

Oltre la scuola dell'obbligo. Un'analisi empirica della decisione di proseguire nell'istruzione post-obbligatoria in Italia*

MASSIMILIANO BRATTI

1. Motivazioni

I temi legati all'istruzione sono tornati recentemente al centro dell'agenda politica italiana. Il legislatore, accogliendo le raccomandazioni che l'OCSE aveva formulato nel 1997 per migliorare la qualità-competitività del sistema formativo italiano, ha infatti da poco completato la riforma dei cicli scolastici. Tra le innovazioni introdotte vi è l'estensione dell'obbligo d'istruzione fino al quindicesimo anno di età e di quello di formazione fino al raggiungimento della maggiore età.

In questo articolo viene trattato un tema particolare relativo all'*economia dell'istruzione*,¹ quello delle scelte scolastiche, in particolare la decisione di proseguire gli studi dopo il completamento della "scuola dell'obbligo".

□ Università degli Studi di Ancona, Dipartimento di Economia, Ancona e University of Warwick, Department of Economics, Coventry (Regno Unito); e-mail: massib@dea.unian.it

* Questo articolo è una versione sostanzialmente modificata del primo capitolo della mia tesi di Dottorato di ricerca in economia politica (Università degli Studi di Ancona). Desidero ringraziare per gli utili suggerimenti Pietro Alessandrini, Riccardo Lucchetti, Alberto Niccoli, Stefano Santacroce, Stefano Staffolani, Alessandro Sterlacchini, Massimo Tamberi, i partecipanti alla riunione *Rerum*, tenutasi presso il Dipartimento di Economia di Ancona, e alla sessione "contributi liberi" del XV Convegno Nazionale di Economia del Lavoro e due anonimi *referees* di questa rivista. La responsabilità per il contenuto dell'articolo rimane esclusivamente dell'autore. Un ringraziamento va anche alla Banca d'Italia in qualità di depositaria dei dati dell'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane utilizzati in questo lavoro.

¹ Vedi Praussello e Marengo (1996) per una definizione dell'ambito di studio di questa branca della scienza economica.

L'obiettivo di questo lavoro è quello di individuare le determinanti principali della decisione di continuare gli studi dopo l'assolvimento dell'obbligo scolastico. Vari aspetti di questo tema appaiono di indubbio interesse:

1. si tratta, innanzitutto, di una decisione che tutti gli individui nelle società a sviluppo avanzato si trovano a dover affrontare nel corso della loro vita, per cui è importante capire quali sono i fattori che la influenzano. Da questo punto di vista è interessante indagare se l'attuale sistema scolastico in Italia possa essere considerato veramente "democratico", ovvero capace di offrire a individui con diverso retroterra socio-familiare eguali opportunità di istruzione. Se così fosse, coloro che continuano e coloro che non continuano nell'istruzione dovrebbero costituire "campioni casuali" rispetto a certe caratteristiche socio-familiari osservabili.

2. Vi è poi il problema di individuare l'eventuale impatto delle variabili familiari sulle decisioni scolastiche nei primi gradi dell'istruzione. Ciò è importante, dato che è proprio nei primi gradi dell'istruzione che il retroterra socio-familiare risulta determinante² mentre nei gradi più elevati diventano importanti le decisioni scolastiche precedenti, nonché i risultati scolastici ottenuti in passato (vedi ad esempio Checchi 2000 con riferimento all'Italia), che dipendono tuttavia dagli input ricevuti dagli studenti alle età più giovani. Ciò risulta importante in termini di scelte politiche qualora si voglia utilizzare l'istruzione come uno strumento per ridurre la disuguaglianza sociale, promuovendo l'istruzione degli individui provenienti da ambienti familiari e sociali meno agiati.

3. Possiamo poi individuare la "tipologia", definita come insieme di caratteristiche osservabili, degli individui che hanno una più bassa probabilità di proseguire nell'istruzione post-obbligatoria e che saranno pertanto coloro che per primi "risentiranno" del prolungamento dell'obbligo scolastico introdotto dalla riforma. Questi individui, per cui il prolungamento dell'istruzione rappresenta effettivamente un obbligo (al contrario che per coloro che avrebbero scelto comunque di continuare gli studi) e che pertanto hanno in teoria meno incentivi a studiare, dovrebbero costituire l'oggetto di politiche di par-

² Vedi ad esempio la *life-course hypothesis* in Stafford (1987), Shavit e Blossfeld (1993) e Duncan, Brooks-Gunn e Klebanov (1994).

ticolare monitoraggio e supporto da parte delle autorità politiche e delle autorità scolastiche, al fine di garantire l'efficacia dell'istruzione scolastica.

4. Infine possiamo tentare di valutare l'importanza dei "fattori di mercato", enfatizzati dall'approccio *mainstream* alle scelte relative all'istruzione, la cosiddetta teoria del capitale umano di Becker (1964), e di quelli di natura più propriamente "sociale", evidenziati dalla sociologia dell'istruzione e da correnti economiche non *mainstream*, per il caso italiano.

2. Diversi approcci alle scelte scolastiche

Non intendiamo qui fornire una rassegna esaustiva di tutti gli approcci alle scelte scolastiche esistenti nella letteratura economica e non, ma quello, ben più modesto, di mostrare come diversi approcci tendano a enfatizzare il ruolo di diversi tipi di fattori determinanti tali scelte. In particolare distingueremo tra due grandi gruppi: gli approcci che enfatizzano soprattutto il calcolo economico e i fattori di mercato e quelli che evidenziano invece fattori e variabili di natura socio-familiare.

L'approccio alle scelte d'istruzione dominante in ambito economico è quello della teoria del capitale umano di Becker (1964), che utilizza gli strumenti tipici dell'economia neoclassica per evidenziare i fattori che guidano gli individui nelle loro scelte di istruzione. Gli individui ricevono benefici di carattere pecuniario dall'istruzione in termini di maggiori redditi futuri. In questo senso l'istruzione rappresenta un bene d'investimento, la cui quantità ottimale acquisita è determinata uguagliando i costi ai benefici marginali dell'investimento. In questo senso la domanda ottimale d'istruzione, e conseguentemente la scelta di un individuo di proseguire l'istruzione dopo l'assolvimento dell'obbligo scolastico, è influenzata da tutti i fattori che determinano i costi e i benefici marginali dell'istruzione. In presenza di mercati dei capitali perfetti, il costo dell'istruzione sarebbe uguale per tutti gli individui. Al contrario, in condizioni di mercati dei capitali imperfetti, gli individui provenienti da un ambiente socio-economico privilegiato godono di migliori condizioni di accesso al credito (per loro la curva

del costo marginale dell'istruzione è più bassa). Per questi ultimi il costo dell'istruzione è inferiore e pertanto anche la domanda ottima d'istruzione maggiore. Si tratta delle cosiddette *opportunità* d'istruzione, che possono variare a seconda della classe sociale degli individui. Analisi recenti hanno poi cominciato ad adottare l'ipotesi che anche il rendimento dell'istruzione possa variare tra individui a seconda dell'origine socio-familiare. Pertanto questo è un altro canale tramite il quale l'origine socio-familiare potrebbe influenzare la domanda ottima d'istruzione, spostando verso l'alto la curva del rendimento marginale dell'istruzione. In questo ambito in cui non vi sono differenze nelle preferenze degli individui, nell'analisi empirica, qualora fossimo in grado di controllare perfettamente per il rendimento e il costo dell'istruzione, i fattori di natura socio-familiare dovrebbero risultare non significativi nella spiegazione della domanda di istruzione. Purtroppo risulta difficile controllare il rendimento atteso dall'istruzione per i singoli individui. Tuttavia non è troppo restrittivo assumere che gli individui, quando decidono di proseguire (investire) nell'istruzione post-obbligatoria, hanno solo una conoscenza imperfetta dei loro redditi futuri, ovvero si aspettano di percepire il rendimento medio osservabile sul mercato, a prescindere dalla loro origine socio-familiare.³ Una volta controllato per il rendimento dell'istruzione e ipotizzando che i *foregone earnings* (i redditi ai quali si rinuncia quando si decide di continuare a studiare, che si possono considerare eguali ai redditi di coloro che hanno acquisito solo l'istruzione obbligatoria) e il reddito familiare controllino per i costi indiretti e diretti dell'istruzione,⁴ dovremmo continuare a osservare assenza di correlazione tra fattori socio-familiari e domanda di istruzione.

La teoria del capitale umano, pur essendosi affermata come *mainstream* nell'ambito dell'economia dell'istruzione, non rappresenta tuttavia l'unico esempio di analisi delle scelte relative all'istruzione fatta da economisti. Infatti, spunti interessanti relativi all'istruzione sono già presenti nella tradizione classica.

³ Questo può essere particolarmente vero in Italia dove il mercato del lavoro è fortemente regolamentato.

⁴ In genere dato che in Italia non esiste credito per l'istruzione, questa deve essere autofinanziata dalla famiglia. Si è pertanto in presenza di vincoli di bilancio fissi e possiamo ipotizzare che il reddito osservato in un anno sia una buona *proxy* dei redditi percepiti nei successivi 2 o 4 anni, la durata della scuola secondaria superiore.

Adam Smith (1976) ad esempio in *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations* osserva che l'istruzione di individui provenienti da classi agiate non dovrebbe costituire una preoccupazione per il governo, dato che i genitori tendono ad assicurare loro un'adeguata istruzione per prepararli al successo personale nell'età matura; lo stesso non avviene per la "gente comune". Essa ha infatti poco tempo da dedicare all'istruzione e le famiglie riescono a stento a provvedere al mantenimento dei figli. Pertanto essa ha un interesse specifico ad avviarli al lavoro sin da piccoli. Al tempo stesso «il loro lavoro è così costante e pesante da lasciare poco tempo e inclinazione per dedicarsi, o persino pensare, a qualsiasi altra cosa» (Smith 1976, vol. 2, p. 785). La stessa analisi di Smith sembra affermare l'esistenza di un'ottica di breve termine nelle decisioni d'istruzione della "gente comune", là dove afferma che l'acquisizione di istruzione da parte degli strati più modesti della popolazione dovrebbe essere incoraggiata dando dei piccoli premi ai figli della gente comune che eccellono in essa. La "gente comune" sarebbe pertanto più sensibile ai benefici correnti che a quelli futuri. In *The Theory of Moral Sentiments* Smith (1975) osserva poi come individui con livelli d'istruzione estremamente bassi tendano a sottostimare se stessi, per cui non si ritengono capaci di apprendere nell'età adulta nemmeno quelle nozioni basilari che non hanno appreso da piccoli. Una simile mancanza di autostima da parte di questi individui potrebbe poi riflettersi sui figli, i quali possono ritenere che l'istruzione sia qualcosa che eccede le loro capacità intellettuali. In questo senso viene sottolineata la possibilità dell'esistenza di *forze inerziali* di natura socio-familiare nell'acquisizione d'istruzione.

Una posizione simile è ravvisabile anche nei *Principles of Political Economy* di John Stuart Mill (1965), laddove l'autore parlando dei rimedi per innalzare i livelli salariali dei lavoratori più indigenti si sofferma sul tema dell'istruzione. Mill (1965, p. 381) afferma:

«L'istruzione è incompatibile con livelli estremi di povertà. È impossibile insegnare in modo efficace a una popolazione indigente [...]; e il miglioramento nelle abitudini e nelle esigenze della massa dei lavoratori giornalieri non qualificati sarà difficile e lento, a meno che non si trovino dei mezzi per innalzare l'intero corpo ad uno stato sufficiente di benessere e mantenerlo sino a quando una nuova generazione è cresciuta».

Anche in questo caso pertanto l'istruzione appare incompatibile con livelli estremi di povertà nella popolazione.

L'importanza di *forze inerziali* che influenzano le scelte degli individui è sottolineata anche nella ricerca economica più recente,⁵ ad esempio in Sen (2000), che si pone la questione se una persona si identifichi con qualcun altro quando decide quali obiettivi perseguire e quali scelte effettuare. A suo parere l'identità sociale dell'individuo, le comunità e le culture cui egli appartiene rappresentano qualcosa in grado d'influenzare fortemente il modo di percepire una situazione e di prendere una decisione, per cui ci si allontana dall'ipotesi di perfetta razionalità dell'individuo postulata dall'economia neoclassica. Tuttavia sempre Sen sostiene che ciò non implica necessariamente che l'individuo possa ragionare solo all'interno di una specifica tradizione culturale o di una specifica identità e che non possa mettere in discussione ciò che gli è stato insegnato. A riprova di ciò sta il fatto che la società stessa non è fissa e immutabile ma in continuo cambiamento. Questo ragionamento trasferito alle scelte d'istruzione degli individui implica un certo grado d'inerzia nelle stesse. I figli di genitori poco istruiti potrebbero identificarsi con (e assumere come modello) i propri genitori, e pertanto avere una scarsa inclinazione a continuare gli studi; o semplicemente i genitori, vedendo che gran parte degli individui i cui genitori sono poco istruiti e indigenti non continuano nell'istruzione, potrebbero ritenere non opportuno fare continuare i propri figli.

Accanto all'analisi economica delle scelte d'istruzione vi è poi l'apparato teorico elaborato dai sociologi dell'istruzione. Anche nell'ambito della sociologia dell'istruzione non vi è tuttavia una posizione unitaria. Infatti si va dall'approccio della *non intenzionalità*, secondo il quale gli individui sono come automi che ignorano le cause dei loro comportamenti (che risultano allora guidati da forze inconsapevoli), a quello *strutturalista*, per cui, sebbene gli individui siano razionali e in grado di scegliere, la loro effettiva capacità di scelta è fortemente limitata dall'ambiente sociale in cui vivono, a quello dell'*intenzionalità*, per cui gli individui agiscono sulla base delle loro preferenze, che tuttavia non implicano necessariamente la soluzione di un problema di massimizzazione vincolata, come invece postula l'ap-

⁵ Anche le correnti istituzionalista ed evolucionista hanno dato interessanti contributi relativi all'evoluzione della domanda d'istruzione nel tempo. Tuttavia riteniamo questi contributi più utili a un'analisi dei trend storici dell'istruzione che a un'analisi di tipo *cross-section*, quale quella fatta nel presente articolo (si veda ad esempio Dosi *et al.* 1988).

proccio economico *mainstream*. Quest'ultimo rappresenta allora un "sottoinsieme proprio" dell'approccio dell'*intenzionalità*, dato che esso nega non che il calcolo economico possa guidare il comportamento dell'individuo, bensì che le forze di mercato siano le sole a influenzarne il comportamento. Il punto di contatto tra i diversi approcci di natura sociologica è tuttavia l'enfasi posta sui fattori socio-familiari, che a seconda dei casi "determinano completamente", "influenzano" o "vincolano" i comportamenti individuali.⁶

3. Metodologia e dati utilizzati

Gli strumenti analitici che verranno utilizzati per individuare i fattori più significativi nella scelta di proseguire nell'istruzione post-obbligatoria sono i tradizionali modelli econometrici di scelta binaria di tipo *probit* e *logit*.

Come noto, lo studio della domanda d'istruzione rappresenta uno dei temi più dibattuti dell'economia dell'istruzione, e le applicazioni empiriche sono state sviluppate soprattutto dalla letteratura anglosassone per il Regno Unito e gli Stati Uniti. Con riferimento all'Italia, nonostante vi sia un crescente interesse per lo studio del rendimento dell'istruzione,⁷ esistono soltanto sporadiche analisi relative alla domanda d'istruzione. Probabilmente l'opera più completa rimane a tutt'oggi il già citato studio di Gambetta (1987), il quale utilizza tuttavia dati locali che non si riferiscono all'intero territorio nazionale.

Sfortunatamente, l'indagine maggiormente utilizzata nel nostro paese per analisi di tipo microeconomico, l'Indagine sui bilanci delle famiglie italiane (IBFI) della Banca d'Italia, non contiene informazioni individuali né relative al tipo o all'anno di scuola frequentato, né ai risultati scolastici ottenuti (promosso, respinto, voto agli esami di fine ciclo), ma solo informazioni relative al possesso del tipo di titolo di studio e sullo status di studente.⁸ Da questo punto di vista un primo problema che potrebbe affliggere la presente analisi è quello del cosid-

⁶ Per ulteriori approfondimenti si rimanda a Gambetta (1987).

⁷ Per alcuni recenti contributi si vedano ad esempio Brunello, Comi e Lucifora (1999) e Brunello e Miniaci (1999).

⁸ Non abbiamo alcuna informazione relativa al tipo di scuola scelto.

detto *ability bias* dato che la decisione di proseguire nell'istruzione potrebbe essere determinata dall'abilità degli individui, l'omissione di questa variabile, causata dal fatto che non disponiamo dei dati relativi a essa, potrebbe produrre stime distorte dell'effetto dei fattori considerati.⁹ Tuttavia mi sembra che in questo caso tale problema possa essere trascurato e sia senz'altro d'importanza minore rispetto a quello che si incontrerebbe studiando le transizioni scolastiche successive, a causa del progressivo grado di selettività dell'istruzione. Nel caso specifico della transizione tra scuola secondaria inferiore e scuola secondaria superiore, potremmo ipotizzare che a causa dello scarso livello di selettività della scuola media inferiore e della loro giovane età gli individui (o i loro genitori) non vedano nei risultati scolastici passati un segnale determinante della loro attitudine a riuscire negli studi futuri, e che pertanto tali risultati non influenzino la scelta di proseguire (o quella dei genitori di farli proseguire) nella scuola post-obbligo.¹⁰

Come già detto, i dati utilizzati sono quelli dell'IBFI, una delle più ricche fonti di microdati disponibili nel nostro paese.¹¹

Per quanto concerne le variabili utilizzate nell'analisi, cercherò di inserire tutte le variabili legate al calcolo economico e quelle legate al retroterra socio-familiare di cui dispongo, al fine di produrre un modello generale che sarà successivamente sottoposto a un processo di riduzione. Il modello finale fornirà pertanto informazioni sull'insieme dei fattori che risultano maggiormente significativi nella scelta di proseguire nell'istruzione post-obbligatoria, che elenco nel seguito. Questi tuttavia non verranno sempre inseriti nel modello econometrico singolarmente, ma talvolta come termini d'interazione con altri fattori, al fine di tenere conto della possibile eterogeneità negli effetti e di formulare un modello "più generale possibile" (compatibilmente con la dimensione del campione utilizzato). Le classi di variabili introdotte sono:

⁹ Come noto, a causa della non linearità dei modelli *logit* e *probit*, tale risultato si ha anche qualora l'abilità non osservata fosse non correlata coi regressori inseriti nel modello.

¹⁰ Tale problema è inoltre attenuato nell'applicazione empirica dal fatto che utilizzo un campione di individui che non sono stati mai respinti in passato e per i quali si può allora ritenere che l'abilità innata non sia così bassa da giustificare l'interruzione degli studi.

¹¹ Per una descrizione dei criteri dell'Indagine e dei dati contenuti si vedano Banca d'Italia (1993, 1995 and 1997) e Filippin (1997).

– *Caratteristiche individuali*. Tra queste includiamo il genere dell'individuo. Le decisioni di maschi e femmine (o quelle dei loro genitori) di continuare nell'istruzione potrebbero essere differenti a causa di una differenziazione dei ruoli per genere nella società o di discriminazioni di genere da parte dei genitori nell'investimento in capitale umano dei figli.

– *Capitale sociale della famiglia*. Come *proxy* del capitale sociale della famiglia includerò l'occupazione, in termini di qualifica e di branca di attività dei genitori. Come già detto, una volta tenuto conto del rendimento e delle opportunità d'istruzione degli individui, per il tramite del reddito familiare, l'approccio *mainstream* prevede che il capitale sociale non abbia alcun effetto sulla decisione d'investire in istruzione. Una *ratio* sociologica per la sua inclusione è quella dei teorici della riproduzione culturale (vedi Collins 1971), secondo i quali l'istruzione rappresenterebbe lo strumento attraverso cui le classi egemoni e dotate di maggiore prestigio sociale conservano il proprio status dominante escludendo le classi subalterne dalle occupazioni più "prestigiose".

– *Capitale culturale della famiglia*. Secondo la teoria del capitale culturale (vedi Bourdieu e Passeron 1977), gli individui provenienti da famiglie in cui i genitori sono più istruiti ereditano da questi ultimi valori che sono poi premiati nel sistema scolastico, per cui hanno una maggiore probabilità di sopravvivere al processo di selezione scolastica. Abbiamo visto inoltre come anche la tradizione economica classica tenda a evidenziare la possibilità di meccanismi *inerziali*, per cui livelli estremamente bassi d'istruzione generano sfiducia negli individui e in quella dei propri figli (a prescindere dalle loro reali capacità), per i quali vi potrebbe essere allora un sottoinvestimento in istruzione.

– *Reddito familiare*. Il reddito dei genitori per familiare economicamente dipendente può rappresentare l'influenza di fattori familiari di breve termine, come la presenza di vincoli di liquidità, che danno una misura delle risorse che possono essere allocate per l'istruzione dei figli (opportunità di istruzione), o delle pressioni che i figli ricevono dai genitori verso lo svolgimento di un'attività lavorativa per contribuire al reddito familiare. Ho incluso termini di interazione con il genere e l'area geografica. Ciò ci aiuta nell'interpretazione dell'effetto. In particolare possiamo verificare se esistano di-

scriminazioni nell'allocazione del *budget* familiare o se l'effetto del reddito vada interpretato come quello di vincoli di liquidità, intesi come scarsità di risorse per sostenere i costi dell'istruzione, o come pressione che certi individui ricevono verso lo svolgimento di un'attività lavorativa.

– *Vincoli economici futuri*. Agenti razionali non affetti da miopia considerano orizzonti temporali estesi nel tempo. Così le decisioni non sono influenzate solo da costi, benefici e vincoli economici attuali, ma anche dalle aspettative circa costi, benefici e vincoli economici futuri. Come *proxy* dei vincoli economici futuri considereremo l'età del capofamiglia e il fatto che la famiglia sia "monogenitore" (in analogia con Gambetta 1987).

– *Area geografica*. Nell'analisi inseriremo un controllo per l'area geografica di residenza della famiglia: nord, centro e sud.¹² Essa potrebbe cogliere l'effetto sia di fattori economici, come ad esempio la diffusione dell'economia sommersa, sia di fattori di natura socio-culturale.

– *Fattori economici*. Abbiamo già visto che la teoria del capitale umano suggerisce che la domanda d'istruzione dovrebbe essere influenzata negativamente dai redditi ai quali si è rinunciato e positivamente dal tasso di rendimento dell'istruzione. Le diverse variabili sono introdotte a livello regionale utilizzando *proxies*.

– *Parcheggio del capitale umano*. Anche il tasso di disoccupazione dovrebbe influenzare positivamente la domanda d'istruzione riducendo il costo opportunità d'istruirsi, seguendo l'approccio del capitale umano. Lo stesso effetto negativo è suggerito dalla *teoria del parcheggio del capitale umano*,¹³ la quale afferma che gli individui considerano l'istruzione come un'alternativa alla disoccupazione, a prescindere dai costi e benefici della stessa, per cui all'aumentare della disoccupazione giovanile dovrebbe aumentare la domanda d'istruzione.

¹² Purtroppo non è stato possibile inserire una classificazione territoriale più dettagliata, come quella regionale, poiché alcune regioni risultano predittori perfetti. Ciò implica che gli individui che possiedono la caratteristica in oggetto devono essere esclusi dal campione al fine di garantire che il modello possa essere stimato; il campione finale ne risulterebbe molto ridotto.

¹³ Per l'Italia si veda Barbagli (1974).

– *Dimensioni del nucleo urbano di residenza.* La scelta di proseguire nell'istruzione potrebbe essere influenzata dalla presenza di scuole nelle vicinanze della residenza familiare.¹⁴ In questo caso è lecito attendersi un maggiore tasso di proseguimento scolastico nei grandi centri urbani. La dimensione del nucleo urbano in cui la famiglia risiede potrebbe tuttavia cogliere l'effetto di altri fattori come l'importanza del settore informale o la diffusione di fenomeni di devianza giovanile, e così via.

– *Peer.* Tale variabile rappresenta la percentuale della popolazione a livello provinciale¹⁵ in possesso almeno del diploma di scuola media superiore (dati ricavati dal Censimento generale della popolazione 1991; si veda ISTAT 1993). Questa variabile riflette in piccola parte anche le tendenze più recenti relative al rendimento dell'istruzione, ma è comunque il frutto di un processo di lungo termine, e l'ambiente culturale della provincia in cui l'individuo risiede. Essa rappresenta allora le influenze ambientali nonché le pressioni che l'individuo riceve dall'esterno¹⁶ e che lo spingono verso un determinato "destino scolastico".

4. Risultati delle stime

Per la stima del modello econometrico ho utilizzato la seguente strategia:

1. innanzitutto ho stimato modelli "generali", nel senso che contengono una grande varietà di controlli, adottando diverse forme

¹⁴ Nell'analoga letteratura relativa all'istruzione universitaria si parla di *college proximity*.

¹⁵ Per il 1995, dato che l'Indagine non riporta più la provincia ma solo la regione di residenza degli individui, la variabile è misurata a livello regionale.

¹⁶ Un individuo potrebbe decidere di continuare perché i suoi amici o ex compagni di scuola continuano nella scuola media superiore, o i suoi genitori potrebbero decidere di iscriverlo perché nell'area la maggior parte della popolazione ha un'istruzione medio-alta.

funzionali per la funzione legame,¹⁷ in particolare le forme *probit* e *logit*;¹⁸

2. ho sottoposto a test *non nested* i due modelli *probit* e *logit* al fine di avere informazioni circa la loro possibile scorretta specificazione;

3. una volta scelta la forma funzionale preferita, ho sottoposto il modello generale a un processo di riduzione al fine di ottenere un modello “parsimonioso” che contiene le variabili risultate significative nella decisione di proseguire gli studi post-obbligatori.

Il campione iniziale è rappresentato dagli individui tredicenni e quattordicenni, che vivevano con uno o entrambi i genitori e che risultavano in possesso del diploma di scuola media inferiore, presenti nelle rilevazioni IBFI relative agli anni 1991, 1993 e 1995.¹⁹ La dimensione iniziale del campione è di 1153 individui.

Innanzitutto è possibile osservare che per alcuni individui la probabilità di proseguire l'istruzione è perfettamente prevista da alcuni attributi individuali, che risultano allora perfetti predittori. In particolare, nel campione proseguono gli studi tutti gli individui che hanno le seguenti caratteristiche: il capofamiglia ha completato almeno l'istruzione universitaria (111 individui), la/o sposa/o o convivente ha completato almeno l'istruzione universitaria (33 individui), il capofamiglia svolge un'attività lavorativa di tipo *high skilled*, professionista o

¹⁷ Quella che in gergo viene chiamata *link function*; si veda a questo proposito Peracchi (2001).

¹⁸ Come noto, pur essendo i due modelli molto simili, essi possono dare risultati piuttosto differenti in campioni caratterizzati dalla netta prevalenza di uno dei due esiti binari, dato che la maggiore differenza riguarda la probabilità distribuita nelle code.

¹⁹ Si tratta degli individui che negli anni delle rilevazioni o nell'anno precedente hanno dovuto affrontare la decisione di proseguire nell'istruzione post-obbligatoria. A questo proposito stiamo considerando gli individui che si sono iscritti alle scuole medie superiori ma che hanno abbandonato gli studi nel primo anno di corso, prima delle rilevazioni, e coloro che decideranno di iscriversi dopo uno o più anni d'interruzione degli studi, alla stessa stregua di coloro che non si sono iscritti affatto alla scuola superiore. Gli individui considerati, se si fa eccezione per il ristretto numero di coloro che si sono iscritti in anticipo alla scuola elementare, sono quelli che sono stati sempre promossi negli anni scolastici precedenti. Ciò è rilevante dato che la variabile non osservata relativa alla *performance* scolastica passata, soprattutto se si considera una realizzazione “estrema” come la bocciatura, è in grado probabilmente di condizionare pesantemente il proseguimento degli studi (soprattutto per le famiglie meno agiate).

altra attività (vedi Appendice 1, rispettivamente 53, 29 e 7 individui), la/o sposa/o o convivente svolge un'attività lavorativa *high skilled*, professionista o altra attività (rispettivamente 4, 4 e 3 individui) o lavora nel settore delle costruzioni (10 individui). Anche questa parte dell'analisi fornisce utili informazioni, isolando le caratteristiche che da sole sono capaci di predire perfettamente nel campione la probabilità di proseguire l'istruzione. È evidente che questi risultati, soprattutto quando il numero d'individui è estremamente basso, potrebbero essere soltanto incidentali e derivare dalla particolare composizione del campione, o spurii dato che non si controlla per più caratteristiche simultaneamente.²⁰ Probabilmente il risultato più attendibile è che i figli di padri e/o madri con elevata istruzione o che svolgono attività lavorative di elevato prestigio sociale proseguono tutti nell'istruzione.

Dopo l'esclusione di questi individui (254 in totale), necessaria per la stima del modello, rimane un campione di 899 individui. Dal campione ho poi escluso due osservazioni per le quali il reddito dei genitori per familiare dipendente era pari a zero, per cui non era possibile utilizzare la trasformazione logaritmica²¹ prescelta per la stima del modello. Rimangono nel campione 897 individui, dei quali 848 proseguono e 49 non proseguono nell'istruzione.

Da un punto di vista metodologico sarebbe opportuno iniziare da una formulazione più generale possibile, considerando pertanto termini d'interazione tra tutte le diverse variabili, tuttavia ciò non è stato possibile per diversi motivi: dato che gran parte degli effetti di interazione sono variabili binarie e la variabile dipendente è anch'essa binaria e dato il numero limitato di individui che non proseguono nell'istruzione, essi costituiscono spesso perfetti predittori e le relative

²⁰ Così per esempio le (gli) spose (sposi) o conviventi che lavorano nel settore delle costruzioni potrebbero essere titolari di aziende edili, e pertanto particolarmente benestanti.

²¹ Nella letteratura vengono utilizzate sia la formulazione lineare che quella logaritmica per il reddito. Ad esempio la prima è usata da Rice (1987) e Cameron e Heckman (1999), la seconda da Kodde (1986) e Checchi (1999). Tuttavia non si tratta soltanto di una scelta dell'unità di misura del reddito, dato che il tipo di specificazione adottata ha anche implicazioni teoriche. In particolare mentre con una formulazione lineare si assume che l'impatto del reddito sul *linear predictor* ($\beta'X$ dove β è il vettore dei coefficienti e X quello delle covariate incluse nella stima) sia costante, con una formulazione logaritmica si assume che esso decresca al crescere del reddito. Sono state considerate entrambe le formulazioni e ho optato per quella logaritmica che produce un *fit* migliore.

osservazioni devono essere omesse dal campione utilizzato nella stima. In questo senso abbiamo adottato una formulazione il più generale possibile compatibilmente con le dimensioni del campione.

Il gruppo d'individui di riferimento è rappresentato da individui maschi, residenti al sud in città di medie dimensioni, appartenenti a nuclei familiari in cui il capofamiglia (*hh* nelle tabelle: in genere il padre) ha istruzione secondaria inferiore, ha qualifica *unskilled* e lavora nella branca dei servizi non commerciabili e in cui la/o sposa/o o convivente (in genere la madre) ha istruzione secondaria inferiore e non lavora.²² In questo caso i coefficienti stimati per le singole caratteristiche indicano il vantaggio o lo svantaggio relativo nella probabilità di proseguire nell'istruzione rispetto all'individuo di riferimento.

La tabella 1 riporta i risultati delle stime dei modelli generali *logit* e *probit*. Essa mostra anche i risultati del test di Vuong²³ (1989), un test di ipotesi *non nested* che misura la "vicinanza" dei due modelli *logit* e *probit* al "modello vero". Esso ha le desiderabili proprietà che un modello correttamente specificato deve essere almeno altrettanto buono di ogni altro modello correttamente specificato²⁴ e che sotto l'ipotesi nulla non si richiede che almeno uno dei due modelli sia correttamente specificato. Il valore della statistica risulta pari a -13.89, e ciò suggerisce che il modello *logit* è quello preferito (si veda l'Appendice 2).

Successivamente abbiamo applicato una serie di test *likelihood ratio* (LR) al fine di ridurre il modello. I risultati dei test sono riportati nella tabella 2. I test LR suggeriscono che il genere, l'area geografica di residenza, la qualifica della/o sposa/o o convivente, il settore di attività della/o sposa/o o convivente, i vincoli economici futuri, i fattori economici, le variabili relative al parcheggio del capitale umano e le *dummies* relative alla coorti possono essere omesse dal modello. È interessante osservare come la non significatività dei *cohort effects* non va a favore dell'esistenza di un cambiamento delle preferenze degli individui nella direzione di una maggiore scolarizzazione.

²² Il gruppo di riferimento è stato costruito utilizzando le caratteristiche modali del campione.

²³ Si veda l'Appendice 2.

²⁴ Per cui se un modello è "migliore" di un altro, cioè più vicino al "modello vero", allora il secondo è necessariamente specificato in modo scorretto.

TABELLA 1

MODELLI "GENERALI"

Variabile	Logit		Probit	
	Coefficiente	t-student	Coefficiente	t-student
<i>Genere</i>				
femmina	6.71	0.86	3.55	0.95
<i>Area geografica</i>				
nord	2.63*	1.72	1.08*	1.77
centro	0.11	0.05		
<i>Istruzione hh</i>				
nessuna	-2.68**	-3.37	-1.38**	-3.14
elementari	-0.42	-0.69	-0.13	-0.45
media superiore	0.25	0.27	0.17	0.42
<i>Istruzione "coniuge"</i>				
nessuna	2.25*	1.67	1.06*	1.67
elementari	0.31	0.54	0.08	0.27
media superiore	2.62**	2.12	0.97**	2.39
<i>Qualifica hh</i>				
low skilled	1.12	0.26	0.47	1.27
intermedia	-1.06*	-1.71	-0.60**	-2.08
non lavoratore	0.39	0.48	0.12	0.32
pensionato	-0.22	-0.15	-0.41	-0.73
<i>Qualifica "coniuge"</i>				
unskilled	-0.12	-0.06	-0.20	-0.24
low skilled	-1.11	-0.54	-0.85	-0.99
intermedia	0.19	0.10	0.21	0.25
pensionato	-3.69	-1.15	-1.65	-1.37
<i>Branca hh</i>				
agricoltura	-0.92	-1.15	-0.54	-1.36
manifattura	0.79	0.97	0.42	1.29
costruzioni	-0.62	-1.00	-0.25	-0.82
servizi commerciabili	1.32	1.20	0.62*	1.67
<i>Branca "coniuge"</i>				
agricoltura	0.37	0.28	0.11	0.19
manifattura	-0.74	-0.30	-0.11	-0.11
servizi commerciabili	1.81	0.76	0.76	0.83
servizi non commerciabili	1.72	0.83	0.79	0.90
<i>Reddito per familiare "a carico"</i>				
nord-maschio	1.44**	2.54	0.74**	3.62
nord-femmina	0.95	1.18	0.32	1.01
centro-maschio	1.17	0.94	0.55	1.29
centro-femmina	1.19	1.50	0.51	1.62
sud-maschio	1.19**	3.77	0.60	0.26
sud-femmina	0.06	0.14	0.05	0.26
<i>Vincoli economici futuri</i>				
famiglia monogenitore	0.59	0.67	0.23	0.54
età hh	-0.07*	-1.77	-0.03	-1.49
<i>Fattori economici</i>				
forgone earnings maschio	-0.37	-0.86	-0.27	-1.41
forgone earnings femmina	-0.07	-0.13	-0.12	-0.53

TABELLA 1 (cont.)

Variabile	Logit		Probit	
	Coefficiente	t-student	Coefficiente	t-student
rendimento maschio	0.01	0.14	0.03	0.67
rendimento femmina	-0.23*	-1.70	0.01	0.77
<i>Parcheggio capitale umano</i>				
park maschio	0.07**	2.00	0.04**	2.69
park femmina	0.02	0.61	0.01	0.77
<i>Dimensioni città</i>				
molto piccola	0.50	1.05	0.34	1.48
piccola	1.92*	1.78	0.88**	2.29
grande	-0.94	-1.28	-0.39	-1.14
<i>Cohort effects</i>				
1993	-0.59	-1.08	-0.33	-1.29
1995	-0.08	-0.09	-0.26	-0.69
<i>Fattori ambientali</i>				
peer	0.09	0.83	0.04	0.87
costante	3.94	0.59	2.53	0.80
N. osservazioni	897		897	
Logverosimiglianza	-117.11		-119.47	
Pseudo R ²	0.42		0.41	

* Significativo al livello del 10%.

** Significativo al livello del 5%.

TABELLA 2

PROCESSO DI RIDUZIONE DEL MODELLO: TEST *LIKELIHOOD RATIO*

Gruppo di variabili	Prob > χ^2
Genere	0.61
Area geografica	0.24
Istruzione hh	0.00
Istruzione "coniuge"	0.03
Qualifica hh	0.05
Qualifica "coniuge"	0.73
Branca hh	0.05
Branca "coniuge"	0.55
Reddito per familiare "a carico"	0.00
Vincoli economici futuri	0.29
Fattori economici	0.34
Parcheggio capitale umano	0.28
Dimensioni città	0.04
<i>Cohort effect</i>	0.59
Fattori ambientali	0.58
Modello "ridotto"	0.02
Modello "parsimonioso"	0.27

Nota. La seconda colonna della tabella mostra la probabilità che il valore del test LR sia maggiore del valore critico ricavato dalla distribuzione χ^2 con tanti gradi di libertà quante sono le variabili che costituiscono il gruppo (se minore di 0.05 il modello che omette il relativo gruppo di variabili non costituisce una riduzione ammissibile del modello generale).

TABELLA 3

MODELLO "PARSIMONIOSO"

Variabile	Logit	
	Coefficiente	t-student
<i>Area geografica</i>		
nord	2.64	2.33
centro	-0.83	-0.31
<i>Istruzione hh</i>		
nessuna	-2.14**	-2.79
elementari	-0.34	-0.60
media superiore	0.27	0.26
<i>Istruzione "coniuge"</i>		
nessuna	1.41	1.24
elementari	0.14	0.23
media superiore	3.08**	2.21
<i>Qualifica hh</i>		
low skilled	1.19	1.32
intermedia	-0.77	-1.30
non lavoratore	0.62	0.67
pensionato	-0.45	-0.31
<i>Branca hh</i>		
agricoltura	-0.65	-0.87
manifattura	0.71	0.88
costruzioni	-0.40	-0.64
servizi commerciabili	1.19	1.23
<i>Reddito per familiare "a carico"</i>		
nord-maschio	1.34**	2.29
nord-femmina	0.82*	1.71
centro-maschio	1.83	1.48
centro-femmina	1.21	1.54
sud-maschio	1.16**	3.55
sud-femmina	0.38	0.87
<i>Vincoli economici futuri</i>		
età hh	-0.05	-1.26
<i>Fattori economici</i>		
rendimento maschio	-0.08	-0.82
rendimento femmina	-0.01	-0.09
<i>Parcheggio capitale umano</i>		
park maschio	0.05*	1.94
park femmina	0.04	1.20
<i>Dimensioni città</i>		
molto piccola	0.48	1.11
piccola	1.83*	1.94
grande	-0.76	-0.99
costante	1.96	0.47
N. osservazioni	897	
Logverosimiglianza	-126.07	
Pseudo R ²	0.38	

* Significativo al livello del 10%.

** Significativo al livello del 5%.

Tuttavia, adottando tutte le restrizioni di esclusione simultaneamente, il modello “ridotto” non risulta una riduzione accettabile di quello generale. Per questa ragione ho formulato altri test reinserendo nel modello “ridotto” i sottogruppi di variabili per cui almeno una delle variabili del gruppo risultava significativa al livello del 10% nel modello generale, in particolare l’area geografica, il rendimento dell’istruzione, i vincoli economici futuri e le variabili relative al *parcheggio del capitale umano*, e confrontandolo con il modello generale. Il modello, che ho chiamato “parsimonioso”, e i cui risultati sono riportati nella tabella 3, risulta una riduzione ammissibile del modello generale.

La tabella 4 riporta l’effetto delle variabili incluse nella specificazione finale sulla probabilità di non proseguire nell’istruzione post-obbligatoria. Tale probabilità è stata calcolata distintamente per genere e area geografica di residenza per l’individuo di riferimento (che, ricordo, è anche l’individuo che presenta le caratteristiche modali del campione). Appare subito evidente che l’individuo di riferimento ha una maggiore probabilità di proseguire nell’istruzione al Nord, dove la probabilità di proseguire è prossima all’unità, mentre la probabilità di non proseguire è di circa il 9% per i maschi al centro e al sud e per le femmine al sud. Il diverso effetto per area geografica è il risultato netto delle differenze nell’effetto di variabili come redditi per familiare a carico, rendimento dell’istruzione e tasso di disoccupazione giovanile a livello locale, ed effetti propriamente “locali” nel senso che non sono spiegati dalle suddette variabili. È comunque evidente che esistono notevoli differenze nella probabilità di proseguire tra diverse aree geografiche. L’effetto dell’istruzione del capofamiglia risulta molto importante nel caso del genitore sprovvisto di alcun titolo di studio, pur con differenze tra aree geografiche. In generale l’effetto risulta particolarmente intenso per i maschi al centro, con una probabilità di non proseguire del 44.7%, e per i maschi e le femmine al sud, dove la stessa probabilità è 45.4% e 44.3%. Sebbene le probabilità per gli altri livelli d’istruzione siano state riportate, va comunque ricordato che le variabili corrispondenti non erano risultate significative (per cui l’effetto non è significativamente diverso da quello dell’individuo di riferimento). L’impatto estremamente importante del capofamiglia senza istruzione e l’assenza di differenze nella probabilità di proseguire tra gli altri livelli d’istruzione sembrano sostenere l’esistenza di f-

TABELLA 4

PROBABILITÀ DI NON PROSEGUIRE NELL'ISTRUZIONE POST-OBBLIGATORIA

Variabile	Individuo "di riferimento"					
	M-Nord	F-Nord	M-Centro	F-Centro	M-Sud	F-Sud
Gruppo di riferimento	0.012	0.006	0.087	0.050	0.089	0.086
<i>Istruzione hh</i>						
nessuna	0.095	0.047	0.447	0.306	0.454	0.443
elementari	0.017	0.008	0.118	0.068	0.121	0.117
media superiore	0.009	0.005	0.068	0.038	0.070	0.067
<i>Istruzione "coniuge"</i>						
nessuna	0.003	0.001	0.023	0.013	0.023	0.022
elementari	0.011	0.005	0.077	0.043	0.079	0.076
media superiore	0.001	0.000	0.004	0.002	0.004	0.004
<i>Qualifica hh</i>						
low skilled	0.004	0.002	0.028	0.016	0.029	0.028
intermedia	0.026	0.013	0.171	0.101	0.175	0.169
non lavoratore	0.007	0.003	0.049	0.027	0.050	0.049
pensionato	0.019	0.009	0.130	0.075	0.133	0.128
<i>Branca hh</i>						
agricoltura	0.023	0.011	0.155	0.091	0.158	0.153
manifattura	0.006	0.003	0.045	0.025	0.046	0.044
costruzioni	0.018	0.009	0.125	0.072	0.128	0.123
servizi commerciabili	0.004	0.002	0.028	0.016	0.029	0.028
<i>Reddito per familiare "a carico"</i>						
nord-maschio	0.011	-	-	-	-	-
nord-femmina	-	0.005	-	-	-	-
centro-maschio	-	-	0.077	-	-	-
centro-femmina	-	-	-	0.044	-	-
sud-maschio	-	-	-	-	0.077	-
sud-femmina	-	-	-	-	-	0.082
<i>Vincoli economici futuri</i>						
età hh	0.013	0.006	0.092	0.052	0.093	0.090
<i>Rendimento dell'istruzione</i>						
Rendimento maschio	0.013	-	0.093	-	0.096	-
Rendimento femmina	-	0.006	-	0.050	-	0.087
<i>Parcheggio capitale umano</i>						
park maschio	0.012	-	0.083	-	0.085	-
park femmina	-	0.006	-	0.048	-	0.083
<i>Dimensioni città</i>						
molto piccola	0.008	0.004	0.056	0.031	0.057	0.055
piccola	0.002	0.001	0.015	0.008	0.015	0.015
grande	0.026	0.012	0.170	0.100	0.174	0.167

Note. La tabella mostra la probabilità prevista di non continuare nell'istruzione post-obbligatoria associata al cambiamento delle singole caratteristiche dell'individuo di riferimento (maschio, residente al sud in città di medie dimensioni, appartenente a un nucleo familiare in cui il capofamiglia ha istruzione media inferiore, qualifica di lavoratore *unskilled* e lavora nella branca dei servizi non commerciabili e in cui la/o sposa/o o convivente ha istruzione secondaria inferiore e non lavora). Le probabilità previste sono state distinte per genere (M e F) e per area geografica di residenza (Nord, Centro e Sud)

fetti inerziali simili a quelli sottolineati dall'analisi economica non *mainstream* e dalla sociologia dell'istruzione. Gli individui il cui padre è privo d'istruzione hanno un notevole svantaggio nella probabilità di proseguire nell'istruzione, che potrebbe essere prodotto dall'assenza nella famiglia di una cultura dell'istruzione e da un atteggiamento di sfiducia nei confronti delle proprie capacità individuali: da qui la possibilità di un investimento subottimale in capitale umano. Un simile effetto non è prodotto da livelli estremamente bassi d'istruzione della madre,²⁵ il che potrebbe indicare l'esistenza di un modello familiare in cui nelle decisioni d'istruzione dei figli ha ancora un ruolo determinante l'opinione del padre-capofamiglia (*male breadwinner model*), soprattutto quando il livello d'istruzione del partner è molto basso. Al contrario risulta determinante, nell'aumentare la probabilità di proseguire nell'istruzione dei figli, l'effetto dell'istruzione media superiore della madre, che praticamente riduce a zero la probabilità di non proseguire a prescindere dal genere e dall'area geografica di residenza. Pertanto in un contesto d'istruzione femminile crescente ci attendiamo che il rischio di livelli subottimali d'investimento in istruzione nei figli dovrebbe tendere progressivamente a scomparire. Per quanto attiene al tipo di qualifica lavorativa del capofamiglia, probabilmente l'effetto quantitativamente più rilevante è quello legato alle professioni intermedie. Si tratta generalmente di lavoro indipendente. L'effetto è di particolare importanza al centro, con probabilità di non proseguire del 17.1% per i maschi e del 10.1% per le femmine, e al sud, dove le probabilità corrispondenti sono rispettivamente del 17.5% e del 16.9%. Questo fatto meriterebbe ulteriori approfondimenti. Diverse sono le spiegazioni possibili: i figli di lavoratori autonomi potrebbero avere un minor rendimento atteso dall'istruzione e maggiori costi opportunità, data la possibilità di essere impiegati immediatamente nell'attività familiare,²⁶ o semplicemente in queste famiglie vi potrebbe essere una cultura del lavoro, legata soprattutto alla piccola e media impresa, che valorizza l'esperienza lavorativa acquisita sin da giovani piuttosto che l'investimento in istruzione. Relativamente alla branca lavorativa del padre, l'effetto sulla probabilità di non proseguire risulta

²⁵ Dovrei indicare più correttamente della/o sposa/o o convivente ma nella stragrande maggioranza dei casi, il 95.25%, si tratta di una donna.

²⁶ Effetti simili sono osservati, anche se in un contesto di paesi in via di sviluppo, nell'investimento in istruzione dei figli di proprietari terrieri dove le dimensioni della proprietà influenzano positivamente la probabilità che essi siano impegnati in attività lavorative (vedi ad esempio Bhalotra e Heady 2000).

particolarmente importante per la branca agricola per i maschi al centro, dove la probabilità d'interrompere gli studi è del 15.5%, e per i maschi e le femmine al sud, dove la stessa è rispettivamente del 15.8% e del 15.3%. Anche per l'effetto della branca agricola si possono portare motivazioni simili a quelle addotte per l'effetto della qualifica lavorativa del padre. L'effetto del rendimento dell'istruzione non risulta significativo (e di segno opposto a quello previsto dalla teoria del capitale umano). La non significatività del rendimento dell'istruzione e dei redditi a cui si rinuncia studiando (*forgone earnings*), due variabili enfatizzate dall'approccio economico *mainstream*, generano forti dubbi circa la rilevanza di tale approccio nella spiegazione delle scelte d'istruzione nel contesto italiano, soprattutto per i gradi più bassi d'istruzione. Da notare che il tasso di disoccupazione giovanile a livello locale sembra avere un effetto solo sulle decisioni d'istruzione per i maschi e al centro-sud. Un aumento di un punto percentuale nel tasso di disoccupazione accresce la probabilità di proseguire l'istruzione di 0.4 punti percentuali sia al centro che al sud (in analogia con quanto previsto dalla *teoria del parcheggio del capitale umano*). Sembra pertanto che soprattutto per i maschi la percezione della possibilità di trovare impiego da subito influenzi la decisione di proseguire nell'istruzione, anche se l'effetto appare quantitativamente modesto. Per quanto attiene alle dimensioni del nucleo urbano di residenza, sono soprattutto coloro – maschi e femmine – che abitano in centri di grandi dimensioni al centro-sud ad avere una maggiore probabilità di non proseguire. Questo contraddice l'ipotesi dell'effetto positivo di una maggiore offerta d'istruzione nei centri di maggiori dimensioni e potrebbe essere spiegato con le caratteristiche di questi centri in termini di estensione dell'economia sommersa, diffusione di fenomeni di devianza giovanile e qualità della vita in generale. L'aumento di un anno, rispetto all'età media (44.5 anni), dell'età del capofamiglia riduce soprattutto la probabilità di proseguire dei maschi al centro e di maschi e femmine al sud, rispettivamente di 5, 4 e 4 punti percentuali. Infine abbiamo considerato l'effetto dell'aumento di 1.2 milioni nel reddito annuo per familiare "a carico". Dato che nel modello ho controllato per i fattori familiari di lungo termine (come istruzione dei genitori e tipo di occupazione del capofamiglia), l'effetto del reddito è depurato dall'effetto di caratteristiche che possiamo ipotizzare determinino il reddito permanente della famiglia, per cui possiamo assimilarlo all'effetto che avrebbe un aumento "esogeno" e temporaneo delle finanze

familiari (le caratteristiche familiari di breve termine). In questo senso, l'aumento del reddito potrebbe essere assimilabile all'effetto dell'erogazione alla famiglia di un'integrazione di 100000 lire al mese (al valore del 1992) per familiare a carico.²⁷ Da notare che l'effetto del reddito risulta importante per i maschi al centro e al sud, dove la suddetta "integrazione" produce un aumento di circa 10 e 12 punti percentuali rispettivamente nella probabilità di proseguire nell'istruzione; per le femmine l'effetto è invece di un aumento di 6 punti percentuali al centro e di 4 punti percentuali al sud nella probabilità di iscriversi all'istruzione secondaria superiore. L'effetto per maschi e femmine al nord, dove la probabilità di proseguire è già elevata così come i redditi familiari, è invece del tutto trascurabile. I risultati sembrano pertanto confermare, in analogia con parte della ricerca precedente e di quella più recente,²⁸ che i redditi familiari hanno un effetto importante sulla decisione di proseguire nell'istruzione, in particolare nell'istruzione post-obbligatoria. L'effetto differente registrato per maschi e femmine unitamente a quello già descritto del tasso di disoccupazione giovanile (che rappresenta una misura del costo opportunità di proseguire gli studi) sembrano favorire l'ipotesi che le famiglie meno agiate vedano nei figli maschi una possibile "fonte di reddito", per cui questi più o meno volontariamente sono spinti verso il mercato del lavoro sin da giovani al fine di contribuire alle finanze familiari. In questo senso l'effetto di un basso reddito familiare potrebbe essere interpretato non tanto come presenza di vincoli di liquidità che precludono alle famiglie la possibilità di sostenere i costi diretti dell'istruzione, bensì come un fattore che spinge i figli, soprattutto maschi, a esperienze lavorative (o comunque a cercare una fonte di guadagno) precoci.

²⁷ Vale la pena di osservare che l'esperimento di *policy* è assimilabile all'erogazione di un trasferimento generalizzato alle famiglie (tipo assegni familiari), e non condizionato all'acquisizione di istruzione, quale potrebbe essere l'erogazione di buoni scuola.

²⁸ Gambetta (1987, p. 81) con riferimento all'Italia osserva come il reddito familiare per figlio sia importante specialmente nella decisione di proseguire nella scuola post-obbligatoria mentre declini nettamente nelle transizioni scolastiche successive. Rice (1987) giunge a conclusioni simili analizzando la scelta di proseguire nell'istruzione post-obbligatoria nel Regno Unito. Più recentemente Shea (2000) trova che negli USA il reddito familiare influenza positivamente il livello di istruzione dei figli soprattutto ai livelli più bassi di reddito. Dynarski (1999 e 2000), con riferimento agli USA, trova un effetto positivo del reddito familiare sui tassi di iscrizione al *college*.

5. Considerazioni conclusive

La nostra analisi mostra che gli individui che non proseguono nell'istruzione secondaria superiore al termine della scuola dell'obbligo non possono essere considerati come un "campione casuale" rispetto a certe caratteristiche osservabili. In particolare, le caratteristiche che risultano associate a una maggiore probabilità di non proseguire nell'istruzione post-obbligatoria sono: la residenza al sud e al centro, il fatto che il capofamiglia sia sprovvisto di titolo di studio, che la madre abbia un titolo di studio inferiore alla scuola secondaria superiore, che il padre svolga un'attività lavorativa intermedia, particolarmente nel settore agricolo, il fatto di risiedere in una città di grandi dimensioni. Questa è la "tipologia" degli individui che in assenza dell'obbligo con maggiore probabilità non avrebbero proseguito nell'istruzione. Poiché la decisione può essere personale o comunque il frutto dell'ambiente socio-familiare in cui gli individui vivono, in entrambi i casi gli individui che possiedono una o più delle caratteristiche sopra elencate dovrebbero essere oggetto di una particolare politica di sostegno da parte delle autorità politiche e scolastiche affinché l'obbligo d'istruzione produca effettivamente quei risultati che ne hanno motivato l'introduzione.

Il reddito familiare, inteso come l'effetto delle caratteristiche familiari di breve termine (utilizzando il linguaggio di Cameron e Heckman 1998), risulta un fattore importante nella decisione di proseguire nell'istruzione post-obbligatoria, anche quando si controlla per i fattori familiari di lungo termine, come l'istruzione dei genitori.

Infine abbiamo osservato che le variabili legate al calcolo economico enfatizzate dall'approccio *mainstream* alle scelte di istruzione, la teoria del capitale umano, non risultano significative nella decisione di proseguire nell'istruzione secondaria superiore in Italia, dove appare dominante l'effetto di fattori socio-familiari.

APPENDICE 1

In questa appendice descriverò le procedure con cui sono state ottenute le variabili utilizzate nella stima dei modelli *logit* e *probit*.

La strategia che utilizzerò è quella di specificare per ogni variabile la corrispondente denominazione dell'IBFI in formato STATA (vedi Filippin 1997), o come essa è stata ottenuta ricodificando le variabili dell'Indagine. Le variabili sono:

Genere. È una variabile categorica che indica il genere dell'individuo. Tale variabile è stata articolata nelle seguenti *dummies*: MASCHIO, FEMMINA.

Area geografica. È una variabile categorica (area3) che indica l'area geografica di residenza dell'individuo. Essa è articolata nelle seguenti *dummies*: NORD, CENTRO, SUD.

Istruzione hh. È il titolo di studio del capofamiglia.¹ Si tratta di una variabile categorica che assume valore 1 se l'individuo non ha alcun titolo di studio (studio=1), 2 se ha il diploma di scuola elementare (studio=2), 3 se ha il diploma di scuola media inferiore (studio=3), 4 se ha il diploma di scuola media superiore (studio=4 nel 1991 e 1993 e studio=4, 5 nel 1995²), 5 se ha completato l'istruzione universitaria o affine o post-universitaria (studio=5, 6 nel 1991 e 1993 e studio=6, 7, 8 nel 1995). Questa variabile è utilizzata per produrre 5 *dummies*: NON ISTRUITO, ELEMENTARI, MEDIE INFERIORI, MEDIE SUPERIORI, UNIVERSITÀ.

Istruzione "coniuge". Rappresenta il titolo di studio della/o sposa/o o convivente del capofamiglia; la categorizzazione è la stessa utilizzata per la variabile precedente.

Qualifica hh. È una variabile categorica che rappresenta la qualifica lavorativa del capofamiglia e che assume i seguenti valori: 1 se il capofamiglia è operaio (apqual=1), 2 se è un colletto bianco di basso livello o un insegnante (apqual=2 nel 1991 e apqual=2, 3 nel 1993 e 1995), 3 se è un colletto bianco di alto livello (apqual=3 nel 1991 e apqual=4 nel 1993 e 1995), 4 se è un manager, un direttore scolastico, un magistrato, un docente universitario o un libero professionista (apqual=4, 5 nel 1991 e apqual=5, 6 nel 1993 e 1995), 5 se è un imprenditore, un lavoratore autonomo, un proprietario o un assisten-

¹ Che può essere uomo o donna, ma che nel 90.19% dei casi è uomo.

² Infatti nel 1995 viene modificata la classificazione dei titoli di studio introducendo ulteriori categorie.

te in un'impresa familiare, o un partner in una società (apqual= 6, 7, 8, 9 nel 1991 e apqual= 7, 8, 9, 10 nel 1993 e 1995), 6 se sta cercando la prima occupazione, se è disoccupato, se è un/a casalingo/a, se ritirato/a ma non dal lavoro, o se è studente (apnonoc= 1, 2, 3, 6, 7 nel 1991 e 1993 e apqual= 11, 12, 13, 16, 17 nel 1995³), 7 se è un/a *rentier* o un/a pensionato/a (apnonoc= 4, 5 nel 1991 e 1993 e apqual= 14, 15 nel 1995), 8 per le altre qualifiche (apnonoc= 8, 9 nel 1991, apnonoc= 8, 9, 10, 11 nel 1993 e apqual= 18, 19, 20 nel 1995). La variabile categorica è stata articolata nelle seguenti variabili dicotomiche: UNSKILLED, LOW SKILLED, HIGH SKILLED, PROFESSIONISTA, INTERMEDIO, NON LAVORATORE, PENSIONATO, ALTRO.

Qualifica "coniuge". È la qualifica lavorativa della/o sposa/o o convivente del capofamiglia, si veda *qualifica hh*.

Branca hh. È la branca di attività economica in cui il capofamiglia è occupato/a. È una variabile categorica che assume i seguenti valori: 0 se non lavora, 1 se è impiegato/a nel settore NACE agricoltura, caccia e pesca (apsett= 1), 2 se lavora nel settore manifatturiero (apsett= 2), 3 se lavora nel settore delle costruzioni (apsett= 3), 4 se lavora nel settore dei servizi commerciabili (apsett= 4, 5, 6, 7), 5 se lavora nel settore dei servizi non commerciabili (apqual > 7). Questa variabile categorica è stata articolata nelle seguenti variabili dicotomiche: AGRICOLTURA, MANIFATTURA, COSTRUZIONI, SERVIZI COMMERCIALI, SERVIZI NON COMMERCIALI.

Branca "coniuge". È la branca di attività economica della/o sposa/o o convivente, si veda la variabile precedente.

YnordM, YnordF, YcentroM, YcentroF, YsudM, YsudF. È il reddito netto dei genitori (in milioni) per componente del nucleo familiare economicamente dipendente (figli e sposa o convivente non occupati e non percettori di redditi o non in età lavorativa) interagito con il genere (*M* o *F*) e l'area geografica di residenza dell'individuo (*nord, centro, sud*). Esso è ottenuto dividendo il reddito netto dei genitori per il numero dei familiari conviventi "a carico" (tiene conto pertanto delle dimensioni del nucleo familiare) e deflazionandolo per l'indice dei prezzi al consumo annuale (ISTAT, base 1992). Ho preferito considerare il reddito familiare per componente economicamente dipendente piuttosto che il reddito familiare complessivo, dato che è plausibile che la variazione nel reddito familiare abbia un diverso impatto sulla probabilità dei figli di continuare nell'istruzione a seconda della numerosità dei componenti il nucleo che "gravano" sulle risorse familiari.

³ Nel 1995 la variabile apnonoc, relativa alla posizione non lavorativa, viene inglobata nella variabile apqual relativa alla qualifica dell'attività principale.

Monogenitore. È un indicatore per le famiglie con un solo genitore.

Etahh. È l'età del capofamiglia.

ParkM, ParkF. È il tasso di disoccupazione regionale (riferito all'unità) per i giovani di età compresa tra i 15 e i 24 anni (fonte ISTAT) interagito con il genere dell'individuo (*M o F*).

ForgoneM, ForgoneF. È la remunerazione a livello regionale per lavoratore apprendista (in milioni), utilizzata come *proxy* del costo opportunità (*forgone earnings*) di proseguire gli studi secondari superiori (fonte INPS, deflazionata per l'indice dei prezzi al consumo annuale ISTAT, base 1992) interagita col genere dell'individuo (*M o F*).

ReturnM, ReturnF. È una *proxy* del tasso di rendimento annuo dell'istruzione a livello regionale, calcolata come rapporto percentuale tra il differenziale nei salari di impiegati e operai e il salario degli operai a livello regionale (dati INPS, in virtù del fatto che spesso gli operai sono in possesso del solo diploma di scuola dell'obbligo mentre per l'accesso alle professioni impiegate è in genere necessario un diploma di scuola superiore) interagita col genere dell'individuo (*M o F*).

Cohort effect. Sono tre *dummies* rispettivamente per le coorti 1991, 1993 e 1995. Si tratta di un modo per controllare per il possibile cambiamento delle preferenze per l'istruzione nel tempo (un approccio analogo è adottato ad esempio da Colombino e Di Tommaso 1996 nella loro analisi delle decisioni femminili di fecondità e partecipazione al mercato del lavoro).

Città. È la dimensione del nucleo urbano in cui l'individuo risiede (*acom4c*). La variabile assume valore 1 se il nucleo ha meno di 20 mila abitanti, 2 se ha da 20 a 40 mila abitanti, 3 se ha da 40 a 500 mila abitanti, 4 se ha più di 500 mila abitanti. Tale variabile è stata articolata in 4 *dummies*: MOLTO PICCOLA, PICCOLA, MEDIA, GRANDE.

APPENDICE 2

Per la derivazione analitica del test implementato da Vuong (1989) si rimanda al relativo articolo. Il lettore può verificare che, nel caso di confronto tra un modello *probit* e un modello *logit* con gli stessi regressori, la statistica è data da:

$$LR_{vuong} = \frac{1}{\sqrt{n}} LR_n(\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2) / \hat{u}_n$$

Dove n è il numero di osservazioni e:

$$LR_n(\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2) = L_p(\hat{\alpha}_1) - L_l(\hat{\alpha}_2)$$

$$\hat{\omega}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[h_i \ln \frac{\Phi(X_i' \hat{\beta}_1)}{\Lambda(X_i' \hat{\beta}_2)} + (1-h_i) \ln \frac{1-\Phi(X_i' \hat{\beta}_1)}{1-\Lambda(X_i' \hat{\beta}_2)} \right]^2 - \left[\frac{1}{n} LR_n(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2) \right]^2$$

$L_p(\hat{\alpha}_1)$ e $L_l(\hat{\alpha}_2)$ sono le funzioni di log-likelihood calcolate nei parametri stimati, rispettivamente per i modelli *probit* e *logit*. La statistica LR_{vuong} nel

caso di confronto tra i modelli *probit* e *logit* (essendo i due modelli *strictly non nested*) è distribuita come una normale standard sotto l'ipotesi che i due modelli siano "equivalenti", tende a $+\infty$ se il modello *probit* è "migliore" (più vicino al modello vero) del modello *logit*, mentre tende a $-\infty$ se il modello *probit* è "peggiore" (più lontano dal "modello vero") del modello *logit* (vedi Vuong 1989, pp. 316-18).

BIBLIOGRAFIA

BANCA D'ITALIA (1993), "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1991", *Supplementi al Bollettino Statistico, Note Metodologiche e Informazioni Statistiche*, anno III, n. 44.

BANCA D'ITALIA (1995), "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1993", *Supplementi al Bollettino Statistico, Note Metodologiche e Informazioni Statistiche*, anno V, n. 9.

BANCA D'ITALIA (1997), "I bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1995", *Supplementi al Bollettino Statistico, Note Metodologiche e Informazioni Statistiche*, anno VII, n. 14.

BARBAGLI, M. (1974), *Disoccupazione intellettuale e sistema scolastico in Italia*, il Mulino, Bologna.

BECKER, G. (1964), *Human Capital*, The University of Chicago Press, Chicago.

BOURDIEU, P. e J.C. PASSERON (1977), *Reproduction in Education, Society and Culture*, Sage, Beverly Hills.

BHALOTRA, S. e C. HEADY (2000), "Child farm labour: theory and evidence", *Development Economics Discussion Papers Series*, no. 24, Suntory and Toyota International Centers for Economics and Related Disciplines, London School of Economics, Londra.

BRUNELLO, G., S. COMI e C. LUCIFORA (1999), "The returns to education in Italy: a new look at the evidence", *FEEM Note di Lavoro*, no. 101.99.

- BRUNELLO, G. e R. MINIACI (1999), "The economic returns to schooling for Italian men. An evaluation based on instrumental variables", *Labour Economics*, vol. 6, pp. 509-19.
- CAMERON, S.V. e J.J. HECKMAN (1998), "Life cycle schooling and dynamic selection bias: models and evidence for five cohorts of American males", *NBER Working Paper*, no. 6385, Chicago.
- CAMERON, S.V. e J.J. HECKMAN (1999), "The dynamic of educational attainment for blacks, hispanics, and whites", *NBER Working Paper*, no. 7249, Chicago.
- CHECCHI, D. (1999), *Istruzione e mercato*, il Mulino, Bologna.
- CHECCHI, D. (2000), "University education in Italy", *International Journal of Manpower*, vol. 21, pp. 177-205.
- COLLINS, R. (1971), "Functional and conflict theories of educational stratification", *American Sociological Review*, vol. 36, pp. 1002-19.
- COLOMBINO, U. e M.L. DI TOMMASO (1996), "Is the preference for children so low or is the price of time so high? A simultaneous model of fertility and participation in Italy with cohort effects", *Labour*, vol. 10, pp. 475-93.
- DYNARSKI, S. (1999), "Does aid matter? Measuring the effect of student aid on college attendance and completion", *NBER Working Paper*, no. 7422, Chicago.
- DYNARSKI, S. (2000), "Hope for whom? Financial aid for the middle class and its impact on college attendance", *NBER Working Paper*, no. 7756, Chicago.
- DOSI, G., C. FREEMAN, R. NELSON, G. SILVERBERG e L. SOETE (1988), *Technical Change and Economic Theory*, Pinter, London.
- DUNCAN, G., J. BROOKS-GUNN e P. KLEBANOV (1994), "Economic deprivation and early childhood development", *Child Development*, vol. 65, pp. 296-318.
- FILIPPIN, A. (1997), "I bilanci delle famiglie italiane in formato Stata", *Lavoro e Relazioni Industriali*, vol. 2, pp. 177-85.
- GAMBETTA, D. (1987), *Were They Pushed or Did They Jump?*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HECKMAN, J.J. (1999), "Policies to foster human capital", *NBER Working Paper*, no. 7288, Chicago.
- KODDE, D.A. (1986), "Uncertainty and the demand for education", *Review of Economics and Statistics*, vol. 68, pp. 460-67.
- ISTAT (1993), *Censimento Generale della Popolazione e delle Abitazioni 20 Ottobre 1991*, Roma.
- MILL, J.S. (1965), *Principles of Political Economy*, Sentry Press, New York.
- PERACCHI, F. (2001), *Econometrics*, John Wiley & Sons, New York.
- PRAUSSELLO, F. e M. MARENCO (1996), *Economia dell'istruzione e del capitale umano*, Laterza, Roma-Bari.
- RICE, P.G. (1987), "The demand for post-compulsory education in the UK and the effects of educational maintenance allowances", *Economica*, vol. 54, pp. 465-75.
- SEN, A.K. (2000), "La ragione prima dell'identità", in *La ricchezza della ragione*, il Mulino, Bologna, pp. 3-29.

- SHAVIT, Y. e H.P. BLOSSFELD (1993), "Persisting barriers: changes in educational opportunities in thirteen countries", in Y. Shavit e H.P. Blossfeld eds, *Persistent Inequality*, Westview Press, Boulder, pp. 147-79.
- SHEA, J. (2000), "Does parents' money matter?", *Journal of Public Economics*, vol. 77, pp. 155-84.
- SMITH, A. (1975), *The Theory of Moral Sentiments*, edizione ristampata a cura di D.D. Raphael e A.L. Macfie, Clarendon Press, Oxford.
- SMITH, A. (1976), *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, edizione ristampata a cura di R.H. Campbell e A.S. Skinner, Clarendon Press, Oxford.
- STAFFORD, F.P. (1987), "Women's work, sibling competition, and children's school performance", *American Economic Review*, vol. 77, pp. 972-80.
- VUONG, Q.H. (1989), "Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypothesis", *Econometrica*, vol. 57, pp. 307-33.