

# 1. Scelte di scolarizzazione ed effetti sul mercato del lavoro

(Daniele Checchi – Università degli Studi di Milano)

## 1.1. L'imbuto della scuola italiana

Qualunque osservatore straniero che si accosti ai dati sulla partecipazione scolastica in Italia rimane colpito dalla bassa scolarizzazione registrata nel nostro paese (Istat 1995, Trento 1997). La tavola 1 riporta i livelli di qualificazione della forza lavoro dei principali paesi dell'area OECD; in essa notiamo che il nostro paese registra livelli inferiori a tutti gli altri maggiori paesi europei, in particolare a livello di istruzione terziaria. Questa situazione è in massima parte il risultato dei più bassi livelli di scolarizzazione sperimentati in passato: se si osserva infatti la tavola 2, si nota come i tassi di conseguimento scolastico si siano riallineati per le coorti più recenti, riportando l'Italia in linea con gli altri paesi dell'Europa continentale.

Tavola 1 – Qualificazione scolastica della forza lavoro (1999)

	materna ed elementare (ISCED 0/1)	media inferiore (ISCED 2)	secondaria triennale (ISCED 3b-c)	secondaria quinquennale (ISCED 3a)	postsecondaria non universitaria (ISCED 4)	Universitaria e post- universitaria (ISCED 5 e 6)
Francia	14	18	33	10	n.a.	24
Germania	2	13	52	2	5	26
<b>Italia</b>	<b>14</b>	<b>33</b>	<b>7</b>	<b>27</b>	<b>6</b>	<b>13</b>
Giappone	--	18	--	49	--	33
Gran Bretagna	--	13	45	15	--	28
Stati Uniti	3	7	n.a.	51	--	39

Fonte: OECD 2001, table A2.1b

Tavola 2 – Tassi di conseguimento dei diplomi scolastici (per 100 coetanei - 1999)

	secondaria triennale (ISCED 3b-c)	secondaria quinquennale (ISCED 3a)	postsecondaria non universitaria (ISCED 4)	Universitaria e post- universitaria (ISCED 5 e 6)
Francia	13	52	0.3	32
Germania	33	59	15	17
<b>Italia</b>	<b>1</b>	<b>71</b>	<b>--</b>	<b>20</b>
Giappone	25	69	--	32
Gran Bretagna	--	--	--	49
Stati Uniti	78	--	6	48

Fonte: OECD 2001, tables C2.2, C2.3 and C4.1

Sorge quindi spontanea la domanda su quali fattori abbiano limitato l'accesso scolastico nelle generazioni immediatamente precedenti, e se permangano fattori di rallentamento e/o di strozzatura per le generazioni correnti. Checchi (1997c) ha analizzato la dinamica di lungo periodo dei tassi di partecipazione scolastica per i diversi ordini di scuola (vedi tavola 3 che riprende l'originale tavola 2.1 in Checchi 1997c), in relazione alla dinamica di alcuni indicatori della qualità del servizio scolastico (numero di alunni per insegnante, spesa per studente, tassi di bocciatura, tassi di abbandono). La tesi ivi sostenuta è che i tassi di partecipazione scolastica dipendano dall'intrecciarsi di tre ordini di fattori: l'*assetto istituzionale* di un ordine di scuola (per esempio la separazione tra curricula generalisti e professionali a livello di scuola secondaria), l'*esistenza o meno di un obbligo legislativo* (basti pensare alle diverse riforme scolastiche che hanno alzato l'età dell'obbligo scolastico) e la *distribuzione delle risorse impiegate* tra i diversi livelli scolastici. Tale lavoro mostra infatti che il ritardo attuativo dei progressivi innalzamenti dell'obbligo scolastico ha variato inversamente con l'omogeneità territoriale (nel caso della scuola elementare), con la non esistenza di un unico ordine di scuola (nel caso della scuola media inferiore) e con l'omogeneità di risorse impiegate attraverso i diversi tipi di scuola. La progressiva caduta dei tassi di natalità nella popolazione italiana, in combinazione con l'innalzamento della domanda di istruzione superiore lascia comunque supporre che il divario scolastica tra Italia e altri paesi sviluppati possa colmarsi entro il 2050 (Baldacci-Raffaelli-Lugaresi 1997).

Tavola 3 - Tassi di partecipazione scolastica - valori percentuali

	scuola elementare	scuola secondaria	università	
media 1871-1904	72,98	1,43	0,68	
media 1905-1922	91,37	4,00	0,89	
media 1923-1941	111,44	8,13	1,46	
media 1945-1961	112,01	35,41	12,82	3,22
media 1962-1971	108,59	78,02	32,35	7,65
media 1972-1981	104,39	101,3	48,67	15,03
media 1982-1991	101,52	108,4	60,36	15,33

Nota: dal 1945 i dati della scuola superiore sono divisi tra media inferiore e media superiore. I tassi di partecipazione sono calcolati rapportando il totale degli iscritti alla popolazione di riferimento (6-10 anni per la scuola elementare, 11-13 per la scuola media inferiore, 14-18 per la scuola media superiore e 19-24 per l'università)

Tuttavia l'analisi dei trend nei tassi di partecipazione è poco illuminante degli snodi che ostacolano l'acquisizione di scolarità. Allo scopo risultano invece molto più utili le analisi basate sulle transizioni tra ordini di scuola.<sup>1</sup> In questo caso anche i dati più recenti suggeriscono considerazioni meno ottimistiche in merito al trend crescente della scolarizzazione in Italia. Se si osserva la tavola 4 si nota come più del 10% di ogni coorte non acceda ad alcun tipo di istruzione superiore; ma il problema che affligge l'intero sistema scolastico italiano sembra imputabile principalmente al fenomeno degli abbandoni che si verificano sia a livello secondario che universitario. Nel caso della scuola dell'obbligo la responsabilità andrebbe individuata nella carenza delle strutture scolastiche e nella povertà culturale degli ambienti circostanti, in quanto abbandoni e mancate transizioni si concentrerebbero in specifiche aree territoriali, di cui la maggioranza localizzata in aree meridionali (Trivellato-Bernardi 1995). Altri contributi (Isfol 2000) hanno piuttosto messo in luce che lo stesso ordinamento scolastico italiano, articolato su ben quattro livelli (elementare, media inferiore, media superiore, università) con prove selettive per passare da un livello all'altro e con limitate possibilità di recupero (se non negli anni recenti, con l'introduzione del sistema dei crediti) favorirebbe l'abbandono nelle fasi iniziali del percorso scolastico, in assenza di certificazione del percorso seppur parziale compiuto. Frey-Ghignoni 2000 descrivono come scelta intenzionale del Ministero della Pubblica Istruzione quella di abbandonare il recupero scolastico delle generazioni privilegiando la formazione delle nuove generazioni, al costo di accentuare le differenze tra le diverse generazioni.<sup>2</sup> Risulterebbero così cruciali le riforme della scuola media unificata (1962) e la liberalizzazione degli accessi universitari (1969), due riforme che avrebbero facilitato le carriere formative di tutte le coorti nate dopo il 1950. Tuttavia, la maggior incidenza degli abbandoni scolastici nelle scuole secondarie, e in massima misura negli istituti professionali, sollevano il dubbio che il sistema scolastico italiano, tuttora figlio della riforma Gentile del 1923 non intenda aprirsi ad una scolarizzazione di massa a tutti i livelli, mantenendo piuttosto una funzione di riproduzione della stratificazione sociale. Le radici della mancata scolarizzazione sarebbero piuttosto da rintracciarsi nella particolare natura del nostro sistema sociale, dove permangono elementi di tipo cooptativo.<sup>3</sup> Per questo motivo diventa cruciale analizzare le determinanti della scolarizzazione, alla ricerca della convalida o meno di queste proposizioni.

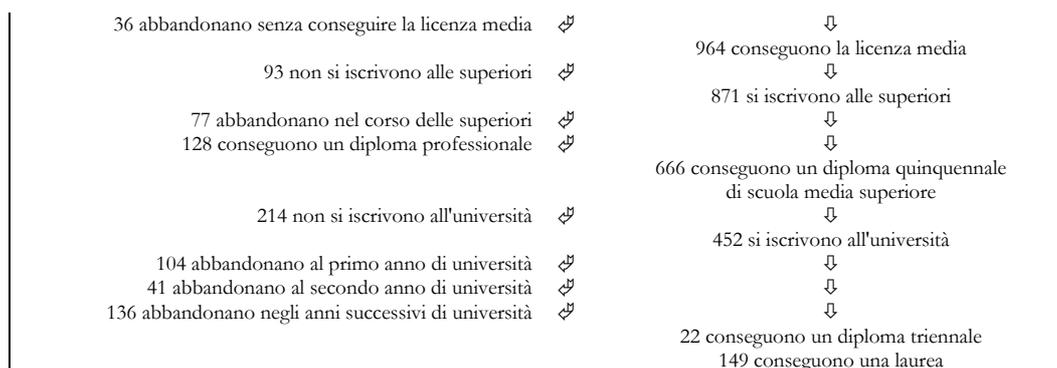
Tavola 4 - Percorso scolastico di 1000 giovani ipotetici - Italia - anno scolastico 1996-97

1000 giovani entrano nella scuola dell'obbligo

<sup>1</sup> Tali analisi possono essere effettuate secondo due strategie alternative: o seguendo il percorso di una coorte specifica, adottando ipotesi ad hoc sui tassi di mortalità e/o di migrazione (Cecchi 1997c), oppure applicando ad una coorte ipotetica i tassi di transizione osservati nello stesso anno in tutti i livelli di scuola (metodo "per contemporanei" - Trivellato-Bernardi 1995).

<sup>2</sup> A conferma di questo si segnala il deciso calo delle diverse misure di disuguaglianza nel numero di anni di istruzione tra le coorti nate prima e quelle nate dopo il secondo conflitto mondiale (cfr. Cecchi 2001a, dove si analizza la relazione tra disuguaglianza nella acquisizione della scolarità e misure di disuguaglianza nella distribuzione dei redditi non da capitale).

<sup>3</sup> "I nostri risultati mostrano anche che la perequazione delle opportunità al livello di istruzione inferiore ha prodotto solo conseguenze limitate sulla riduzione delle disuguaglianze educative ai livelli più elevati, in particolare per quanto riguarda l'accesso all'università" (Shavit-Westerbeek 1997, p.93).



Fonte: adattamento da figura 1 in Garonna-Nusperli-Silvestrini 2000 – metodo “per contemporanei”

## 1.2. Le determinanti delle scelte di acquisire istruzione.

La ricerca economica sulle scelte di acquisire istruzione in Italia è molto scarsa, mentre molto più sviluppata appare la corrispondente letteratura sociologica. In entrambi i casi l'attenzione degli studiosi si è focalizzata sulle scelte scolastiche oltre l'obbligo, in quanto maggiormente riflettenti da un lato l'orientamento di famiglie e studenti, e dall'altro le caratteristiche istituzionali del sistema stesso. Da un punto di vista del disegno istituzionale, il sistema scolastico secondario italiano è normalmente classificato a un livello “intermedio” di stratificazione (Muller et al. 1977, Mengoli-Russo 1999). Tuttavia è stato spesso sottolineato come nei fatti esso operi in modo molto più selettivo, inducendo una più rigida canalizzazione dei destini scolastici e, successivamente, di quelli lavorativi. La liberalizzazione degli accessi universitari (introdotta nell'ordinamento italiano nel 1969), resterebbe dunque attuata solo in parte in assenza di incisivi interventi di riforma dei cicli scolastici, tali da rendere effettivamente aperto (*comprehensive*) il sistema di istruzione secondario italiano.<sup>4</sup>

Gasparoni (1996) ha coordinato per conto dell'Istituto Cattaneo (Bologna) un'indagine su un campione di 6547 maturandi in uscita dai licei e dagli istituti tecnici, commerciali e industriali, nell'anno scolastico 1992-93. La copertura degli argomenti include una varietà di informazioni di natura anagrafica (tra le quali anche eventuali cambi di residenza), socio-economica (oltreché scolarità e tipo di occupazione dei genitori, la disponibilità di computer e strumenti didattici in famiglia) e scolastica (dal voto di licenza media a quello di maturità, dal numero di bocciature e esami di riparazione all'intenzione di intraprendere gli studi universitari). Da un punto di vista descrittivo, l'indagine segnala una decisa tendenza all'autoselezione da parte degli studenti tra i diversi indirizzi di scuola superiore sulla base dei risultati precedentemente conseguiti (vedi tavola 5): gli studenti con giudizi di licenza media migliori si orientano prevalentemente verso i licei, quelli con giudizi inferiori verso gli istituti tecnici.<sup>5</sup> Oltre che per il merito conseguito a livello di scuola media inferiore, gli studenti del campione sembrano autoselezionarsi nelle diverse tipologie di istituto secondo la professione e il titolo di studio dei genitori: padri operai e madri casalinghe, in possesso prevalentemente di licenza di scuola media inferiore, rappresentano la tipologia dominante degli iscritti negli istituti tecnici; padri impiegati o libero professionisti, con madri insegnanti, in possesso di diploma di scuola media inferiore o laurea rappresentano invece la modalità prevalente negli iscritti nei licei.

Come ulteriore indicazione di persistenza delle carriere scolastiche, il giudizio scolastico all'uscita dalla scuola dell'obbligo in Italia risulta crescente con il livello di scolarità dei genitori, con una relazione strettamente monotona secondo i dati dell'indagine. Se la scuola dell'obbligo riuscisse a compensare

<sup>4</sup> È interessante notare che verso questa direzione muoveva il riordino previsto dalla legge quadro n.30 del 10/2/2000, le cui disposizioni operative sono state tuttavia sospese per provvedimento ministeriale nel giugno 2001.

<sup>5</sup> Bisogna peraltro rammentare che il campione, in quanto composto di studenti giunti all'ultimo anno delle superiori, risente della selezione dovuta all'abbandono scolastico, che è noto concentrarsi nei primi anni e in misura più accentuata negli istituti tecnici.

perfettamente i divari culturali preesistenti a livello familiare (permettendo così il conseguimento di una teorica “indipendenza dalle origini familiari”), la distribuzione dei risultati conseguiti a livello di scuola media inferiore risulterebbe invariante con il titolo di studio dei genitori, come sarebbe teoricamente richiesto dalla condizione di uguaglianza nelle opportunità di accesso alla scuola superiore. Il meccanismo con cui si produce la stratificazione sociale in Italia intreccia quindi almeno quattro elementi: il grado di istruzione dei genitori, la loro collocazione sociale, la tipologia di scuola secondaria e le capacità individuali dello studente.

Tavola 5 – Distribuzione degli intervistati per tipologia d’istituto e voto finale conseguito al termine della scuola media inferiore – Italia 1992 – valori percentuali

Giudizio conseguito al termine della scuola media:	istituti tecnici industriali	istituti tecnici commerciali	licei scientifici	licei classici	totale
Sufficiente	33.87	25.06	4.31	4.49	15.84
Buono	36.34	38.03	18.28	15.00	26.18
Distinto	18.91	24.38	29.79	28.12	25.68
Ottimo	10.87	12.53	47.63	52.39	32.30
Totale	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Fonte: tavola 2 in Checchi-Zollino 2001

I primi due aspetti (classe sociale ed istruzione dei genitori) sono anche approfonditi da Shavit e Westerbeek (1997), i quali sostengono che le riforme scolastiche introdotte negli anni ’60 avrebbero avuto scarso effetto nel migliorare l’uguaglianza delle opportunità d’accesso ai livelli scolastici superiori. L’innalzamento della scolarità media che comunque si registra nelle coorti più giovani sarebbe imputabile alla saturazione dei livelli scolastici inferiori, con conseguente perdita della capacità di segnalazione nei confronti del mercato del lavoro. A riprova di queste affermazioni vengono analizzati dei modelli bivariati del conseguimento delle diverse credenziali scolastiche per diverse generazioni, mettendo in luce che il peso e la significatività statistica dell’istruzione parentali non si abbassano nelle generazioni più giovani.<sup>6</sup>

La maggior incidenza del background familiare sulla mobilità intergenerazionale, sia in termini di acquisizione di istruzione che di opportunità occupazionale, emerge dai confronti internazionali.<sup>7</sup> Checchi-Ichino-Rustichini (1996) hanno confrontato la mobilità occupazionale che emerge dall’*Indagine nazionale sulla mobilità sociale*, condotta nel 1985 da un consorzio di università italiane<sup>8</sup> con quanto emerge dall’indagine PSID (*Panel Survey of Income Dynamics*) per gli Stati Uniti.<sup>9</sup> I diversi sistemi scolastici vengono resi comparabili considerando due passaggi cruciali nella carriera scolastica: assenza/completamento dell’obbligo scolastico (in riferimento alla propria coorte di appartenenza) e assenza/conseguimento della laurea. Da questa analisi emerge che il titolo di studio dei genitori condiziona maggiormente in Italia la probabilità di acquisire istruzione di quanto non accada negli Stati Uniti; inoltre la classe di reddito familiare esercita un effetto positivo solo nel primo paese, a riprova del fatto che non sono solo i vincoli culturali a limitare la carriera scolastica dei figli (in particolare per quanto riguarda l’accesso universitario).<sup>10</sup>

<sup>6</sup> Strategia di ricerca analoga era già stata proposta in Shavit-Blossfeld 1993, dove il capitolo sul caso italiano era stato curato da A.Cobalti e A.Schizzerotto.

<sup>7</sup> Sulle modalità di misurazione della mobilità si veda Checchi 1996.

<sup>8</sup> Vedi Cobalti e Schizzerotto 1994.

<sup>9</sup> Checchi (1997b) estende questa analisi ad un campione tedesco estratto da GSOEP (*German Socio-Economic Panel*), mostrando come la Germania sia il paese caratterizzato dalla maggior mobilità intergenerazionale nei redditi occupazionali grazie alla miglior capacità di conseguire l’uguaglianza nelle opportunità di accesso (misurata con l’indipendenza dei livelli scolastici conseguiti dai figli dalla classe di reddito dei genitori).

<sup>10</sup> Analogamente, Pisati 1995 (che confronta il medesimo campione italiano con un diverso campione statunitense, la *General Social Survey* 1983-87) sottolinea che l’effetto “risorse della classe di appartenenza” è più elevato in Italia che non negli Stati Uniti.

Le differenze tra i due sistemi scolastici sono approfondite in Ichino-Rustichini-Checchi (1997) e Checchi-Ichino-Rustichini (1999), dove ci si interroga sul perché un sistema scolastico centralizzato a netta prevalenza pubblica, finanziato attraverso tassazione, che fornisce una qualità di istruzione sostanzialmente equivalente a tutti i cittadini (quale quello italiano) produca una minor mobilità intergenerazionale del sistema statunitense, caratterizzato come un sistema decentrato con una significativa componente privata, con finanziamento attraverso tassazione locale, e quindi con maggior variabilità territoriale nella qualità dell'istruzione offerta. Data questa caratterizzazione, una famiglia italiana con basso reddito (che può riflettere una minor acquisizione di capitale umano) dovrebbe ricevere per i propri figli lo stesso livello di formazione che riceve una famiglia con reddito più elevato. In questo contesto sembrerebbe intuitivo attendersi che in Italia la maggior facilità di accesso all'istruzione dovrebbe riflettersi in una maggior probabilità di ascesa sociale per le famiglie che partono da bassi redditi. Poiché questo non trova riscontro nei dati (qui analizzati in termini di probabilità di conseguire una laurea), viene avanzata l'ipotesi che un sistema scolastico pubblico e omogeneo possa deprimere l'effetto di incentivo individuale ad acquisire maggior istruzione e reddito futuro (per sé e per i propri dipendenti), nonché riduca la capacità di segnalazione dell'istruzione nei confronti del mercato del lavoro.<sup>11</sup>

La particolare natura del sistema scolastico secondario italiano, la sua relativamente precoce bipartizione tra indirizzo professionalizzante (istituti tecnici) ed indirizzo generalista ad orientamento universitario (liceo) vengono indicati come concausa della persistenza intergenerazionale da Flabbi (2001) e Checchi-Zollino (2001). Il primo lavoro utilizza il campione dell'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane della Banca d'Italia relativo al 1998 per analizzare, con la tecnica multinomiale, le scelte di istruzione secondaria nella generazione dei figli. Attraverso una ricostruzione basata sui coefficienti stimati, si mostra che l'effetto di una maggior istruzione dei genitori è sempre positivo sulla probabilità di scelta di una scuola generalista (liceo) e sempre negativo sulla probabilità di non scegliere<sup>12</sup> una scuola secondaria. Questo risultato viene interpretato come evidenza che la stratificazione del sistema scolastico secondario potenzia, invece che indebolire) gli effetti del background familiare sulle carriere scolastiche successive dei figli. Il secondo lavoro rianalizza i dati dell'indagine dell'Istituto Cattaneo precedentemente menzionata, studiando l'importanza degli effetti di vicinato (*peer effect*) come canale alternativo di segregazione scolastica. La loro indagine riscontra la presenza di un effetto positivo sulla carriera scolastica del singolo esercitato dalla media della carriera dei propri compagni di classe; tuttavia tale effetto non è elevato ed è invariante alla classe sociale di provenienza (suggerendo quindi che la stratificazione scolastica non trova sostegno da ragioni di efficienza).

Per quanto riguarda più strettamente le scelte di accesso all'istruzione universitaria, Checchi (2000) ha utilizzato il campione tratto dall'Indagine della Banca d'Italia relativa al 1995 per analizzare le caratteristiche delle famiglie nelle quali eventuali figli in età compresa tra i 19 e i 26 anni risultassero codificati come studenti e in possesso di diploma di scuola media superiore (e quindi plausibilmente iscritti all'università). Da essa emerge che il contributo alla probabilità di iscrizione all'università fornito dal tipo di scuola secondaria di provenienza è di gran lunga la determinante principale: provenire da un liceo è associato ad una probabilità compresa tra 0.47 e 0.51 di proseguire all'università, mentre è nullo il contributo del provenire da istituto tecnico o scuola professionale. Si conferma in questo modo quanto rilevato in precedenza rispetto alla precoce segmentazione sociale indotta dalla natura del

---

<sup>11</sup> Tuttavia queste analisi soffrono del limite dell'analisi statica, in quanto confrontano "fotografie istantanee" di società diverse. Qualora infatti la numerosità dei campioni lo permetta, si possono produrre indicatori di mobilità per coorti di nascita. Checchi e Dardanoni (2002) utilizzano tre indagini sui bilanci delle famiglie italiane condotte dalla Banca d'Italia (relative a 1993-1995-1998) mostrando come la mobilità intergenerazionale assoluta nei livelli scolastici sia diminuita nelle generazioni più recenti (per l'esaurimento della spinta alla scolarizzazione di massa), mentre sia aumentata la mobilità relativa. A quest'ultimo risultato avrebbe anche contribuito i diversi comportamenti matrimoniali, con la riduzione nel grado di correlazione tra i livelli di istruzione all'interno delle coppie.

<sup>12</sup> Ovvero "non concludere", poiché tale caso è indistinguibile nel campione Banca d'Italia, in quanto tale indagine considera solo i titoli scolastici conseguiti.

sistema scolastico italiano. Se si introducono variabili relative al background familiare (reddito familiare, istruzione di ciascun genitore), si riscontra che il reddito familiare esercita un effetto positivo solo in assenza di misure relative al capitale umano presente nella famiglia di origine. Viceversa, quando si introducano misure di istruzione parentale, si trova che provenire da una famiglia in cui i genitori siano andati al di là dell'istruzione dell'obbligo favorisce l'accesso universitario dei corrispondenti figli. Inoltre, come già emerso nel caso di altri paesi, avere una madre laureata esercita una forte pressione sui figli a ripetere lo stesso percorso.

Questi risultati mettono in discussione l'ipotesi che i vincoli di liquidità rappresentino una determinante significativa delle scelte di scolarità in Italia, in particolare ai livelli secondario e terziario.<sup>13</sup> Ne sarebbe riprova indiretta il fatto che il sistema dei prestiti d'onere in Italia (introdotti dalla legge 390/1991) abbiano avuto una limitatissima diffusione.<sup>14</sup> Vi è tuttavia un aspetto per il quale il reddito familiare potrebbe influenzare la carriera scolastica dei figli, ed è la scelta di utilizzo delle strutture scolastiche private. Nonostante il settore privato dell'istruzione sia sottodimensionato, specialmente in confronto con altri paesi,<sup>15</sup> la scelta di utilizzo di tale strutture appare a tutt'oggi poco indagata. Checchi e Bertola (2002) analizzano le conseguenze di provenienza da una scuola secondaria privata sulla successiva carriera universitaria in una istituzione pubblica. Riscontrando un impatto negativo con diverse tecniche statistiche, ne inferiscono che le scuole private in Italia svolgerebbero un ruolo di scuola di recupero per i figli delle famiglie ricche che siano poco motivati e/o poco dotati. Alternativamente, la frequenza scolastica di un liceo classico pubblico appare ancora il miglior strumento di progressione sociale attraverso la carriera universitaria.

Checchi e Jappelli (2002) analizzano invece la scelta di utilizzo della scuola privata a livello primario e secondario sulla base della qualità della corrispondente scuola pubblica, misurata attraverso il giudizio soggettivamente espresso dagli intervistati e attraverso misure oggettive quali la numerosità delle classi, la presenza di doppi turni e/o lo stato di manutenzione precario degli edifici. Da questa analisi emerge come il reddito familiare (ma non l'istruzione dei genitori) condizioni tale scelta, in compresenza però di un effetto "bassa qualità della scuola pubblica". Tuttavia non risultano altrettanto significative le corrispondenti misure relative alla scuola privata, indicando che le famiglie italiane che dispongano di sufficienti risorse finanziarie tendono a sfuggire dalla scuola pubblica, anche in assenza di corrette informazioni sulla scuola privata.

### 1.3. Il rendimento dell'istruzione

L'analisi delle scelte scolastiche della popolazione non sarebbe esauriente se non si analizzassero anche gli incentivi alla acquisizione della stessa. A questo scopo numerosi studi hanno analizzato il rendimento di una maggior istruzione, sia in termini monetari (maggior retribuzione, più elevata probabilità d'impiego) che in termini non monetari (qualità del lavoro, prestigio connesso all'occupazione ricoperta).

Nel primo filone, è ormai diventata prassi comune tra gli economisti del lavoro misurare il rendimento privato dell'istruzione seguendo l'approccio cosiddetto minceriano (Mincer 1974): sotto alcune ipotesi semplificatrici (durata identica della vita lavorativa tra individui con diverso grado di istruzione, assenza

---

<sup>13</sup> A ulteriore sostegno di quanto affermato nel testo, Checchi 2000 analizza le determinanti della carriera universitaria di un campione di studenti iscritti all'Università degli Studi di Milano, e mette in luce come il reddito familiare sia non significativo nello spiegare sia la probabilità di abbandono (nella transizione tra primo e secondo anno di università) che nel determinare la successiva carriera (sia in termini di votazione media negli esami che di numero di esami sostenuti).

<sup>14</sup> Nell'anno accademico 1998-99 risultavano concessi in tutta Italia 167 prestiti riconducibili a questa modalità (tab.1 in Panella 2002).

<sup>15</sup> In Italia la quota di studenti frequentanti scuole primari o secondarie private raggiunge la quota del 6.3%, contro una media OECD del 13.5% (dati al 1999 – OECD 2001, table C.1.4). Per contro, le stesse quote per l'istruzione universitaria in senso proprio (*tertiary-type A and advanced research programmes*) sono rispettivamente 11.8% e 11.1% (OECD 2001, table C.3.3).

di costi diretti nell'acquisizione di istruzione) si può dimostrare che la differenza percentuale di reddito tra due persone con diverso grado di istruzione è proporzionale alla differenza nel numero di anni di istruzione. Intuitivamente, l'idea di fondo è che se si osservano contemporaneamente in una popolazione identica persone che compiono scelte scolastiche diverse, le diverse scelte devono assicurare lo stesso valore scontato a chi le compie. Azzerando il valore presente scontato della scelta di istruirsi si determina il tasso di rendimento interno della scelta di istruirsi, che si dimostra corrispondere al coefficiente di proporzionalità relativo agli anni di istruzione.<sup>16</sup> In termini più formali, dall'azzeramento del valore presente scontato otteniamo

$$\frac{I^s}{I^n} = e^{\beta s} \quad (1.1)$$

dove  $I^s$  è il reddito (permanente) di un individuo che ha studiato  $s$  anni, mentre  $I^n$  è il reddito (permanente) di un individuo che non abbia studiato. Infine  $\beta$  è il tasso di rendimento interno associato alla scelta di studiare  $s$  anni ottenendo in cambio un reddito da lavoro più elevato per la successiva vita lavorativa. Prendendo i logaritmi dell'equazione (1.1) si ottiene

$$\log(I^s) = \log(I^n) + \beta \cdot s \quad (1.2)$$

L'equazione (1.2) ci suggerisce una strategia empirica per misurare il rendimento associato all'istruzione in una popolazione in cui si osservino entrambe le scelte (istruirsi e non istruirsi) e in cui si possa plausibilmente ritenere che gli individui non differiscano tra loro per caratteristiche associate alla scelta di acquisire istruzione. Se ipotizziamo alcune determinanti della capacità di guadagno di una generica persona  $i$  (per esempio l'età, il genere, l'area territoriale di appartenenza), e che indichiamo genericamente con il vettore  $\mathbf{Z}_i$ , allora otteniamo un modello previsivo della capacità di guadagno individuale per gli individui appartenenti a quella popolazione, dato da

$$\log(I_i^s) = \boldsymbol{\alpha}'\mathbf{Z}_i + \beta \cdot s_i + u_i \quad (1.3)$$

dove  $\boldsymbol{\alpha}$  è il vettore dei coefficienti associati alle altre determinanti (gli elementi di  $\mathbf{Z}_i$ ),  $s_i$  è il numero di anni di scuola e  $u_i$  rappresenta la parte non prevedibile dei redditi individuali (che incorpora anche gli effetti delle caratteristiche non osservabili e può essere pensata come l'esito della buona o cattiva sorte che accompagna l'individuo). La relazione (1.3) può essere stimata in un campione rappresentativo della popolazione con il metodo dei minimi quadrati ordinari. La stima del coefficiente  $\hat{\beta}_{OLS}$  rappresenta l'effetto medio sulle retribuzioni del campione di un anno addizionale di istruzione, e tuttavia non può essere interpretato come effetto causale diretto in assenza di esperimenti.<sup>17</sup> La tavola 6 riporta le stime di tale coefficiente ottenute per l'Italia da diversi autori. Si noti innanzitutto che la stragrande maggioranza degli studi fa uso della stessa fonte di dati, ovvero l'Indagine sui Bilanci delle Famiglie Italiane condotta ogni due/tre anni dalla Banca d'Italia. Se questo rappresenta un indubbio merito per tale istituzione, non occorre dimenticare che questo riduce la dispersione nei risultati ottenuti.

Dall'analisi della tavola emerge che nella media della popolazione italiana il rendimento associato ad un anno di istruzione si aggira intorno al 4-5%: questo implica che un laureato percepisce una retribuzione superiore del 60% rispetto ad una persona che abbia conseguito la sola licenza media. Tale misura mostra un trend crescente nel corso degli anni '80 e si mantiene pressoché costante nelle survey

<sup>16</sup> Per una derivazione formale si veda Brucchi 2001, cap.2, box 2.2.

<sup>17</sup> Si veda al riguardo il capitolo 20 di Andrea Ichino in Brucchi 2001.

condotte negli anni '90 (Brunello-Comi-Lucifora 2001, table 6). Tale variazioni sembra principalmente imputabile alla crescita delle retribuzioni nel settore pubblico, dove tende a concentrarsi una quota significativa dei laureati italiani (si pensi agli insegnanti). Se si confronta tale valore con analoghi studi condotti su altri paesi europei, si nota che in Italia il rendimento associato ad un anno di istruzione è più basso di circa un punto percentuale, quanto meno per la componente maschile (Brunello-Comi-Lucifora 2001, table 4)

L'altro aspetto degno di nota è che, ad esclusione di Flabbi 1997, la maggioranza degli studi registra un maggior rendimento associato alla componente femminile della forza lavoro. Tuttavia questa ricorrenza deve essere qualificata nella misura in cui non si tenga conto del fatto che una quota significativa delle donne non entra nel mercato del lavoro. Se la scelta di partecipazione dipende da alcune caratteristiche (siano esse osservabili - quali l'età, il titolo di studio, la condizione familiare - che non osservabili - quali l'abilità o la creatività), il campione su cui misuriamo il rendimento sarà distorto (vedi di seguito la sezione **Errore. L'origine riferimento non è stata trovata.**). È tuttavia possibile correggere per l'autoselezione del campione qualora sia possibile identificare alcune variabili che influenzano la scelta di partecipazione al mercato del lavoro e non la misura del rendimento. L'utilizzo della procedura proposta da Heckman (1979) non modifica il risultato di un maggior rendimento dell'istruzione goduto dalle donne occupate. Questo può essere in parte imputabile alla segregazione occupazionale: se la maggior parte delle donne ricoprono occupazioni a bassa qualificazione e se il titolo di studio aiuta nella progressione di carriera, allora le poche donne che riescono ad emergere otterranno un differenziale di reddito rispetto alla media più elevato.

Due ulteriori aspetti vanno considerati nella misurazione del rendimento dell'istruzione. Il primo è quello relativo al fatto che l'Indagine della Banca d'Italia rileva i redditi netti: in presenza di tassazione progressiva questo conduce ad una sottostima del rendimento effettivo dell'istruzione.<sup>18</sup> Il secondo è quello relativo ai controlli introdotti nelle regressioni. Tutti gli autori controllano tipicamente per il genere e l'età e/o per l'esperienza lavorativa (sia in livelli che al quadrato, per tener conto del profilo a gobba dei redditi nell'arco della vita lavorativa). Tuttavia il livello retributivo risente anche di altre caratteristiche relative alla occupazione ricoperta, al settore di impiego e alle dimensioni del mercato del lavoro locale. Quanti più controlli vengono introdotti, tanto più si abbassa la misura del rendimento dell'istruzione perché esso viene misurato a parità di dei controlli considerati.<sup>19</sup> Ora non vi è una procedura uniformemente accettata come valida. da un lato si può sostenere che l'accesso a qualifiche più elevate costituisca uno dei guadagni associati alla maggior istruzione, ed in quanto tale non dovrebbe essere controllato (cioè la misura del rendimento dovrebbe incorporare anche gli effetti associati alla qualifica ricoperta); dall'altra, se siamo interessati ad una misura "pura" degli effetti dell'istruzione (misura che può essere interpretata come produttività differenziale dovuta al maggior capitale umano), allora possiamo considerare qualifica occupazionale e settore come accidenti casuali, per i quali occorre quindi controllare.

Tavola 6 - Rendimenti medio di un anno d'istruzione in Italia – stime OLS

Autori:	Banca dati utilizzate	anno di survey dati utilizzati	eventuali sottocampioni	rendimento
Cannari-Pellegrini-Sestito 1989	Indagine BdI	1987		<b>0.046</b>
Lucifora-Reilly 1990	Indagine ENI-IRI	1985	donne uomini	<b>0.040</b> <b>0.036</b>
Sestito 1991	Indagine BdI	1987		<b>0.037</b>
Blau-Kahn 1992	Indagine BdI	1987	donne uomini	<b>0.052</b> <b>0.040</b>
Flabbi 1997 (controlla per settore e qualifica)	Indagine BdI	1991	donne uomini	<b>0.021</b> <b>0.018</b>

<sup>18</sup> Si confrontino al riguardo la stima di Brunello-Comi-Lucifora 2001 (che ricostruisce i redditi lordi sulla base della legislazione fiscale) e quella degli altri studi.

<sup>19</sup> Si confrontino le stime di Flabbi 1997 (che controlla, oltre che per istruzione ed esperienza potenziale, anche per qualifica, settore, stato civile e dimensioni del comune di residenza) con quelle di O'Donoghue 1999 (che controlla solo per età e istruzione degli intervistati).

O'Donoghue 1999	Indagine BdI	1993	donne uomini	<b>0.092</b> <b>0.090</b>
Biagioli 2000	Europanel ECHP	1993		<b>0.042</b>
Brunello-Comi-Lucifora 2001	Indagine BdI	1984-1989-1995	donne uomini	<b>0.077</b> <b>0.062</b>

Fonte: Tavola 2.6 in Checchi 1999 (a cura di L.Flabbi) e aggiornamenti

Note: I coefficienti riportati provengono da regressioni attuate con minimi quadrati ordinari e che contengono tra i regressori almeno istruzione ed esperienza, anche se quasi sempre sono inseriti ulteriori controlli. Con *Indagine BdI* si indica l'*Indagine sui bilanci delle famiglie italiane* e con *Indagine ENI-IRI* l'*Indagine sulle retribuzioni di fatto*.

Le analisi più recenti sul rendimento dell'istruzione hanno inoltre tenuto conto di due problemi sottolineati con forza sempre maggiore in letteratura<sup>20</sup>: gli errori di misurazione nelle variabili<sup>21</sup> e la potenziale endogenità della scelta di istruzione. Entrambi i problemi inducono una stima distorta verso il basso del rendimento dell'istruzione, nel primo caso per via del fatto che il fenomeno "istruzione" viene misurato con minor precisione, mentre nel secondo caso poiché si ritiene che l'abilità (non osservabile) sia correlata positivamente con gli anni di istruzione e con la componente non spiegata delle retribuzioni. Vi è infine un ulteriore problema legato alla possibile variabilità del rendimento nella popolazione: in questo caso la stima OLS che si ottiene è distorta nella misura in cui le caratteristiche individuali che determinano un diverso rendimento tra gli individui variano in modo non casuale nella popolazione.<sup>22</sup>

La strategia di ricerca per far fronte a questi problemi è stata quella di fare ricorso a stime basate su variabili strumentali (vedi tavola 7), spostando così il dibattito sulla adeguatezza degli strumenti individuati. Un buon strumento deve infatti essere correlato con la variabile potenzialmente endogena (in questo caso l'istruzione) ma deve altrettanto essere incorrelato con la variabile dipendente (in questo caso il reddito individuale). Da quando nel 1993 l'Indagine della Banca d'Italia ha introdotto alcune domande sul background familiare degli intervistati, alcuni studi hanno fatto uso dell'informazione relativa all'istruzione dei genitori come strumento, ottenendo delle misure del rendimento dell'istruzione più elevate di quelle ottenibili col metodo dei minimi quadrati ordinari. Tuttavia anche questo strumento può rivelarsi inadatto qualora si consideri la possibilità di effetti di rete sociale (non trascurabili nel caso italiano – si veda il paragrafo successivo): in questo caso genitori più istruiti non solo spingerebbero i propri figli ad acquisire istruzione, ma li aiuterebbero anche nella ricerca di una occupazione più prestigiosa e meglio retribuita. L'impossibilità di avere misure alternative connesse all'abilità individuale<sup>23</sup> ha suggerito ad alcuni autori di utilizzare l'approccio dei "quasi-esperimenti naturali", dove cioè una variazione esogena (quale una riforma scolastica) produce una divisione della popolazione che può essere paragonata ad una condizione sperimentale, in cui si distinguono i casi "trattati" dai casi di "controllo". Due individui, identici per tutte le caratteristiche osservabili (quali genere, background familiare, regione di nascita e di residenza) tranne che per l'anno di nascita, possono differire per il tipo di sistema scolastico se nel frattempo è intervenuta una riforma radicale dello stesso. Così un individuo nato nel 1950 al termine della scuola elementare ha fronteggiato la scelta

<sup>20</sup> Vedi Card 1999. Una rassegna della stessa tematica anche in Flabbi 1998 o in Colussi 1997.

<sup>21</sup> Si pensi infatti che le indagini campionarie interrogano gli intervistati sul titolo di studio posseduto (che si presuppone ricordato senza margini di errore, salvo effetti di "vergogna" nell'ammettere il mancato possesso di un titolo di studio), e in questo modo si perde l'informazione relativa ai corsi di studio non completati. Di conseguenza, una misura degli anni di studio ricostruita a partire dal più elevato titolo di studio conseguito rappresenta una stima (distorta verso il basso) del reale processo formativo ricevuto dalla persona in oggetto.

<sup>22</sup> Brunello-Checchi-Comi 2002 analizzano l'effetto della qualità dell'istruzione ricevuta nella regione di nascita (approssimata dal rapporto studenti/docente, dalla dimensione delle scuole e dalla quota di insegnanti precari) sul rendimento dell'istruzione, mostrando come una miglior qualità innalzi sia la domanda di istruzione che il rendimento della stessa nel mercato del lavoro.

<sup>23</sup> Nell'Indagine della Banca d'Italia relativa al 2000 è stata introdotta una domanda relativa al voto di maturità e/o di laurea, che potrebbe rappresentare una proxy della abilità dell'intervistato. Tuttavia, poiché viene rilevata solo per alcuni ordini di scuola (dei licenziati dalla scuola media non sappiamo nulla, dei diplomati che non proseguono all'università e/o che non completano l'università conosciamo il voto di maturità, mentre per i laureati conosciamo il voto di laurea) è dubbio se questo possa rappresentare una soluzione la problema indicato nel testo.

tra avviamento professionale e scuola media (o ginnasio), mentre un individuo nato nel 1952 non ha avuto questa necessità trovandosi di fronte alla scuola media unificata obbligatoria.

Tuttavia in questo caso occorre modificare l'interpretazione della stima del rendimento ottenuta in questo caso, perché essa non si riferisce più alla media della popolazione, bensì a quel sottogruppo di individui al margine che è stato beneficiato dalla riforma stessa. Il fatto di riscontrare coefficienti stimati più elevati suggerisce quindi che le riforme scolastiche avvenute negli anni '60 in Italia siano state efficaci nel favorire l'istruzione di persone caratterizzate da più elevati rendimenti della stessa.<sup>24</sup>

Tavola 7 - Rendimenti medio di un anno d'istruzione in Italia – stime con variabili strumentali

Autori:	anno di survey dati utilizzati	eventuali sottocampioni	rendimento OLS	rendimento IV	strumenti
Cannari-D'Alessio 1995	1993	maschi capifamiglia	<b>0.045</b>	<b>0.070</b>	istruzione dei genitori
Colussi 1997	1993	maschi capifamiglia	<b>0.062</b>	<b>0.076</b>	istruzione dei genitori
Flabbi 1998	1991	donne uomini	<b>0.022</b> <b>0.017</b>	<b>0.056</b> <b>0.062</b>	riforma scuola media unica (1962) vicinanza ad un ateneo
Brunello-Miniaci 1999	1993 e 1995	maschi capifamiglia	<b>0.048</b>	<b>0.057</b>	riforma accessi universitari (1969) istruzione dei genitori
Brunello 2001	1995	maschi capifamiglia	<b>0.048</b>	<b>0.088</b>	avversione al rischio degli intervistati riforma accessi universitari (1969)
Brunello-Comi-Lucifora 2001	1995	maschi capifamiglia	<b>0.048</b>	<b>0.061</b>	avversione al rischio degli intervistati riforma accessi universitari (1969) istruzione ed occupazione dei genitori

Note: Tutte le stime utilizzano dati tratti dalla Indagine sui bilanci delle famiglie italiane condotta dalla Banca d'Italia. I coefficienti riportati provengono da regressioni attuate con metodo delle variabili strumentali e contengono tra i regressori almeno genere, istruzione ed esperienza (lineare e al quadrato).

Altri strumenti che sono stati utilizzati nel caso italiano sono stati la vicinanza con l'università (che ovviamente abbassa i costi di frequenza per gli studenti provenienti da famiglie a più basso reddito – cfr. Flabbi 1998) oppure la propensione al rischio, per quanto misurabile dall'atteggiamento nei confronti delle scommesse (poiché l'investimento in istruzione è un investimento rischioso, individui più propensi al rischio dovrebbero acquisire più istruzione a parità di altre caratteristiche). Si segnala infine che i differenziali di rendimento per genere si invertono quando si faccia riferimento alle stime con variabili strumentali.<sup>25</sup>

Possiamo quindi riassumere questa sezione affermando che anche in Italia si trova conferma che gli individui con maggior istruzione conseguono retribuzioni più elevate, anche se in misura inferiore a quanto accada in altri paesi.<sup>26</sup> Da un lato questo potrebbe rappresentare una spiegazione dei minori tassi di partecipazione scolastica segnalati in precedenza, in quanto gli individui si troverebbero ad avere minori incentivi; il maggior rendimento associato alle stime con variabili strumentali suggerisce altresì che una parte della popolazione è ostacolata nell'acquisizione di istruzione da un background culturale più povero. D'altro lato occorre però ricordare che da un punto di vista teorico il rendimento dell'istruzione può essere pensato come prezzo di equilibrio tra domanda ed offerta di capitale umano. In questo caso il più basso grado di partecipazione scolastica rappresenta una restrizione dell'offerta, che dovrebbe spingere al rialzo i tassi di rendimento, a meno che la domanda di capitale umano non sia addirittura inferiore. In questo caso potremmo registrare fenomeni di *overeducation*, che sono infatti stati segnalati in riferimento al caso italiano.

<sup>24</sup> Se si considera che il rendimento dell'istruzione misurato tende a diminuire con l'aumentare dell'istruzione acquisita, questo significa che sono state favorite le persone che avrebbero acquisito meno istruzione (che erano infatti il destinatario principale delle riforme stesse).

<sup>25</sup> Flabbi 1998 spiega questa inversione di ordinamento nei rendimenti come possibile effetto dell'autoselezione dei campioni, per cui il sottogruppo degli uomini favorito dalla riforma proverrebbe da famiglie più povere che nel caso del sottogruppo delle donne (che subirebbero una discriminazione pre-mercato nella acquisizione di istruzione da parte delle famiglie di provenienza).

<sup>26</sup> Brunello 2002 utilizza i dati dello European Household Panel per analizzare la correlazione tra istruzione acquisita e probabilità di ricevere *on-the-job training*, trovando che il rendimento della formazione è più elevato per le persone con maggior istruzione e minor esperienza lavorativa.

Infatti, in presenza di mercati del lavoro segmentati (si pensi alla divisione tra settore pubblico e settore privato, ma anche tra grandi e piccole imprese, e sempre di più tra occupazione permanente ed occupazione temporanea) è possibile che anche in presenza di basso rendimento monetario dell'istruzione le famiglie domandino istruzione aggiuntiva nella speranza, più o meno fondata, di accedere a mercati del lavoro migliori. In questo caso i benefici dell'acquisizione di maggior istruzione devono essere valutati non tanto in termini retributivi, ma piuttosto in termini di maggior probabilità di impiego e/o di accesso ad occupazioni migliori.

Rossetti e Tanda (2001) partono da una analisi multidimensionale dei benefici dell'acquisizione del capitale umano, in quanto i lavori differiscono non solo per via del reddito ma anche per caratteristiche qualitative quali lo *status* sociale ad essi associato, le modalità di esecuzione delle prestazioni (ad esempio, la flessibilità dell'orario, le condizioni del luogo di lavoro, ecc.), il piacere (o dispiacere) di fare un particolare mestiere, tutti aspetti che potrebbero essere definiti come "rendimenti non monetari" dell'investimento in istruzione. Dopo aver presentato delle stime del rendimento monetario dell'istruzione in un campione tratto dall'Indagine della Banca d'Italia relativo al 1995 (che include i lavoratori autonomi ed esclude i lavoratori del settore pubblico), distinguendo per diversi livelli di titolo di studio conseguito e per tipologia di laurea conseguita,<sup>27</sup> le autrici passano a considerare la stima della probabilità di transizione fra stati lavorativi (dallo stato di occupato a quello di disoccupato e viceversa, dalla disoccupazione all'occupazione). Tale probabilità è soggettivamente espressa dagli intervistati che si trovino nell'uno o nell'altro degli stati di partenza.

La probabilità (soggettivamente percepita) di perdere il lavoro quando si è occupati non diminuisce in modo lineare con il crescere del titolo di studio posseduto: "Ciò fa pensare che, laddove si è già occupati, siano più rilevanti, nella percezione soggettiva, alcune specializzazioni dell'individuo, magari le più richieste dal mercato del lavoro, piuttosto che il possesso di un titolo di studio".<sup>28</sup> Viceversa, la probabilità (di nuovo soggettivamente percepita) di trovare lavoro se disoccupati cresce fortemente nel titolo di studio posseduto, ed in particolare se in possesso di una laurea scientifica.

Viene infine preso in considerazione l'effetto che l'istruzione acquisita produce sulla probabilità di accesso ai lavori migliori, per come questi possono essere approssimati dalla qualifica ricoperta.<sup>29</sup> da questa analisi emerge come in particolare il possesso della laurea dia una elevata probabilità di accesso alle qualificazioni elevate (quadro, dirigente, libero professionista). Poiché l'Indagine relativa al 1995 chiedeva agli intervistati di esprimere valutazioni sulla qualità dell'occupazione ricoperta (in termini di condizioni dell'ambiente fisico e sociale, pericolosità per la vita o per la salute, impegno richiesto, interesse nel lavoro, considerazione da parte degli altri e rischio di perdere il lavoro), si riscontra altresì che la maggior parte delle caratteristiche che definiscono la desiderabilità di un posto di lavoro (soddisfazione derivante dalle condizioni dell'ambiente fisico e sociale, l'impegno richiesto sul lavoro, l'interesse sul lavoro e la considerazione da parte degli altri) mostrano una relazione positiva con l'istruzione, in particolare per quanto riguarda i titoli di studio universitari.<sup>30</sup>

Dal lavoro di Barbagli (1974) in avanti il tema dell'eccesso di investimento in istruzione riaffiora periodicamente nel dibattito italiano. Facendo uso dei dati dell'Indagine Banca d'Italia relativi a tre surveys (1993, 1995 e 1998), Ghignoni (2001) misura il grado di sovraistruzione a partire dalla istruzione modale posseduta da coloro che ricoprono una specifica occupazione, tenendo conto che l'esperienza lavorativa possa compensare la mancanza di istruzione. Vengono così stimate delle

---

<sup>27</sup> Stime analoghe sono anche riportate in Flabbi 1998 e Brunello-Comi-Lucifora 2001.

<sup>28</sup> Rossetti-Tanda 2001, p.174

<sup>29</sup> Si veda una analisi analoga condotta da Frey e Ghignoni 2000.

<sup>30</sup> Poiché agli intervistati veniva richiesto di ordinare secondo una scala da 1 a 5 le diverse dimensioni dell'occupazione ricoperta, i risultati menzionati nel testo si riferiscono ad un modello *ordered probit* dove tra i regressori compaiono dummies relative ai titoli di studio.

“frontiere di competenza” nello spazio (esperienza, istruzione) che permettono di misurare l’istruzione in eccesso; i risultati delle stime indicano che “...il massimo grado di sostituibilità tra anni di studio e anni di esperienza si riscontra per gli ‘operai e assimilati’, mentre l’esistenza di ‘frontiere’ relativamente piatte per quanto riguarda gli ‘insegnanti’, i ‘quadri’, i ‘dirigenti’ ed i ‘liberi professionisti’ sembra mettere in luce l’importanza del titolo di studio per l’accesso a questo tipo di professioni/posizioni nella professione ed il fatto che gli anni di istruzione non possano, oltre un certo limite, essere sostituiti da anni di esperienza *on the job* per alcuni tipi di professioni ‘regolamentate’.”<sup>31</sup>

Poiché tali frontiere sembrano spostarsi verso l’esterno a parità di occupazione considerata nelle indagini più recenti, questa evidenza è interpretata dall’autrice come sostegno alla tesi di un innalzamento dei requisiti di competenza occorso nel nostro sistema produttivo nell’ultimo decennio. In questo caso la crescente scolarizzazione delle generazioni più recenti si rivelerebbe una risposta razionale delle famiglie alle mutate condizioni del mercato del lavoro. Tuttavia il grado di overeducation rimarrebbe elevato: nel 1998, a fronte di un requisito medio di istruzione richiesta pari a 7.1 anni di istruzione (cioè meno dell’obbligo scolastico vigente) si registra una istruzione media nella popolazione pari a 11.2 anni di scuola. Ma questo corrisponde ad un 70% della popolazione che possiede 6.3 anni di istruzione in eccesso su quanto richiesto dalla frontiera di competenze associata alla propria occupazione ed un restante 30% che è carente di circa 1.3 anni di istruzione rispetto alla medesima frontiera. Introducendo infine misure differenziate dell’istruzione posseduta (distinguendo tra ‘istruzione necessaria’ ed ‘istruzione in eccesso’) si nota che il rendimento monetario della prima eccede costantemente quello della seconda.

#### 1.4. La transizione scuola-lavoro e il mercato del lavoro dei laureati

Secondo diversi autori l’Italia è un paese caratterizzato da elevata disoccupazione intellettuale, e questa caratteristica può essere fatta risalire già al periodo dell’unificazione dello stato nazionale (Barbagli 1974). A riprova di questa tesi viene citata per esempio l’evidenza relativa alla elevata disoccupazione tra i laureati nella fascia 25-34 anni (14.7%) contro un terzo dello stesso valore per i paesi di area OECD. Tuttavia quando lo stesso tasso di disoccupazione viene misurato nella fascia di età successiva, la laurea si rivela di nuovo un fattore di vantaggio sulla probabilità di impiego.

Per questo motivo diventa cruciale l’analisi della transizione al mercato del lavoro di diplomati e laureati, in particolare per tentare di individuare se il rallentato ingresso nelle occupazioni di chi possiede più istruzione sia indicativo di una scarsa professionalizzazione fornita dal sistema scolastico (Istat 1995)<sup>32</sup>, o se piuttosto ci si trovi in presenza di un *mismatch* tra aspettative dei giovani in uscita dal sistema scolastico ed effettive condizioni del mercato del lavoro.<sup>33</sup>

Gli studi esistenti si concentrano tuttavia sulla fascia alta del mercato del lavoro, quello dei laureati, mentre appare trascurato quello dei diplomati. Istat (1999) rappresenta uno dei primi studi sistematici dei diplomati a tre anni dal diploma. In tale lavoro si mette in luce come il percorso scolastico dei giovani che hanno raggiunto il diploma di maturità sia mediamente accidentato: nel 1995 poco meno di un terzo degli studenti (31.7%) aveva conseguito il diploma dopo i 19 anni (implicando con ciò o una bocciatura o un cambio di tipo di scuola con conseguente perdita di un anno di scuola). L’ordinamento gerarchico dei percorsi accidentati rispecchia la struttura stratificata del nostro sistema formativo: i licei sono caratterizzati dal più basso tasso di revisione del percorso scolastico, seguiti da istituti magistrali,

---

<sup>31</sup> Ghignoni 2001, p.133.

<sup>32</sup> “La laurea quindi si conferma come uno strumento a tutela della disoccupazione, piuttosto che come un prerequisito per ricoprire ruoli remunerativi e di prestigio” (Istat 1995, p. 52).

<sup>33</sup> Uno studio sistematico sulle aspettative degli studenti universitari rivela che essi sovrastimano il potenziale di guadagno associato alla laurea, e questa sovrastima tende a crescere con l’abilità dello studente e/o con la probabilità d’impiego nel mercato del lavoro locale (Brunello-Lucifora-WinterEbner 2001).

istituti tecnici ed infine dagli istituti professionali. Quasi la metà degli intervistati (44.9%) a tre anni dal diploma risulta occupato, un quarto è disoccupato ed un quarto studia all'università, e queste probabilità variano con il contenuto più o meno "professionalizzante" della scuola conclusa. In termini di tassi di occupazione i maschi superano le femmine di 8 punti percentuali, fatto questo che suggerisce che i primi abbiano minori problemi di ricerca dell'impiego, e non ritengano quindi necessario acquisire ulteriore formazione per migliorare le proprie prospettive di impiego. Sempre lo stesso studio rileva infine una elevata diffusione sul territorio nazionale degli studenti part-time che svolgono qualche occupazione.

Più diffusi sono invece gli studi sugli sbocchi lavorativi dei laureati, di cui alcuni condotti su campioni rappresentativi dell'intera popolazione studentesca nazionale (a partire dalle quattro indagini condotte dall'Istat a tale scopo negli ultimi 20 anni) e altri condotti su campioni a base locale (tipicamente studi promossi da singoli atenei su campioni di propri studenti).

Tra gli studi basati su campioni nazionali, Tronti e Mariani 1994 utilizzano i dati delle indagini Istat condotte nel 1989 e nel 1991 sui laureati a tre e cinque anni dalla laurea, analizzando sia l'efficienza dei diversi percorsi di laurea (misurata dal numero dei laureati in rapporto agli iscritti iniziali) sia la relativa efficacia (misurata dal tasso di occupazione a tre anni dalla laurea). La loro analisi individua alcuni percorsi di studio di esito incerto (architettura, lettere, filosofia, sociologia) ma rilevanti sul piano formativo, mentre altri indirizzi, tipicamente ritenuti di elevata efficacia sul piano occupazionale (medicina, giurisprudenza) si rivelano poco utili sul piano dell'efficienza. Essi registrano anche che circa un quinto dei laureati ottiene una occupazione di qualità migliore di quella dei propri genitori, suggerendo così che l'università sia uno strumento di mobilità sociale.<sup>34</sup> Da notare infine che un quarto dei laureati a tre anni dalla laurea registra ancora una condizione di disoccupazione e/o sottooccupazione.

Verzicco 2000 rianalizza i dati dell'indagine Istat 1996 per cercare di analizzare il contributo del capitale umano (riconducibile alla formazione universitaria) e del capitale relazionale (riconducibile alle caratteristiche del background familiare) sulla capacità di acquisire occupazione. Tale studio parte dall'osservazione che l'Italia si caratterizza dal minor divario tra i tassi di disoccupazione dei diplomati dalla scuola superiore ed i laureati: al 1995 tale divario era pari a 13 punti percentuali, contro i 67 degli USA e i 72 punti della Gran Bretagna. Questo suggerisce che i rendimenti occupazionale dell'istruzione terziaria pervengano nel medio lungo periodo. Una delle cause di questa "lentezza" viene individuata nei canali di reperimento dell'occupazione, in quanto un laureato su due dichiara di aver conseguito un lavoro attraverso canali relazionali,<sup>35</sup> contro 2 su 45 che hanno fatto ricorso a canali "di mercato" (inserzioni su giornali, invio di curricula). Le caratteristiche del background familiare, misurato dalla classe sociale di provenienza, si rivelano cruciali nel determinare la probabilità di ascesa sociale.

L'ultima indagine condotta dall'Istat sui laureati nel 1998 (Istat 2000) conferma i bassi tassi di occupazione a tre anni dalla laurea: esso è pari al 71.6%, cui corrisponde un tasso di disoccupazione superiore al 30% (visto che una quota minima esce dal mercato del lavoro). Tuttavia i tassi di disoccupazione sono diversamente distribuiti sul territorio nazionale: all'82.6% delle regioni settentrionali fa riscontro il 56.1% di quelle meridionali. Il tasso di disoccupazione sembra associato positivamente al voto di laurea, confermando l'idea che gli studenti "migliori" si rivelino anche più selettivi nei confronti delle opportunità di impiego. La percezione degli intervistati indica l'esistenza di una diffusa *over-education* rispetto alle occupazioni ricoperte (pari al 32% degli intervistati, con quote superiori per i laureati nelle discipline umanistiche).

---

<sup>34</sup> Tuttavia la percentuale del 20% di *upward mobile people* non sembra dissimile da qualsiasi tavola di mobilità intergenerazionale, suggerendo così che l'università non sia precisamente uno strumento di mobilità addizionale (cfr. Checchi-Dardanoni 2002).

<sup>35</sup> Si veda anche Pistaferri 1999.

Un recente rivisitazione dell'indagine Istat sui laureati 1998 (Istat 2000) condotta da Boero et al. (2002) mette a confronto l'ingresso nel mercato del lavoro dei laureati inglesi con quelli italiani. Essi mostrano che per entrambe le popolazioni studentesche la carriera accademica è largamente influenzata dal percorso scolastico preuniversitario, ed in particolare, nel caso italiano, dal tipo di scuola secondaria frequentata. Tuttavia i sistemi universitari dei due paesi differiscono sostanzialmente in termini di durata temporale: mentre i laureati britannici si presentano sul mercato del lavoro all'età di 21-22 anni, normalmente abitando separatamente dalla famiglia di provenienza, con bassi tassi di drop-out durante la carriera universitaria, i laureati italiani sono l'esito di un lungo e travagliato processo di selezione, che termina vero i 25-26 anni, e che vede gli stessi risiedere in stragrande maggioranza con i genitori. Questo produce un diverso incentivo sulle due tipologie di studenti in termini di aspettative di guadagno, di disponibilità all'ingresso immediato e di selettività sulle offerte ricevute. L'altro risultato degno di citazione è che le retribuzioni dichiarate sono molto sensibili alla performance accademica in Gran Bretagna, mentre risultano invece non correlate nel caso del nostro paese (dove solo le votazioni 'con lode' sono associate ad un premio retributivo). Infine, i due paesi si differenziano in termini di impatto dell'università frequentata: mentre in Italia i differenziali per tipo di ateneo sono quasi trascurabili (e questo non stupisce se si pensa al valore legale del titolo di studio), nel caso inglese viceversa i diversi atenei sono associati a differenti premi retributivi.

Quando invece passiamo a considerare studi su campioni di popolazione relativi a specifiche situazioni territoriali, in anni recenti incontriamo diversi lavori. Una prima fonte di dati al riguardo è rappresentata dal Consorzio Almalaurea, cui aderiscono attualmente 25 atenei italiani. Nonostante la particolare natura del campione (che raccoglie l'universo dei laureati esclusivamente per gli atenei aderenti al consorzio<sup>36</sup>) tale indagine permette di analizzare i laureati ad uno, due e tre anni dalla laurea (pur non trattandosi di un campione longitudinale), fornendo così informazione sui flussi d'ingresso nella condizione occupazionale. Tenuto conto della numerosità del campione (circa 29.000 laureati), i tassi di ritorno sono elevati, anche se ovviamente diminuiscono con l'allungarsi dell'intervallo dalla laurea: nell'ultima indagine (2000) i tassi di rientro sono 86% per i laureati da un anno, 83% per i laureati da due anni e 79% per i laureati da tre anni. Dal confronto tra le diverse "annate" di laureati emerge che il tasso di occupazione sale dal 52.5% al 73%, in parte a causa del completamento delle attività di praticantato e specializzazione connesse ad alcuni tipi di laurea (medicina, giurisprudenza). Nel contempo si allargano i divari occupazionali sia di genere che territoriali. Tra i risultati più significativi vi sono la netta distinzione tra i percorsi universitari di eccellenza (indicati come *laureati full-time*: laureati in corso, votazione media elevata, robusto background familiare alle spalle, elevata frequenza alle lezioni) e percorsi secondari (indicati come *laureati part-time*: votazione più bassa, elevata durata del corso di studi a causa delle iscrizioni in ripetenza o fuori corso, presenza di lavori saltuari o persino regolari).

Il problema dell'intervallo temporale ottimale per analizzare la performance lavorativa è ampiamente discusso da Staffolani e Sterlacchini (2001), i quali hanno studiato la popolazione dei laureati nelle università marchigiane nel 1992 a cinque anni di distanza dalla laurea. Anch'essi concordano sul fatto che uno dei fattori di criticità dell'università italiana è rappresentato dalla lentezza del processo di produzione dei laureati. Di questo trovano conferma non solo nei dati oggettivi (26 anni di età media alla laurea) ma anche nei giudizi espressi dagli intervistati. Gli autori puntano il dito sulla autoreferenzialità del sistema universitario italiano, che propone corsi di laurea per logiche interne in modo scollegato dalle esigenze produttive del territorio di localizzazione. Nel momento in cui questo si incontra con una scarsa selettività delle famiglie (che sembrano privilegiare "l'università sotto casa" come principale criterio di scelta della facoltà frequentata dai propri figli), ne emerge un quadro poco lusinghiero, in cui tutto si focalizza sulla acquisizione del "pezzo di carta" indipendentemente dagli

---

<sup>36</sup> L'indagine relativa ai laureati 1997 e 1998 è condotta su 14 atenei (Bologna, Catania, Chieti, Ferrara, Firenze, Messina, Modena e Reggio Emilia, Molise, Parma, Trento, Trieste, Udine e Venezia Architettura), mentre quella relativa ai laureati 1999 si è estesa a 18 atenei (includendo Piemonte Orientale, Torino, Siena, Roma-Lumsa).

effettivi contenuti professionalizzanti della laurea stessa.<sup>37</sup> Vale anche la pena di ricordare che Staffolani e Sterlacchini mostrano come in questo campione le retribuzioni siano significativamente correlate con la classe sociale di provenienza, fatto questo che può essere razionalizzato in termini di reti sociali.<sup>38</sup>

Sempre all'interno del filone delle indagini locali si colloca il lavoro di Ghilardini e Pellinghelli (2000). Tale indagine è stata condotta sui diplomati ed i laureati residenti nella provincia di Parma nel periodo 1993-95, a 3 anni di distanza dal conseguimento del titolo di studio, e si caratterizza per la considerazione di un'area di quasi piena occupazione.<sup>39</sup> La tesi di fondo del libro è che il problema della disoccupazione intellettuale non si ponga nelle aree a piena occupazione, non tanto per l'evidente abbondanza di possibilità lavorative (che infatti potrebbero indurre ad un precoce abbandono scolastico) quanto piuttosto per il contemporaneo verificarsi di diversi fattori: a) la crisi demografica (che verrà discussa in modo più esteso nel prossimo paragrafo **Errore. L'origine riferimento non è stata trovata.**); b) l'aumentata scolarità; c) la crescente flessibilizzazione all'ingresso dell'occupazione. Questo insieme avrebbe prodotto "...l'affermazione di un istituto informale di regolazione sociale che ha, come funzione manifesta, quella di consentire la transizione dal sistema formativo al mercato del lavoro attraverso una lunga sequenza di esperienze formative e lavorative e, come funzione latente, quella di ripristinare margini di selezione e di riprodurre condizioni di disciplina e moderazione salariale – se non proprio di concorrenza fra lavoratori – che la scarsità delle risorse tenderebbe ad azzerare.”<sup>40</sup> In questa prospettiva, il titolo di studio ha l'effetto di avviare i giovani diplomati o laureati a percorsi di carriera più allungati, ma dal contenuto certo, in termini di garanzie occupazionali (il rapporto di lavoro a tempo indeterminato, la qualità del lavoro svolto. Dal punto di vista dei numeri, l'indagine raccoglie informazioni su 2289 laureati e 4188 diplomati, intervistati tra il 1997 ed il 1999, con tassi di copertura dell'universo di riferimento superiori al 70%. A differenza dei dati nazionali, si riscontra un tasso di occupazione superiore per entrambe le categorie (53.6% per i diplomati - cui sommare il 42.4% che prosegue alle superiori – e 91.9% per i laureati). I tassi di disoccupazione variano per le diverse tipologie dei titoli di studio, con i valori più bassi per i diplomi professionali e le lauree scientifiche, e valori più elevati per i licei (si pensi alla specializzazione pressoché inesistente con cui un diplomato liceale entra nel mercato del lavoro) e le lauree umanistiche. Specialmente nel caso dei laureati, le posizioni lavorative ricoperte riguardano occupazioni relative all'area specialistica, all'area tecnica o all'area amministrative, mentre minimi sono i casi di occupati in mansioni totalmente esecutive. Se la coerenza tra titolo di studio conseguito e posizione ricoperta dai laureati fa sì che più della metà (56.4%) di essi dichiarino “piena coerenza” tra gli studi intrapresi e lavoro svolto, una quota quasi equivalente dei diplomati (45.2%) dichiara di svolgere una professione che ha poco o nulla a che vedere con il titolo di studio di provenienza. Dal punto di vista delle tipologie aziendali in cui sono occupati, sembra instaurarsi un mercato del lavoro stratificato, in quanto le piccole aziende tendono ad assumere i diplomati in quota maggiore rispetto ai laureati, mentre la situazione opposta si manifesta nelle aziende di dimensione maggiore: sembrerebbe quindi crearsi una situazione di relativa sostituibilità tra le due figure, che è probabilmente associata alle diverse tecnologie di produzione adottate.

---

<sup>37</sup> Questa analisi coincide sorprendentemente con le considerazioni espresse da Breen-Iannelli-Shavir 1998, i quali sostengono che le famiglie italiane scelgono razionalmente il conseguimento di una laurea (nonostante il basso rendimento in termini di retribuzione e/o di occupabilità) per ragioni di prestigio che permettono nel contempo di posizionarsi meglio nella coda di attesa per l'ingresso nelle professioni socialmente più desiderabili.

<sup>38</sup> “I laureati figli di operai e lavoratori autonomi scelgono con maggior frequenza corsi del gruppo politico-sociale. Per quel che concerne l'inserimento professionale, questi laureati mostrano, a parità di altre condizioni, maggiori difficoltà nella ricerca del posto di lavoro impiegando circa tre mesi di più dei figli di imprenditori, dirigenti, liberi professionisti. Una volta occupati (e a parità di altre condizioni), i redditi percepiti risultano significativamente più bassi per i figli di operai, impiegati, insegnanti e quadri e questa differenza tende ad ampliarsi nel corso del tempo” (Staffolani- Sterlacchini 2001, p.214).

<sup>39</sup> Gli autori definiscono come aree a piena occupazione quelle che hanno sperimentato tassi di disoccupazione inferiori al 5% nel quadriennio precedente all'indagine. All'interno dei 784 sistemi locali in cui l'Istat ha suddiviso l'Italia, ben 112 di essi soddisfacevano questa condizione in riferimento al periodo 1993-96.

<sup>40</sup> Tanto da definire l'insieme di questo fenomeno come “carriera esterna” (Ghirardini-Pellinghelli 2000, p.18).

Il mercato del lavoro dei laureati in un contesto di pressoché piena occupazione è anche studiato da Borzaga-Iorio-Valline (2001), che analizzano l'universo dei laureati trentini<sup>41</sup> in quattro coorti di laurea (1982/83, 1986/87, 1990/91, 1994/95) intervistate nel 1998. Per la particolare natura del campione utilizzato, i risultati sembrano rilevanti all'analisi del mercato del lavoro locale dei laureati. Gli autori analizzano i differenziali di reddito per genere e tipologia di facoltà frequentata, discutendo della validità della teoria del capitale umano in questo contesto, che non sembra rendere conto dell'entità dei differenziali registrati.<sup>42</sup>

Complessivamente ci sembra che l'insieme degli studi sul mercato del lavoro dei laureati italiani sottolineino tre elementi comuni:

- a) lo scarso impatto della carriera accademica sulla carriera lavorativa successiva. L'unico elemento che trova riscontro è la velocità di percorrenza della carriera stessa. La laurea conseguita presso una università italiana non rappresenterebbe quindi un segnale degno di attenzione per le imprese, che sembrerebbero utilizzare piuttosto il tipo di laurea conseguita.
- b) il basso grado di soddisfazione dei laureati, che segnalano in forme diverse la mancata professionalizzazione associata al conseguimento del titolo universitario, e di cui abbiamo già fatto cenno in precedenza a proposito dell'entità del fenomeno di *over-education*.
- c) la scelta di accesso all'università ed il successivo conseguimento di una laurea sembrano l'esito (scontato) del background familiare (professione e titolo di studio dei genitori), espresso anche attraverso la scelta della scuola secondaria frequentata e delle votazioni ivi ottenute.

Il sistema universitario italiano, afflitto da una accelerata trasformazione in università di massa mantenendo le strutture di governo di una università d'élite, non rappresenterebbe quindi un fattore di mobilitazione sociale, ma asseconderebbe piuttosto la domanda delle famiglie intesa alla ricerca di fattori di vantaggio per l'ingresso attraverso code d'accesso a mercati del lavoro stratificati.

---

<sup>41</sup> Mentre Staffolani-Sterlacchini 2001 restringono la popolazione ai laureati delle università marchigiane residenti nelle province marchigiane o nelle aree confinanti, Borzaga-Iorio-Valline 2001 considerano una popolazione costituita dai laureati in diverse università italiane del Nord Italia (ovviamente inclusa la provincia di Trento) purché residenti nella provincia di Trento.

<sup>42</sup> Da richiamare il fatto che anche in questo studio non si registra un impatto significativo del voto di laurea sulla retribuzione percepita dai laureati. Analogo risultato anche in un campione di laureati dell'Università degli Studi di Milano: cfr. Checchi 2002.

## Bibliografia

- Boero, G., A.McKnight, R.Naylor, and J.Smith (2002). Graduates and Graduate Labour Markets in the UK and Italy. (in corso di pubblicazione in *Lavoro e Relazioni Industriali*)
- Borzaga, C., R.Iorio e B.Valline 2001, Accesso al lavoro e salari dei laureati in un contesto ad elevata occupazione: il caso della provincia di Trento, *Rivista di Politica Economica* 7-8/2001
- Breen, R., C.Iannelli and Y.Shavit 1998. Occupational returns to education in Italy: a consideration of rational action theory of university attendance, mimeo
- Brunello, G. 2002. On the complementarity between education and training in Europe. mimeo
- Brunello, G., C.Lucifora e R.Winter-Ebner 2001. Wage expectations of European college students. CesIfo working paper
- Checchi, D. 2002. Formazione e percorsi lavorativi dei laureati dell'Università degli Studi di Milano, mimeo
- Ghirardini, P.G. e M.Pellinghelli. 2000. *I non disoccupati – Laureati e diplomati nell'Italia della piena occupazione*. Mulino
- ISTAT 1999. *Percorsi di studio e di lavoro dei diplomati – Indagine 1998*. Roma 199
- Osservatorio Statistico dell'Università di Bologna 1998, *Condizione occupazionale dei laureati 1997 e 1998 ad uno e due anni dalla conclusione degli studi*, (<http://www.almalaurea.it>)
- Osservatorio Statistico dell'Università di Bologna 2000, *Condizione occupazionale dei laureati – Indagine 2000*, (<http://www.almalaurea.it>)
- Osservatorio Statistico dell'Università di Bologna 2000, *Profilo dei laureati 2000*, giugno
- Staffolani, S. e A.Sterlacchini. 2001. *Istruzione universitaria, occupazione e reddito. Un'analisi empirica sui laureati degli atenei marchigiani*. F.Angeli