime emerge chiaramente come l'Italia (e a seguire la Grecia) sia il paese, tra quelli considerati, dove la probabilità di impiego entro uno/due anno/i dalla fine dell'istruzione sia minore. Dalla decomposizione di Fairlie desumiamo che le origini dei differenziali osservati di transizione rispetto agli altri paesi tende a differire. Nello specifico, rispetto ai paesi europei del Centro-Nord (Danimarca, Francia e Germania), i differenziali di transizione sembrano totalmente imputabili a differenze nelle caratteristiche degli individui. Rispetto ai paesi dell'Europa meridionale (Spagna e Portogallo) e Irlanda, le differenze nelle caratteristiche spiegano solo una parte dei differenziali osservati, indicando che la parte residua di differenziale è attribuibile a differenza nei rendimenti.

Rispetto alla durata dei processi di transizione scuola-lavoro, l'Italia mostra i valori più elevati (circa 21 mesi di attesa prima di un'occupazione stabile) rispetto agli altri paesi considerati e, insieme alla Germania, è il paese in cui emerge il più elevato grado di disomogeneità nella distribuzione delle durate medie a livello regionale, a conferma dell'esistenza di un forte dualismo territoriale. Tra gli aspetti più interessanti che contribuiscono a spiegare questa evidenza sottolineiamo l'esistenza di un forte e negativo "effetto bamboccioni", condizione largamente diffusa tra gli individui inclusi nel campione, come pure una netta differenza di genere a sfavore delle donne. In Italia il possedere un'istruzione tecnica aumenta di molto le probabilità di impiego (l'effetto è doppio rispetto a quello registrato a livello europeo). Inoltre, contrariamente al dato emerso sul campione europeo, la frequenza di un corso di formazione riduce la durata attesa del periodo di non occupazione. Tali effetti positivi sono ristretti ad una quota ridotta di individui, poiché sia gli individui con istruzione tecnica che gli individui formati rappresentano una realtà poco diffusa. Questo risultato potrebbe pertanto derivare dalla scarsa competizione per posti di lavoro che richiedono competenze tecniche e/o specifiche. Infine, è interessante sottolineare che, rispetto alle variabili non osservate, gli individui di tipo 2 (cioè con caratteristiche non osservabili "buone") sono circa la metà rispetto al campione europeo.

In termini di politica economica, i suggerimenti che emergono da questo studio per aumentare le opportunità di impiego dei giovani Italiani, una volta terminato il ciclo d'istruzione, sono i seguenti. Primo, aumentare il numero di individui con istruzione tecnica e favorire la frequenza dei corsi di formazione, in accordo le necessità specifiche delle imprese. Secondo, favorire l'uscita dal nucleo familiare di origine. Terzo, sostegno agli individui svantaggiati (donne e soprattutto diversamente abili).

Molto resta da fare per comprendere in modo esaustivo le forze che guidano il processo di transizione scuola-lavoro, anche al fine di identificare meglio i gruppi di individui che dovrebbero essere oggetto di specifiche politiche atte a favorirne l'occupazione. In primo luogo, sarebbe auspicabile comprendere meglio le interrelazioni esistenti nei vari paesi tra istituzioni del mercato del lavoro e dei sistemi educativi che tendono a produrre conseguenze tanto differenti sulle probabilità di transizione scuola-lavoro. In secondo luogo, sarebbe utile testare i modelli applicati a definizioni alternative di lavoro stabile, magari più restrittive, per testare la robustezza dei risultati presentati.

Riferimenti bibliografici

- Allmendinger J. (1989), "Educational systems and labor market outcomes", *European Sociological Review*, 5, pp.231-250, Oxford University Press.
- Andrews M. J., Bradley S., Stott D. (2001), "The School-to-Work Transition, Skill Preferences and Matching", Lancaster University Management School, *Working Paper 2001/001*, Lancaster, U.K.
- Baici, E. e M. Samek-Lodovici (2001) "La Disoccupazione. Modelli, diagnosi e strategie per il mercato del lavoro in Italia". Carocci Editore, Roma.
- Bernardi L., Ghellini G. (1997) "Sistema formativo e imprese: problemi e metodi per lo studio della transizione dei giovani al lavoro", *Atti del Convegno SIS "La Statistica per le Imprese"*, Torino 2-4 aprile 1997, pp. 513-528.
- Bernardi F, Layte R., Schizzerotto A. (2000) "Who exits unemployment? Institutional features, individual characteristics and chances of getting a job. A comparison of Britain and Italy". In Gallie D., Paugam S. (a cura di), *Welfare regimes and the experience of unemployment.*, Oxford: Oxford university press, p. 218-239.
- Betti G., Lemmi A., Verma V. (2005), "A Comparative Analysis Of School-To-Work Transitions in the European Union", *Innovation*, Vol. 18, No. 4, 2005, Rutledge Ltd., Taylor & Francis Group
- Blanchard, O. J. & P. A. Diamond, (1994). "Ranking, Unemployment Duration, and Wages," *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 61(3), pages 417-34, July.
- Blázquez Cuesta M., García-Pérez J.I. (2007), "School to work transitions and the impact of Public Expenditure on Education", Centro de Estudios Andaluces, *Documento de Trabajo. E2007/10*, Junta de Andalucía.

- Boschetto B., De Santis M., Tronti L. (2006), “I giovani e il lavoro: confronti internazionali, tempi di accesso e condizioni di precarietà”, in Bresciani P.G., Franchi M., *Biografie in transizione. I progetti lavorativi nell'epoca della flessibilità*, F. Angeli, Roma.
- Caruso A., Staffolani S. (1999), *Il lavoro dei giovani*, Prisma.
- Cecchi D. (2002), “Scuola, formazione e mercato del lavoro”, in Brucchi L. (a cura di), *Manuale di economia del lavoro*, Il Mulino, Bologna.
- D’Agostino A., Ghellini G., Neri L. (2000), “Modelli statistici per l’analisi dei comportamenti di transizione scuola-lavoro”, *Working Paper n° 22* “Lavoro e Disoccupazione: questioni di misura e di analisi” Dipartimento di Scienze Statistiche Università degli Studi di Padova.
- D’Agostino A., Ghellini G., Neri L. (2000), “Percorsi di ingresso dei giovani nel mercato del lavoro”, *Working Paper n° 25* “Lavoro e Disoccupazione: questioni di misura e di analisi” Dipartimento di Scienze Statistiche Università degli Studi di Padova.
- Donahoe, D. e M. Tienda (1999), “Human Asset Development and the Transition from School to Work: Policy Lessons for the 21st Century”, Office of Population Research Princeton University;
- Eurostat (1996), *The European Community Household Panel (ECHP): Survey methodology and implementation*, Volume 1, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Eurostat (2001), “ECHP UDB, Description of Variables”, *DOC.PAN 166/2001-12*, Luxembourg.
- Eurostat (2003a), “General indicators on transition from work to school. Youth transitions from education to working life in Europe Part I”, *Statistics in Focus, Theme 3 - 4/2003*, Luxembourg.
- Eurostat (2003b), “School leavers in Europe and the labour market effects of job mismatches. Youth transitions from education to working life in Europe Part II”, *Statistics in Focus, Theme 3 - 5/2003*, Luxembourg.
- Eurostat (2003c), “Young people’s social origin, educational attainment and labour market outcomes in Europe. Youth transitions from education to working life in Europe Part III”. *Statistics in Focus, Theme 3 - 6/2003*, Luxembourg.
- Fairlie, R.W. (2006), “An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models”, *IZA Discussion Paper n. 1917*, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Ghellini G., Regoli A. (1998), “Un modello a classi latenti in presenza di dati mancanti per lo studio della transizione scuola-lavoro”, *Atti della XXXIX Riunione Scientifica della Società Italiana di Statistica*, Sorrento, Aprile.
- Hannan D.F., Smyth E., McCoy S. (1999), “A Comparative Analysis of Transitions from Education to Work in Europe (CATEWE) Volume 1: A Conceptual Framework”, *Working Paper 118(a)*, Dublin, Economic and Social Research Institute.
- Heckman, J. J., Singer B. (1984), “A method to minimizing the impact of distributional assumption in econometric models of duration”, *Econometrica*, n. 52, pp. 271-320.
- Hotz, V. J., Tienda M. (1998), “Education and Employment in a Diverse Society: Generating Inequality through the School-to-Work”, in Denton N., Tolnay S. (eds.), *American Diversity: A Demographic Challenge for the Twenty-First Century*, SUNY Press.
- Iannelli C., Soro-Bonmati A. (2003), “Transition Pathways in Italy and Spain: Different Patterns, Similar Vulnerability?”, in Muller W., Gangl M. (eds), *Transitions from Education to Work in Europe: The Integration to Youth into EU Labour Markets*, Chapter 8, pp.212-250, Oxford University Press.
- Jenkins, S. (2005), “Survival Analysis”, unpublished manuscript, University of Essex.
- Klerman, J. A. e L. A. Karoly (1994), “Young Men and the Transition to Stable Employment”, *Monthly Labor Review*, March.
- Kogan I., Muller W. (eds) *School-to-Work Transitions in Europe: Analyses of the EU LFS 2000 Ad Hoc Module*, MZES, Mannheim.

- Lancaster T. (1990), *The econometric analysis of transition data*, Cambridge University Press, Cambridge;
- Mariani P., Tronti L., Zeli A. (2001), “L’ingresso dei giovani nel mercato del lavoro”, *Economia&Lavoro*, vol. XXXV, n.1, pp.15-37.
- Meyer B. (1990), “Unemployment insurance and unemployment spells”, *Econometrica*, n. 58, pp. 757-782;
- Nguyen A. N., Taylor J. (2003), “Transition from School to First Job: the influence of educational attainment”, Lancaster University Management School, *Working Paper*, 2003/009, Lancaster, U.K.
- Oaxaca, R.L. (1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, vol. 14, n.3, pp. 693-709;
- Oecd (1996), “Transition from School to Work”, *Education at a Glance: Analysis*, Paris, Oecd, pp.14-53.
- Prentice, R. and Gloeckler L. (1978). Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data. *Biometrics*, n. 34 (1), pp. 57-67.
- Pugliese E. (1993), *Sociologia della disoccupazione*, Il Mulino Bologna.
- Rees A. (1986), “An Essay on Youth Joblessness”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXIV (June), pp. 613-628.
- Regini M. (2002), Tendenze comuni e differenze nella regolazione del mercato del lavoro e delle relazioni industriali in Europa, *WP C.S.D.L.E. "Massimo D'Antona" 8/2002*.
- Ryan P. (2001), “The School-to-Work Transition: A Cross-National Perspective”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIX (Marc), pp. 34-92
- Tronti L., Mariani P. (1994), “La transizione Università-Lavoro in Italia, un esplorazione delle evidenze dell’indagine Istat sugli Sbocchi professionali dei laureati”, *Economia&Lavoro*, n.2.

TABELLE E FIGURE

Tabella 1. Caratteristiche del sistema educativo nei paesi europei con riferimento all'obbligo scolastico e al sistema di istruzione superiore

Paese	Obbligo scolastico	Istruzione Superiore
Austria		<i>Upper level</i> (15-18 anni)
Belgio (Fiandre)	L'istruzione scolastica è obbligatoria dai 6 ai 18 anni	<i>Secondary education</i> (12-18 anni)
Cipro	L'istruzione obbligatoria dura 9 anni (da 6 ai 15 anni)	<i>Secondary education</i> (15-18 anni)
Danimarca	L'istruzione obbligatoria dura 9 anni (da 6/7 a 15/16 anni)	<i>Studentereksamen, Handelsskole, Teknisk skole</i> (15-19 anni) <i>Erhvervsuddannelse, svendeprøve</i> (15-20 anni)
Finlandia	L'istruzione obbligatoria dura 9 anni (da 7 a 17 anni)	<i>Lukio</i> (16-19 anni)
Francia	L'obbligo scolastico è di 10 anni (da 6 a 16 anni)	<i>Lycées</i> (15-18 anni)
Germania		<i>Gymnasium</i> (11/13-19 anni)
Grecia	L'obbligo scolastico è di 9 anni (da 6 a 15 anni)	<i>Eniaio Lykeio</i> (durata 3 anni, dopo i 15 anni); <i>Formazione Tecnico-professionale/Technika Epaggelmatika Ekpaideftiria-TEE</i> (durata 2+1 anni, dopo i 15 anni); <i>Professionale/Institouto Epaggelmatikis Katartisis-IEK</i> (durata 1-2 anni dopo i 15 o i 17 anni)
Irlanda	L'obbligo scolastico è di 10 anni (da 6 a 16 anni)	<i>Senior Cycle/ Leaving Certificate Programme</i> (15/16-17/18 anni) <i>Post Leaving Certificate Courses</i> (durata 1 o 2 anni, dopo i 18/19 anni)
Paesi Bassi	L'istruzione obbligatoria è di 12 anni (da 4 a 16 anni)	<i>Secondary education / vo (voortgezet onderwijs)</i> (12-18 anni)
Norvegia	L'istruzione obbligatoria è di 10 anni (dai 6 a 16 anni)	<i>Superiore / Videregående skole</i> (16-19 anni) <i>Videregående skole</i> (16-19 anni)
Polonia		<i>Vari licei</i> (16-18 anni); <i>Formazione Professionale/</i> (16-18 o 20/21 anni)
Portogallo	L'istruzione obbligatoria è di 9 anni (da 6 a 15 anni)	<i>Escola Secundária</i> (15-18 anni)
Regno Unito	In Inghilterra, Galles e Scozia l'istruzione obbligatoria dura di 11 anni (da 5 a 16 anni). Nell'Irlanda del Nord l'istruzione obbligatoria ha una durata di 12 anni (da 4 a 16 anni)	<i>Secondary education</i> (16-18 anni) non obbligatorio
Repubblica ceca	L'obbligo di istruzione nella Repubblica Ceca è di 9 anni (da 6 a 15 anni)	<i>Gymnázium, Střední odborná škola</i> (15-18 anni)
Slovacchia	L'obbligo di istruzione in Slovacchia è di 9 anni (da 6 a 15 anni)	<i>Gymnázium</i> ; <i>Formazione Professionale/ Středné odborné učilište (SOU)</i> (15-17 o 18 anni)
Slovenia	L'obbligo di istruzione in Slovenia è di 9 anni (da 6 a 15 anni)	(15-19 anni)
Spagna	L'obbligo scolastico in Spagna è di 10 anni (da 6 a 16 anni)	<i>Bachillerato</i> (16-18 anni) <i>Formación profesional</i> (16-20 anni)
Svezia	L'istruzione obbligatoria è di 9 anni (da 7 a 16 anni)	<i>Gymnasium</i> (16-19 anni)
Ungheria		<i>Gimnázium, szakközépiskola, szakképző programok</i> (14-18 anni)

Fonte: www.e-twinning.net e www.europa.eu.int/ploteus/

Tabella 2. Caratteristiche dei Sistemi educativo/formativo e dei legami con il mercato del lavoro per l'istruzione secondaria superiore e quella universitaria in Europa

	<i>Austria</i>	<i>Finlandia</i>	<i>Francia</i>	<i>Germania</i>	<i>Irlanda</i>	<i>Italia</i>	<i>Paesi Bassi</i>	<i>Portogallo</i>	<i>Svezia</i>
<i>Scuola secondaria superiore</i>									
Selettività	Alto	Basso/mod per scuole professionali mod./alto per altre	Basso, but mod/alto per Licei	Mod., ridotta mobilità tra profili	Altoly selettivo verso licei Basso in generale	Mod.ridotta mobilità tra profili	Molto Alto	Basso/Mod.	Basso, Altoly selettivo verso i professionali
Standardizzazione									
(A) Istruzione generale	Alto	Alto	Alto	Alto	Alto	Alto	Alto	Alto	Alto
(B) Istruzione professionale	Alto	Alto	Alto	Alto	Basso-mod.	Alto	Alto	Mod./Basso	Alto
(C) Formazione	Alto	Alto	Alto	Alto	Basso-mod.	Basso	Alto	Mod./Basso	Alto
Differenziazione dei percorsi	Alto	Moderate	Mod./hi.	Alto	Basso/mod.	Alto	Alto	Moderate	Moderate
Differenze di Outcome	Mod	Mod./Alto	Alto	Mod./Alto	Alto	Alto	Mod./Alto	Alto	Alto
Legami istituzionalizzati con il MDL (apprendistato...)	Molto Alto	Basso	Basso/Mod	Molto Alto	Basso	Basso	Alto	Basso/Mod	Molto Basso
<i>Istruzione universitaria</i>									
Selettività	Basso	Mod./Alto	Basso/mod.	Basso	Alto	Basso	Moderato	Alto	Mod/Alto
Standardizzazione	Alto	Alto	Alto	Alto	Mod./Alto	Alto	Mod./Alto	Basso	Alto
Differenziazione dei percorsi	Mod	Alto	Alto	Mod./Alto	Mod./Alto	Moderato	Alto	Moderato	Alto,
Differenze di Outcome	Mod. molti drop out	Alto	Alto	Mod./Alto	Alto	Mod/Alto	Alto	Alto	Mod
Legami con il MDL	Moderato	Mod.	Mod.	Mod.	Mod.	Mod/Basso	Mod./Alto	Mod./Basso	Alto/low

Fonte: Hannan et al, 1999

Tabella 3. Indicatori relativi agli abbandoni scolastici e al raggiungimento almeno del diploma di scuola media superiore nella popolazione giovanile nei paesi Ue – Anni 1994-1998-2001

	Percentuale di popolazione 18-24 anni con licenza di scuola media inferiore e non più nel sistema dell'istruzione e formazione			Percentuale di popolazione 20-24 anni con almeno il diploma di scuola secondaria superiore		
	1994	1998	2001	1994	1998	2001
Austria	-	-	10,2	-	84,4	85,1
Belgio	16,1	14,5	13,6	76,3	79,6	81,7
Danimarca	8,6	9,8	9,0	84,9	76,3	78,4
Finlandia	-	7,9	10,3	-	85,2	86,1
Francia	16,4	14,9	13,5	77,5	78,9	81,8
Germania	-	-	12,5	82,8	-	73,6
Grecia	23,2	20,7	17,3	71,4	76,4	80,2
Irlanda	22,9	-	-	72,2	-	83,9
Italia	35,1	28,4	26,4	56,3	65,3	67,9
Lussemburgo	34,4	-	18,1	54,0	-	68,0
Paesi Bassi	-	15,5	15,3	-	72,9	72,7
Portogallo	44,3	46,6	44,0	41,3	39,3	44,4
Regno unito	32,3	:	17,7	61,0	-	76,9
Spagna	36,4	29,6	29,2	56,1	64,6	65,0
Svezia	-	-	10,5	-	87,5	85,5
Ue15	-	23,6	19,0	-	-	73,6

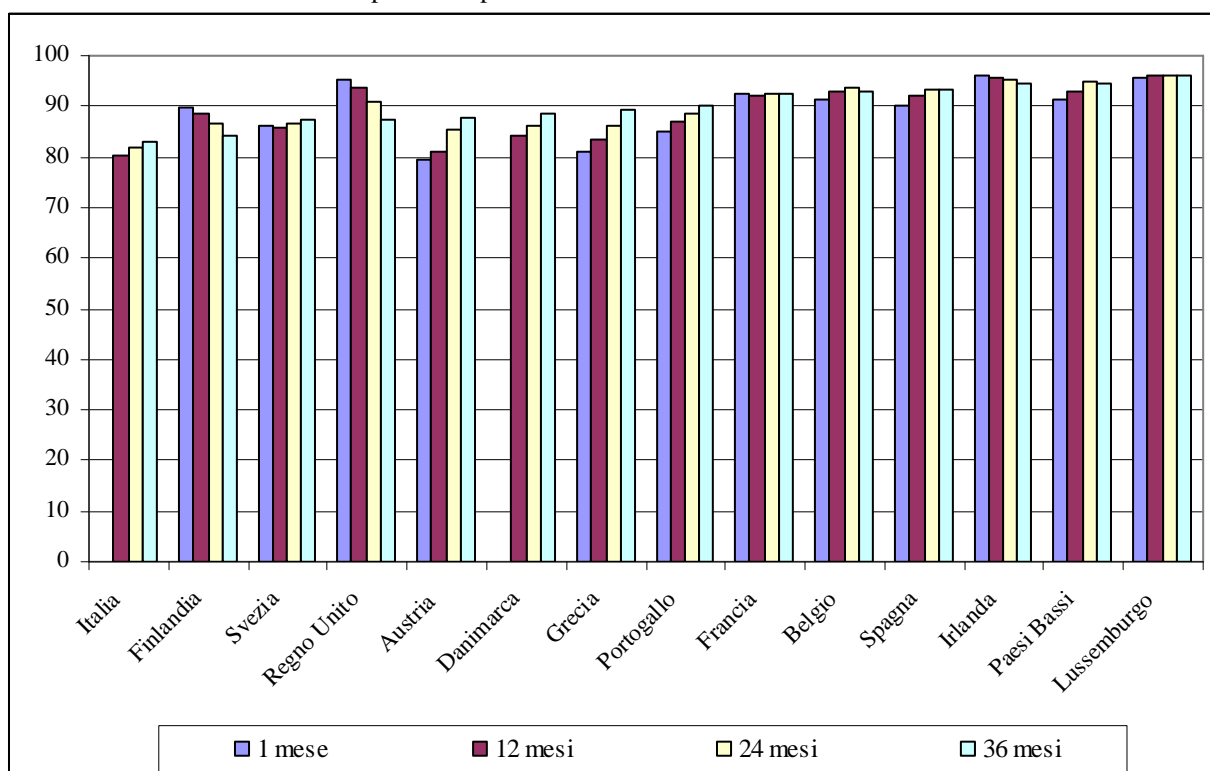
Fonte: Eurostat

Tabella 4. Tassi di occupazione e di disoccupazione totale e giovanile nei paesi europei nel periodo 1994-2001

	Tasso di occupazione			Tasso di disoccupazione			Tasso di disoccupazione giovanile (meno 25 anni)		
	1994	1998	2001	1994	1998	2001	1994	1998	2001
Austria	-	67,9	68,5	-	4,5	3,6	5,7	6,4	5,8
Belgio	56,0	57,4	59,9	9,8	9,3	6,6	23,2	22,1	16,8
Danimarca	72,9	75,1	76,2	8,0	4,9	4,5	10,2	7,3	8,3
Finlandia	-	64,6	68,1	-	11,4	9,1	34,0	23,5	19,8
Francia	59,2	60,2	62,8	12,0	11,0	8,3	28,0	25,1	18,9
Germania	65,2	63,9	65,9	8,6	9,1	7,6	9,6	9,1	7,7
Grecia	55,9	56,0	56,3	8,9	10,8	10,7	27,7	29,9	28,0
Irlanda	54,0	60,6	65,8	14,9	7,5	4,0	23,0	11,3	7,3
Italia	51,7	51,9	54,8	11,2	11,3	9,1	29,1	29,9	24,1
Lussemburgo	60,6	60,5	63,1	3,5	2,7	2,0	7,1	6,9	7,1
Paesi Bassi	64,3	70,2	74,1	7,0	3,8	2,2	10,9	7,6	4,5
Portogallo	65,8	66,8	69,0	6,7	4,9	4,0	14,7	10,4	9,4
Regno Unito	68,8	70,5	71,4	9,6	6,1	5,0	16,4	13,1	11,7
Spagna	45,5	51,3	57,8	24,0	15,0	10,3	42,3	33,1	23,2
Svezia	-	70,3	74,0	-	8,2	4,9	22,0	16,1	10,9
Ue15	-	61,4	64,0	11,0	9,3	7,2	21,1	18,1	14,1

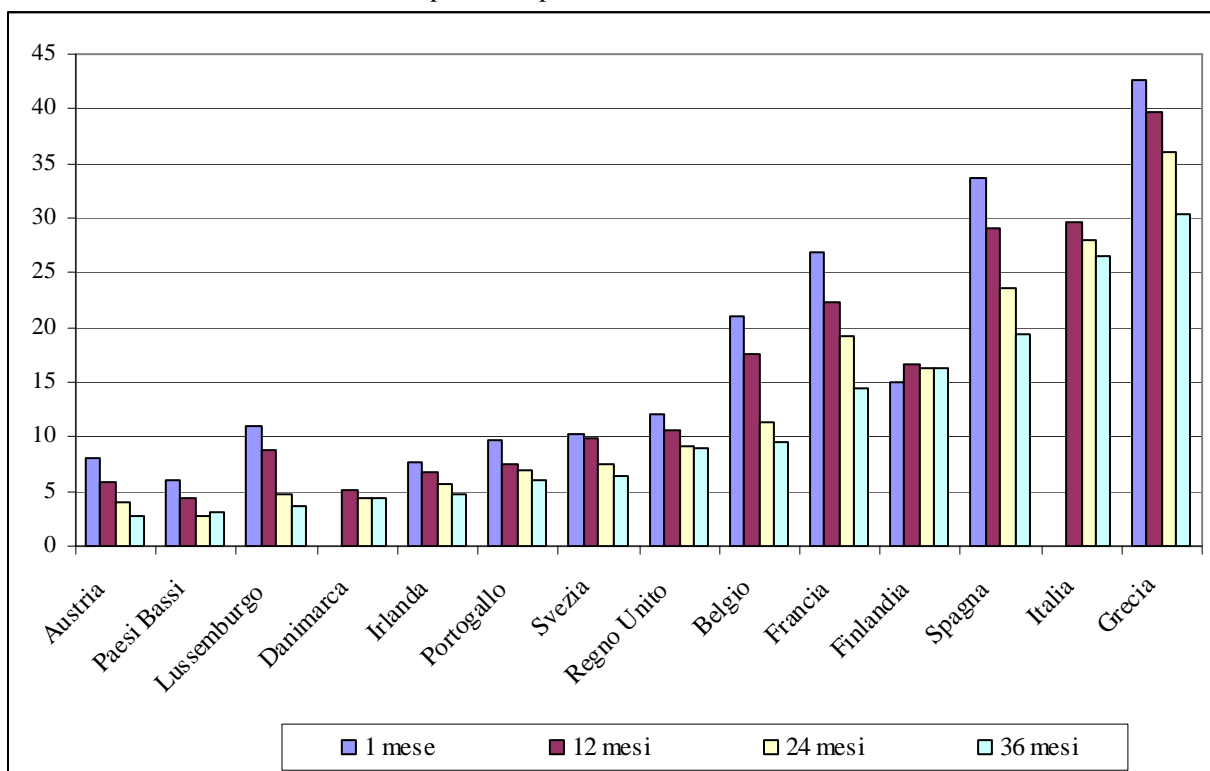
Fonte: Eurostat

Figura 1. Tassi di attività mensili (a 1, 12, 24, 36 mesi) dal momento in cui si è lasciata per la prima volta l'istruzione continua nei paesi europei - Anno 2000



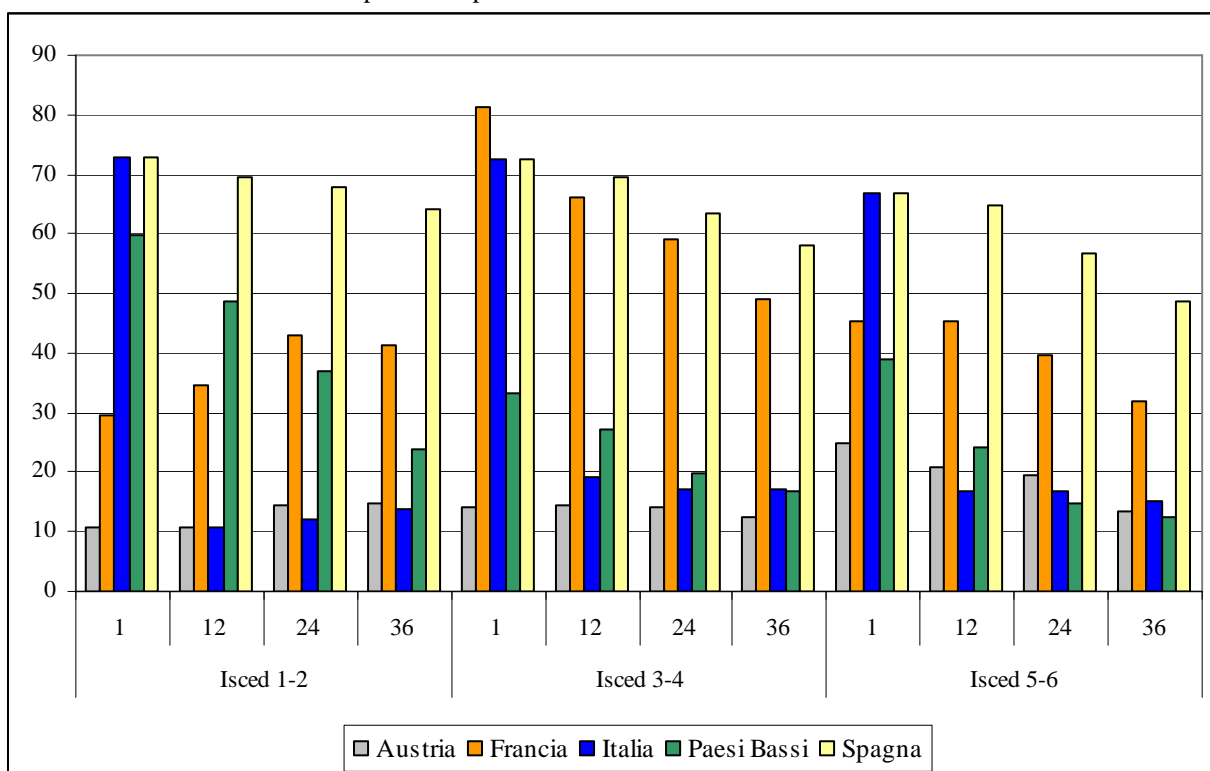
Fonte: Eurostat, 2003

Figura 2. Tassi di disoccupazione mensili (a 1, 12, 24, 36 mesi) dal momento in cui si è lasciata per la prima volta l'istruzione continua nei paesi europei - Anno 2000



Fonte: Eurostat, 2003

Figura 3. Proporzioni di lavoratori precari a 1, 12, 24, 36 mesi dal momento in cui si è lasciata per la prima volta l'istruzione continua nei paesi europei - Anno 2000



Fonte: Eurostat, 2003

Tabella 5. Statistiche descrittive

	Full sample			Restricted sample		
	Obs	Mean	S.d.	Obs	Mean	S.d.
Age	8677	22.905	4.388	7732	22.996	4.447
Male	8677	0.469	0.499	7732	0.465	0.499
Married	8677	0.088	0.283	7732	0.091	0.288
High Education	8677	0.311	0.463	7732	0.311	0.463
Medium-Low Education	8677	0.289	0.454	7732	0.288	0.453
Technical Education	8677	0.222	0.415	7732	0.240	0.427
Missing data education	8677	0.178	0.382	7732	0.162	0.368
Bad Health	8007	0.084	0.278	7732	0.084	0.278
Bamboccioni	8677	0.587	0.492	7732	0.583	0.493
Income(/1000) in PPP	8677	22.071	17.146	7732	21.986	15.455
Previous experience	8677	2.723	8.416	7732	2.936	8.772
Short job	8666	0.074	0.261	7732	0.070	0.254
Training	8671	0.195	0.396	7732	0.207	0.405
Unemployment	8671	0.666	0.472	7732	0.666	0.472
Inactivity	8671	0.323	0.468	7732	0.318	0.466
Growth in employment rate	8288	0.623	1.476	7732	0.709	1.475
Denamrk	8677	0.082	0.275	7732	0.079	0.269
France	8677	0.163	0.369	7732	0.162	0.368
Ireland	8677	0.080	0.272	7732	0.058	0.234
Italy	8677	0.217	0.412	7732	0.229	0.420
Greece	8677	0.091	0.288	7732	0.095	0.293
Spain	8677	0.210	0.407	7732	0.220	0.414
Potugal	8677	0.093	0.291	7732	0.095	0.293
Germany	8677	0.064	0.244	7732	0.063	0.243
Spell duration	8677	13.914	14.834	7732	14.197	14.828

Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 6. Distribuzione dei livelli d'istruzione per paese.

Country	High education		Technical education		Medium/low education		Missing education	
	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.
Denmark	0.289	0.453	0.275	0.447	0.286	0.452	0.151	0.359
France	0.409	0.492	0.163	0.370	0.164	0.370	0.264	0.441
Ireland	0.299	0.458	0.254	0.435	0.328	0.470	0.119	0.324
Italy	0.356	0.479	0.104	0.306	0.381	0.486	0.159	0.366
Greece	0.428	0.495	0.211	0.408	0.160	0.367	0.201	0.401
Spain	0.242	0.429	0.420	0.494	0.190	0.392	0.148	0.355
Portugal	0.165	0.371	0.137	0.344	0.531	0.499	0.167	0.373
Germany	0.226	0.419	0.145	0.352	0.415	0.493	0.214	0.410

Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 7. Distribuzione degli stati di non lavoro per paese.

Country	Short job		Training		Unemployment		Inactivity	
	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.
Denmark	0.202	0.402	0.270	0.444	0.528	0.500	0.332	0.471
France	0.231	0.422	0.432	0.496	0.572	0.495	0.321	0.467
Ireland	0.249	0.433	0.183	0.387	0.682	0.466	0.186	0.390
Italy	0.109	0.312	0.060	0.238	0.836	0.370	0.307	0.461
Greece	0.098	0.298	0.114	0.318	0.650	0.477	0.391	0.488
Spain	0.213	0.409	0.203	0.403	0.739	0.439	0.246	0.431
Portugal	0.121	0.327	0.093	0.290	0.564	0.496	0.502	0.500
Germany	0.181	0.385	0.208	0.406	0.418	0.494	0.443	0.497

Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 8. Stime modello Probit su intero campione

	Transizione dopo 1 anno			Transizione dopo 2 anni		
	coeff.	s.e.		coeff.	s.e.	
Age	0.112	0.031	***	0.174	0.030	***
Age square	-0.002	0.001	***	-0.003	0.001	***
Male	0.058	0.031	*	0.114	0.030	***
Married	-0.082	0.059		-0.082	0.058	
High Education	0.051	0.046		-0.047	0.045	
Technical Education	0.139	0.046	***	0.046	0.045	
Missing Education	0.005	0.051		-0.050	0.050	
Bad Health	-0.180	0.055	***	-0.199	0.054	***
Bamboccioni	-0.132	0.041	***	-0.098	0.040	**
Income (*1000)	0.005	0.001	***	0.004	0.001	***
Work Experience	0.006	0.002	***	0.005	0.002	**
Short job	-0.544	0.046	***	-0.493	0.041	***
Training	-0.097	0.048	**	0.010	0.044	
Unemployment	0.090	0.044	**	0.295	0.039	***
Inactivity	-0.165	0.045	***	-0.015	0.038	
Employment rate	0.005	0.001	***	0.006	0.001	***
Denmark	0.334	0.067	***	0.281	0.068	***
Ireland	0.109	0.074		0.055	0.074	
Italy	-0.549	0.057	***	-0.495	0.056	***
Greece	-0.605	0.067	***	-0.503	0.065	***
Spain	-0.328	0.054	***	-0.181	0.052	***
Portugal	0.186	0.065	***	0.214	0.065	***
Germany	-0.258	0.073	***	-0.166	0.072	**
Constant	-1.882	0.399	***	-2.736	0.392	***
Log-likelihood		-4799.1			-5085.9	

Fonte: nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 9. Probabilità di occupazione dopo uno/due anno/i e decomposizione di Fairlie

Country	Probabilità di occupazione dopo 1 anno						
	Observed	Predicted	t-test	Differential	Explained	Unexplained	% explained
Italy	0.242	0.229					
Denmark	0.601	0.606	***	-0.359	-0.384	0.025	107.03%
France	0.439	0.434	***	-0.198	-0.201	0.003	101.61%
Ireland	0.472	0.459	***	-0.231	-0.144	-0.087	62.30%
Greece	0.246	0.235		-0.005	-0.093	0.088	1973.36%
Spain	0.317	0.311	***	-0.075	-0.065	-0.010	86.72%
Portugal	0.477	0.473	***	-0.236	-0.104	-0.132	44.11%
Germany	0.359	0.349	***	-0.118	-0.236	0.119	200.79%
Probabilità di occupazione dopo 2 anni							
Italy	0.336	0.326					
Denmark	0.648	0.658	***	-0.312	-0.321	0.009	102.74%
France	0.520	0.519	***	-0.184	-0.180	-0.004	98.01%
Ireland	0.517	0.512	***	-0.181	-0.111	-0.069	61.61%
Greece	0.332	0.326		0.004	-0.030	0.034	-682.26%
Spain	0.440	0.436	***	-0.104	-0.056	-0.048	53.67%
Portugal	0.573	0.575	***	-0.237	-0.093	-0.144	39.31%
Germany	0.458	0.455	***	-0.122	-0.175	0.053	143.74%

Fonte: nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 10a. Durata media dei periodi di non lavoro per paese (in mesi), 1994-2001

Country	Overall		Uncensored		Censored	
	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.
Denmark	7.532	8.684	6.333	7.267	9.991	10.638
France	9.095	10.310	8.323	8.475	10.034	12.115
Ireland	9.648	12.511	7.365	8.776	12.521	15.566
Italy	20.862	18.459	17.615	16.163	23.408	19.714
Greece	17.054	15.391	15.155	13.029	18.355	16.708
Spain	15.571	14.424	14.717	13.180	16.498	15.618
Portugal	12.613	13.629	10.677	11.326	15.838	16.295
Germany	8.190	8.823	7.140	7.191	9.160	10.014

Fonte: nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 10b. Durata media dei periodi di non lavoro per paese e per livello d'istruzione (in mesi), 1994-2001

	High Education		Technical Education		Medium-Low Education		Missing Education	
	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.	Mean	S.d.
Denmark	7.675	6.947	7.051	8.524	7.892	9.856	7.454	9.623
France	7.770	8.254	8.074	9.399	12.349	12.736	9.759	11.502
Ireland	6.627	8.036	11.898	14.735	9.782	12.402	12.084	15.254
Italy	18.022	15.428	15.893	14.139	22.681	19.173	26.120	23.068
Greece	15.888	14.267	13.707	10.313	21.354	17.514	19.623	18.917
Spain	13.841	14.034	14.678	12.465	16.217	14.170	20.115	18.962
Portugal	9.128	11.959	10.721	10.799	13.196	13.009	15.748	17.759
Germany	5.824	8.135	7.338	8.601	9.341	8.700	9.042	9.446

Fonte: nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 10c. Durata media dei periodi di non lavoro per regione di residenza (in mesi), 1994-2001

Denmark	France	Ireland	Italy
Denmark	7.637 Ovest	7.765 Dublin	9.311 Emilia-Romagna
	Centre-Est	8.192 Ireland, excluding Dublin	10.148 Nord Est
	Sud-Ovest	9.139	Lombardia
	Île de France	9.202	Nord Ovest
	Nord - Pas-de-Calais	9.296	Centro
	Est	9.448	Lazio
	Bassin Parisien	9.664	Abruzzo-Molise
	Méditerranée	10.556	Sud
			Sardegna
			Campania
			Sicilia
			28.844
Greece	Spain	Portugal	Germany
Attiki	14.909 Este	12.396 Norte	9.150 Schleswig-Holstein
Nisia Aigaiou, Kriti	17.264 Comunidad de Madrid	13.741 Centro	9.280 Hessen
Kentriki Ellada	17.950 Noreste	14.194 Algarve	10.943 Sachsen
Voreia Ellada	18.371 Canarias	16.007 Lisboa e Vale do Tejo	11.054 Sachsen-Anhalt
	Centro	16.421 Alentejo	13.495 Thüringen
	Noroeste	16.590 Madeira	17.362 Mecklenburg-Vorpommern
	Sur	18.669 Açores	18.124 Niedersachsen
			Brandenburg
			Bayern
			Nordrhein-Westfalen
			Baden-Württemberg
			Rheinland-Pfalz + Saarland
			Berlin
			Hamburg
			Bremen
			13.400

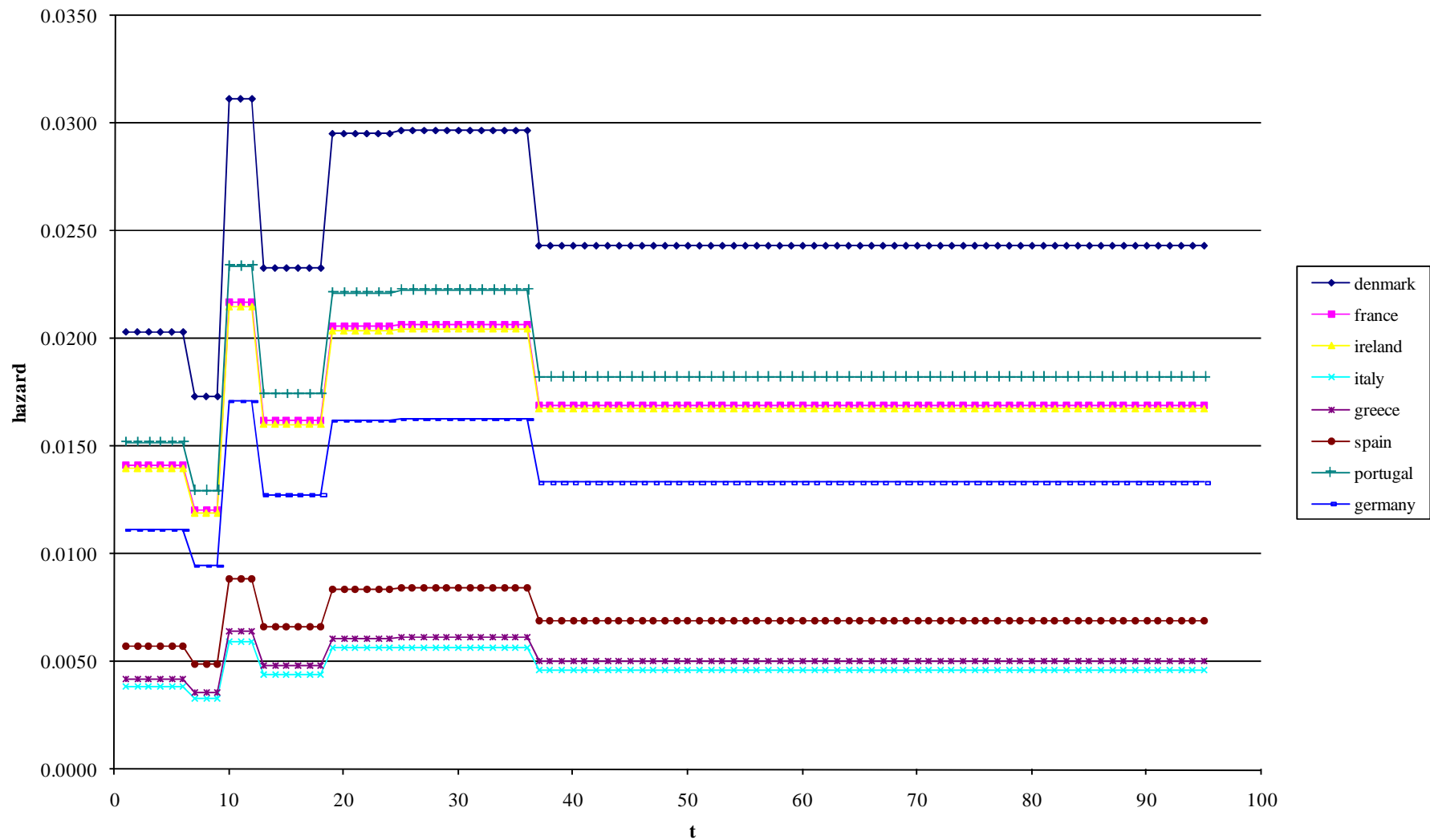
Fonte: nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 11a. Stime modelli di durata a tempo discreto

<i>Covariates</i>	Monotonic baseline				Piecewise constant baseline			
	No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.	
	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.
Age	0.116	0.032 ***	0.120	0.041 ***	0.134	0.033 ***	0.122	0.041 ***
Age square	-0.002	0.001 ***	-0.002	0.001 ***	-0.003	0.001 ***	-0.002	0.001 ***
Male	0.197	0.033 ***	0.152	0.043 ***	0.187	0.033 ***	0.157	0.042 ***
Married	-0.150	0.056 ***	-0.105	0.074	-0.132	0.056 **	-0.096	0.073
High Education	0.188	0.048 ***	0.227	0.062 ***	0.161	0.048 ***	0.220	0.061 ***
Technical Education	0.203	0.048 ***	0.204	0.063 ***	0.183	0.048 ***	0.210	0.062 ***
Missing Education	-0.048	0.051	-0.054	0.067	-0.042	0.052	-0.042	0.066
Bad Health	-0.269	0.059 ***	-0.271	0.073 ***	-0.264	0.059 ***	-0.276	0.073 ***
Bamboccioni	-0.254	0.042 ***	-0.318	0.055 ***	-0.254	0.042 ***	-0.316	0.054 ***
Income (*1000)	0.010	0.001 ***	0.014	0.001 ***	0.010	0.001 ***	0.014	0.001 ***
Work Experience	0.014	0.002 ***	0.014	0.003 ***	0.014	0.002 ***	0.013	0.003 ***
Short job	-2.013	0.187 ***	-2.232	0.211 ***	-2.007	0.187 ***	-2.250	0.212 ***
Training	-0.206	0.055 ***	-0.393	0.067 ***	-0.202	0.055 ***	-0.401	0.067 ***
Inactivity	-0.478	0.041 ***	-0.513	0.049 ***	-0.468	0.041 ***	-0.500	0.049 ***
Growth employment rate	0.032	0.013 **	0.035	0.015 **	0.039	0.013 ***	0.037	0.015 **
Denmark	0.310	0.064 ***	0.368	0.090 ***	0.307	0.064 ***	0.368	0.088 ***
Ireland	-0.046	0.076	0.001	0.103	-0.034	0.077	-0.008	0.101
Italy	-1.026	0.058 ***	-1.317	0.078 ***	-1.007	0.058 ***	-1.303	0.079 ***
Greece	-0.950	0.073 ***	-1.227	0.093 ***	-0.936	0.073 ***	-1.225	0.094 ***
Spain	-0.632	0.057 ***	-0.904	0.078 ***	-0.638	0.057 ***	-0.898	0.078 ***
Portugal	0.140	0.064 **	0.073	0.087	0.138	0.064 **	0.077	0.086
Germany	-0.161	0.080 **	-0.242	0.103 **	-0.161	0.080 **	-0.239	0.102 **
<i>Baseline</i>								
Log t	-0.111	0.016 ***	0.145	0.027 ***	-	-	-	-
d1_3	-	-	-	-	0.302	0.058 ***	-0.138	0.076 *
d4_6	-	-	-	-	0.167	0.062 ***	-0.138	0.073 *
d7_9	-	-	-	-	-0.087	0.068	-0.299	0.075 ***
d10_12	-	-	-	-	0.421	0.063 ***	0.295	0.067 ***
d19_24	-	-	-	-	0.103	0.073	0.241	0.076 ***
d25_36	-	-	-	-	-0.027	0.075	0.246	0.083 ***
d_ov36	-	-	-	-	-0.429	0.090 ***	0.044	0.109
Constant	-4.093	0.417 ***	-5.913	0.564 ***	-4.703	0.429 ***	-5.604	0.580 ***
<i>Heckman-Singer Heter.</i>								
mass point 1			0.000				0.000	
mass point 2			1.831	0.143 ***			1.770	0.155 ***
Prob. Type 1			0.318	0.054 ***			0.311	0.058 ***
Prob. Type 2			0.682	0.054 ***			0.689	0.058 ***
Log likelihood	-16613.2		-15370.7		-16555.7		-15371.3	
Observations	112974							

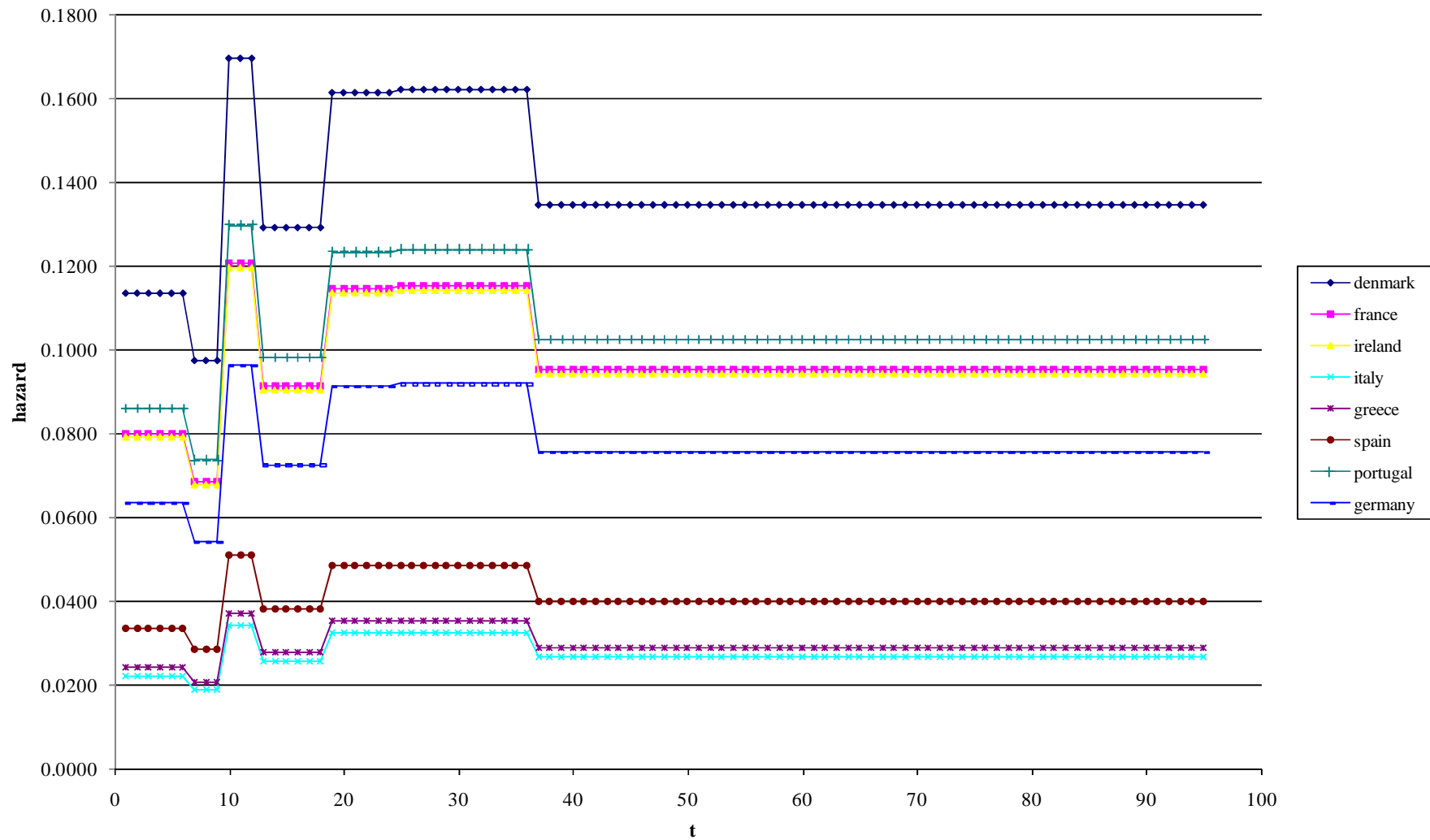
Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Figura 4a. Hazard rates per Paese, individui di tipo 1



Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Figura 4b. Hazard rates per Paese, individui di tipo 2



Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 11b. Stime modelli di durata a tempo discreto per frequenza di un corso di formazione

Covariates	Monotonic baseline hazard								Piecewise constant baseline hazard							
	trained				not trained				trained				not trained			
	No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.	
	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.
Age	0.211	0.063 ***	0.248	0.075 ***	0.080	0.038 **	0.069	0.048	0.220	0.064 ***	0.252	0.075 ***	0.102	0.038 ***	0.080	0.047 *
Age square	-0.004	0.001 ***	-0.005	0.001 ***	-0.002	0.001 **	-0.002	0.001 *	-0.004	0.001 ***	-0.005	0.001 ***	-0.002	0.001 ***	-0.002	0.001 *
Male	0.191	0.073 ***	0.079	0.093	0.196	0.037 ***	0.159	0.047 ***	0.167	0.074 **	0.061	0.097	0.188	0.037 ***	0.164	0.045 ***
Married	-0.008	0.121	-0.162	0.162	-0.190	0.064 ***	-0.135	0.081 *	-0.024	0.121	-0.179	0.169	-0.168	0.064 ***	-0.122	0.079
High Education	0.227	0.116 **	0.291	0.142 **	0.214	0.053 ***	0.246	0.068 ***	0.213	0.116 *	0.284	0.145 **	0.182	0.054 ***	0.219	0.066 ***
Technical Education	0.123	0.117	0.154	0.144	0.250	0.053 ***	0.286	0.069 ***	0.118	0.117	0.167	0.145	0.224	0.053 ***	0.257	0.067 ***
Missing Education	-0.028	0.110	0.013	0.134	-0.033	0.061	-0.055	0.077	-0.008	0.110	0.033	0.136	-0.027	0.061	-0.051	0.074
Bad Health	-0.175	0.112	-0.055	0.136	-0.302	0.069 ***	-0.319	0.084 ***	-0.183	0.112 *	-0.080	0.136	-0.295	0.069 ***	-0.316	0.082 ***
Bamboccioni	-0.228	0.087 ***	-0.294	0.106 ***	-0.265	0.049 ***	-0.324	0.062 ***	-0.226	0.087 ***	-0.302	0.108 ***	-0.264	0.049 ***	-0.317	0.060 ***
Income (*1000)	0.009	0.002 ***	0.016	0.003 ***	0.010	0.001 ***	0.014	0.001 ***	0.009	0.002 ***	0.016	0.003 ***	0.010	0.001 ***	0.014	0.001 ***
Work Experience	0.015	0.003 ***	0.013	0.005 ***	0.013	0.002 ***	0.014	0.003 ***	0.015	0.003 ***	0.014	0.004 ***	0.013	0.002 ***	0.014	0.003 ***
Short job	-1.995	0.452 ***	-2.079	0.455 ***	-2.023	0.206 ***	-2.122	0.217 ***	-1.991	0.452 ***	-2.072	0.455 ***	-2.020	0.206 ***	-2.135	0.217 ***
Training	0.158	0.092 *	0.193	0.102 *					0.186	0.091 **	0.185	0.103 *				
Inactivity	-0.792	0.133 ***	-0.926	0.157 ***	-0.452	0.044 ***	-0.498	0.052 ***	-0.777	0.133 ***	-0.916	0.161 ***	-0.443	0.044 ***	-0.476	0.050 ***
Growth employment rate	0.042	0.034	0.034	0.037	0.031	0.014 **	0.038	0.016 **	0.054	0.034	0.039	0.038	0.037	0.014 ***	0.038	0.016 **
Denmark	-0.038	0.119	-0.255	0.156 *	0.399	0.080 ***	0.527	0.108 ***	-0.050	0.119	-0.237	0.153	0.396	0.080 ***	0.506	0.104 ***
Ireland	-0.166	0.157	-0.316	0.199	-0.053	0.091	-0.001	0.122	-0.174	0.157	-0.312	0.211	-0.040	0.091	0.012	0.119
Italy	-0.726	0.154 ***	-1.144	0.184 ***	-1.056	0.068 ***	-1.312	0.093 ***	-0.730	0.154 ***	-1.178	0.189 ***	-1.036	0.068 ***	-1.264	0.092 ***
Greece	-1.036	0.199 ***	-1.492	0.227 ***	-0.978	0.083 ***	-1.219	0.109 ***	-1.070	0.199 ***	-1.545	0.234 ***	-0.958	0.083 ***	-1.171	0.105 ***
Spain	-0.663	0.121 ***	-1.045	0.148 ***	-0.667	0.070 ***	-0.914	0.096 ***	-0.717	0.122 ***	-1.093	0.150 ***	-0.666	0.070 ***	-0.865	0.093 ***
Portugal	-0.553	0.199 ***	-0.787	0.226 ***	0.175	0.074 **	0.118	0.099	-0.578	0.199 ***	-0.809	0.229 ***	0.175	0.075 **	0.127	0.096
Germany	-0.891	0.187 ***	-1.238	0.219 ***	-0.005	0.092	-0.052	0.118	-0.912	0.187 ***	-1.254	0.221 ***	-0.002	0.092	-0.050	0.113
<i>Baseline</i>																
Log t	0.021	0.040	0.343	0.057 ***	-0.114	0.018 ***	0.109	0.032 ***	-	-	-	-	-	-	-	-
d1_3	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.214	0.132 *	-0.765	0.158 ***	0.372	0.066 ***	0.023	0.084
d4_6	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.282	0.138 **	-0.610	0.155 ***	0.242	0.069 ***	-0.007	0.080
d7_9	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.081	0.139	-0.290	0.150 *	-0.140	0.079 *	-0.307	0.085 ***
d10_12	-	-	-	-	-	-	-	-	0.150	0.140	0.039	0.146	0.467	0.071 ***	0.346	0.075 ***
d19_24	-	-	-	-	-	-	-	-	0.043	0.166	0.270	0.174	0.138	0.081 *	0.251	0.083 ***
d25_36	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.205	0.181	0.296	0.204	0.039	0.083	0.246	0.090 ***
d_ov36	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.489	0.231 **	0.375	0.306	-0.374	0.099 ***	0.001	0.117
Constant	-5.783	0.835 ***	-9.448	1.127 ***	-3.578	0.489 ***	-4.994	0.651 ***	-5.746	0.857 ***	-8.322	1.110 ***	-4.290	0.503 ***	-5.077	0.680 ***
<i>Heckman-Singer Heter.</i>																
mass point 1			0.000				0.000				0.000				0.000	
mass point 2			2.922	0.591 ***			1.697	0.140 ***			2.776	0.522 ***			1.662	0.190 ***
Prob. Type 1			0.160	0.039 ***			0.352	0.076 ***			0.176	0.047 ***			0.292	0.074 ***
Prob. Type 2			0.840	0.039 ***			0.648	0.076 ***			0.824	0.047 ***			0.708	0.074 ***
Log likelihood	-3233.2		-3005.3		-13330.8		-12707.7		-3223.3		-3000.3		-13271.5		-12691.6	
Observations		18862				94112				18862				94112		

Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 12a. Stime modelli di durata a tempo discreto per paese

	ITALY				GERMANY				DENMARK				FRANCE			
	No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.	
	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.
Age	0.109	0.093	0.088	0.117	-0.105	0.126			-0.067	0.098	-0.015	0.133	0.157	0.078 **	0.231	0.104 **
Age square	-0.002	0.002	-0.002	0.002	0.002	0.002			0.001	0.002	0.000	0.002	-0.003	0.001 **	-0.005	0.002 **
Male	0.265	0.076 ***	0.303	0.107 ***	-0.254	0.148 *			0.043	0.105	-0.178	0.153	0.112	0.079	-0.041	0.123
Married	-0.196	0.193	-0.303	0.241	0.025	0.241			-0.222	0.141	-0.220	0.215	0.001	0.113	0.097	0.166
High Education	0.139	0.106	0.167	0.148	0.564	0.235 **			-0.047	0.142	-0.402	0.217 *	0.365	0.122 ***	0.546	0.167 ***
Technical Education	0.438	0.126 ***	0.411	0.178 **	0.540	0.196 ***			0.130	0.139	0.053	0.216	0.359	0.131 ***	0.493	0.186 ***
Missing Education	-0.035	0.113	0.036	0.164	0.088	0.218			-0.082	0.180	-0.203	0.243	-0.055	0.134	0.021	0.182
Bad Health	-0.515	0.305 *	-0.534	0.364	-0.475	0.218 **			-0.137	0.116	-0.149	0.155	-0.015	0.128	0.055	0.174
Bamboccioni	-0.306	0.149 **	-0.525	0.198 ***	-0.244	0.291			-0.150	0.173	-0.031	0.222	-0.451	0.088 ***	-0.588	0.127 ***
Income (*1000)	0.019	0.002 ***	0.026	0.003 ***	0.002	0.004			0.006	0.004	0.005	0.006	0.012	0.003 ***	0.021	0.005 ***
Work experience	0.021	0.007 ***	0.028	0.009 ***	0.006	0.006			0.018	0.004 ***	0.010	0.006	0.009	0.004 **	0.008	0.005
Short Job	-0.834	0.450 *	-0.961	0.457 **	-2.251	0.591 ***			-1.748	0.387 ***	-1.737	0.395 ***	-3.177	0.580 ***	-3.719	0.712 ***
Training	0.762	0.183 ***	0.509	0.238 **	-1.227	0.238 ***			-0.555	0.137 ***	-0.976	0.187 ***	0.046	0.110	-0.143	0.134
Inactivity	-0.218	0.103 **	-0.369	0.127 ***	-0.650	0.160 ***			-0.395	0.128 ***	-0.516	0.167 ***	-0.699	0.101 ***	-0.952	0.134 ***
Growth employment rate	0.039	0.042	0.057	0.050	-0.015	0.072			0.147	0.060 **	0.069	0.076	-0.045	0.052	-0.001	0.067
Log t	0.019	0.039	0.383	0.086 ***	-0.306	0.068 ***			-0.292	0.051 ***	0.099	0.086	-0.185	0.040 ***	0.183	0.073 **
Constant	-5.727	1.184 ***	-7.229	1.486 ***	-0.542	1.612			-0.814	1.325	-3.389	1.850 *	-4.481	1.047 ***	-7.419	1.491 ***
<i>Heckman-Singer Heter.</i>																
mass point 1																
mass point 2			2.079	0.241 ***							2.267	0.361 ***			1.998	0.221 ***
Prob. Type 1			0.657	0.078 ***							0.286	0.068 ***			0.401	0.065 ***
Prob. Type 2			0.343	0.078 ***							0.714	0.068 ***			0.599	0.065 ***
Log likelihood	-3615.1		-3431.1		-827.5				-1359.6		-1235.7		-2577.2		-2422.0	
Observations	38026				4221				4844				11945			

Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP

Tabella 12b. Stime modelli di durata a tempo discreto per paese

	IRELAND				SPAIN				PORTUGAL				GREECE			
	No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.		No Unobs. Het.		HS Unobs. Het.	
	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.	b	s.e.
Age	-0.065	0.147	0.111	0.206	0.232	0.077 ***	0.241	0.105 **	0.118	0.106	0.103	0.129	0.235	0.155		
Age square	0.001	0.003	-0.003	0.004	-0.005	0.001 ***	-0.005	0.002 ***	-0.002	0.002	-0.002	0.003	-0.004	0.003		
Male	-0.130	0.135	-0.304	0.180 *	0.389	0.069 ***	0.595	0.099 ***	0.356	0.101 ***	0.431	0.134 ***	0.210	0.131		
Married	-0.161	0.344	0.632	0.475	-0.207	0.146	-0.276	0.183	-0.187	0.176	-0.267	0.224	-0.162	0.214		
High Education	0.292	0.211	0.100	0.286	0.181	0.125	0.327	0.176 *	0.245	0.147 *	0.385	0.195 **	0.272	0.190		
Technical Education	-0.249	0.184	-0.801	0.269 ***	0.057	0.101	0.209	0.142	0.060	0.152	-0.114	0.209	0.527	0.204 ***		
Missing Education	-0.047	0.236	-0.778	0.344 **	-0.200	0.124	-0.324	0.168 *	-0.086	0.143	-0.071	0.183	0.346	0.200 *		
Bad Health	-0.445	0.237 *	-0.527	0.291 *	-0.094	0.125	-0.086	0.156	-0.577	0.189 ***	-0.726	0.238 ***	-0.515	0.506		
Bamboccioni	-0.210	0.179	-0.153	0.249	-0.251	0.077 ***	-0.341	0.104 ***	-0.124	0.156	-0.213	0.198	-0.033	0.193		
Income (*1000)	0.017	0.004 ***	0.020	0.006 ***	0.008	0.001 ***	0.010	0.002 ***	0.005	0.003 *	0.006	0.004	0.008	0.004 **		
Work experience	0.023	0.009 **	0.030	0.011 ***	0.024	0.006 ***	0.031	0.008 ***	0.026	0.008 ***	0.034	0.011 ***	0.031	0.012 ***		
Short Job	-2.436	0.586 ***	-2.897	0.721 ***	-2.042	0.449 ***	-3.012	0.712 ***	-2.081	0.711 ***	-2.086	0.723 ***	-1.696	1.005 *		
Training	-0.244	0.193	-0.620	0.235 ***	-0.087	0.118	-0.115	0.166	-0.869	0.255 ***	-1.122	0.321 ***	-0.347	0.264		
Inactivity	-0.973	0.214 ***	-1.235	0.353 ***	-0.753	0.111 ***	-0.902	0.138 ***	-0.245	0.101 **	-0.229	0.131 *	-0.220	0.147		
Growth employment rate	0.131	0.075 *	0.214	0.095 **	0.074	0.024 ***	0.069	0.033 **	-0.042	0.021 **	-0.050	0.025 **	0.062	0.054		
Log t	-0.303	0.062 ***	0.325	0.128 **	0.110	0.037 ***	0.616	0.080 ***	-0.138	0.048 ***	0.158	0.115	0.008	0.061		
Constant	-1.430	1.806	-6.634	2.684 **	-6.520	0.951 ***	-8.365	1.382 ***	-4.055	1.278 ***	-4.960	1.624 ***	-7.299	1.882 ***		
<i>Heckman-Singer Heter.</i>																
mass point 1																
mass point 2			3.174	0.398 ***			2.494	0.225 ***			1.614	0.394 ***				
Prob. Type 1			0.311	0.048 ***			0.793	0.036 ***			0.650	0.145 ***				
Prob. Type 2			0.689	0.048 ***			0.207	0.036 ***			0.350	0.145 **				
Log likelihood	-938.9		-872.5		-3904.5		-3574.0		-1751.9		-1657.5		-1427.5			
Observations			4841				27491				8595		13011			

Fonte: Nostra elaborazione su dati ECHP