



Dipartimento di scienze economiche,  
aziendali, matematiche e statistiche  
“Bruno de Finetti”

Working Paper Series, N. 5, 2012

## Il ruolo degli incentivi economici nell’istruzione universitaria

GRAZIA GRAZIOSI  
*DEAMS Bruno de Finetti*



UNIVERSITÀ  
DEGLI STUDI DI TRIESTE

Working paper series

Dipartimento di Scienze Economiche, Aziendali, Matematiche e Statistiche  
"Bruno de Finetti"

Piazzale Europa 1

34127, Trieste

Tel. +39 040 558 7927

Fax +39 040 558 7033

EUT Edizioni Università di Trieste

Via E.Weiss, 21 - 34128 Trieste

Tel. +39 040 558 6183

Fax +39 040 558 6185

<http://eut.units.it>

[eut@units.it](mailto:eut@units.it)

ISBN 978-88-8303-440-4



# Il ruolo degli incentivi economici nell'istruzione universitaria

GRAZIA GRAZIOSI  
*DEAMS Bruno de Finetti*

## ABSTRACT<sup>1</sup>

The aim of this work is to investigate whether the Italian University grants are an effective tool to prevent student drop out and to favor the degree attainment within academic path, both for merit and need-based financial aids.

The survey units are italian students enrolled on a degree course in Chemistry, Physics and Mathematics from 2002/03 until 2007/08 in the University of Trieste.

On the one hand, the Erdisu (Local Governmental Agency) offers some grants every year to eligible students from low-income families (scarcely related to the merit). The main objective of this intervention is to give equal opportunity to achieve higher education to motivated students irrespective of their income.

On the other hand, Fonda Foundation offers some (only) merit-based grants to students enrolled in Chemistry, Physics and Mathematics degree courses. The goal is to award the best students enrolled in the above courses.

In order to estimate the causal effect of receiving a grant, we follow the literature on counterfactual analysis and we match treated and control units using Genetic matching and Coarsened Exact Matching.

---

<sup>1</sup>**Corresponding author:** Grazia Graziosi, Dipartimento di scienze economiche, aziendali, matematiche e statistiche Bruno de Finetti, Piazzale Europa 1, Trieste

The results suggest that the need-based financial aids have positive impact to prevent drop-out at 2<sup>nd</sup> year, but non significant effect on graduation time, whereas the merit-based scholarships increase the probability to achieve the degree on time.

KEYWORDS: human capital; education production; efficiency and equity in higher education; counterfactual analysis.

# 1. Introduzione

In un contesto di risorse sempre più limitate e con i sistemi di istruzione e formazione in difficoltà nel reperire i mezzi necessari per garantire alti livelli qualitativi, vi è l'esigenza di introdurre una cultura della valutazione delle politiche pubbliche che suggerisca quali interventi adottare per migliorare l'efficacia delle risorse impiegate.

I sistemi d'istruzione dei paesi OCSE sono piuttosto eterogenei in termini di costi di accesso e finanziamenti. In un'ottica comparativa, il nostro Paese si colloca tra i sistemi di alta formazione i cui costi di fruizione sono relativamente bassi e i servizi offerti agli studenti poco sviluppati, infatti, il livello medio di tasse di iscrizione è di poco inferiore a 1300 euro e la percentuale di studenti che beneficiano di sussidi supera di poco il 18%. La struttura dei servizi non sembra essere in grado di favorire più alti tassi di immatricolazione, infatti questi si sono ridotti negli ultimi 7 anni del 13%<sup>2</sup> e rimangono inferiori alla media OCSE.

All'opposto troviamo sistemi di istruzione terziaria con tasse di iscrizione elevate e sussidi agli studenti alquanto generosi, ma ciò non impedisce che i tassi di immatricolazione superino la media OCSE.

I due casi considerati differiscono anche nella composizione delle fonti di finanziamento: nel primo tipo, cui appartiene il nostro Paese, le risorse dipendono fortemente, se non esclusivamente, dal settore pubblico. I servizi offerti agli studenti si concretizzano per la quasi totalità in borse di studio finalizzate al sostegno del reddito degli studenti provenienti da ambienti socioeconomici svantaggiati. Nel secondo tipo, i finanziamenti all'istruzione possono assumere tre diverse modalità: sussidi pubblici, borse di studio provenienti da fonti private e prestiti d'onore. La componente di ciascuna fonte varia a seconda del paese indagato, ma la cultura del finanziamento privato è sempre presente.

Il differenziale che il nostro paese sconta nel paragone con una struttura dell'istruzione terziaria diametralmente opposta è l'assenza di fonti di finanziamento alternative alle risorse pubbliche, e la predominanza delle borse di studio quale principale tipologia di intervento rivolto agli studenti "capaci e meritevoli, anche se privi di mezzi."<sup>3</sup>

Nel contesto italiano, ad oggi, limitata attenzione è stata prestata al ruolo svolto dagli incentivi economici a sostegno degli studenti che si iscrivono all'università e agli effetti che essi inducono. La presente tesi vuole quindi dare un contributo innovativo di approfondimento su tale tematica attraverso un'analisi empirica per la stima degli effetti degli incentivi economici sulla carriera universitaria, misurati dalla probabilità di iscrizione al secondo anno e dalla probabilità di conseguire la laurea nei tempi previsti dall'ordinamento accademico.

La particolarità dell'analisi risiede nella valutazione di incentivi che differiscono per i requisiti richiesti agli studenti: prevalentemente di reddito o esclusivamente di merito.

Ripercorrendo la teoria economica dell'investimento in capitale umano, sviluppata intorno alla stima del suo rendimento privato e della produzione di istruzione, si sono voluti evidenziare gli aspetti di efficienza e equità delle politiche educative, presentate nella sezione tre. Nella successiva sezione si è ritenuto opportuno scattare una fotografia dell'attuale scenario internazionale dell'istruzione terziaria, evidenziandone dissimilarità

---

<sup>2</sup>Almaurea, 2011: XIII Profilo dei laureati italiani.

<sup>3</sup>Art. 34, c. 2, Costituzione della Repubblica Italiana.

ed analogie rispetto agli sbocchi occupazionali, ai differenziali salariali ed alle forme di incentivazione vigenti nei vari sistemi d'istruzione. La quinta sezione presenta una rassegna degli studi internazionali e nazionali (pochi) che si occupano di valutare gli effetti degli incentivi economici nell'istruzione terziaria. La metodologia applicata all'analisi empirica è presentata nella sezione sei, mentre i dati utili all'indagine sono esposti nella settima sezione. Le stime ottenute applicando la metodologia ai dati sono riportate e commentate nell'ottava sezione.

## 2. L'economia dell'istruzione

### a. La teoria del capitale umano

Il concetto chiave nell'economia dell'istruzione è la nozione di capitale umano.

In quest'ottica, l'istruzione e la formazione sono considerati gli investimenti più importanti che è possibile fare in termini di capitale umano.

I primi studi empirici incentrati sul capitale umano impiegano tecniche di analisi volte a misurare la redditività dei diversi livelli educativi e delle differenti occupazioni per spiegare il ruolo del capitale umano nel sistema economico ed il suo contributo in termini di aumento del reddito e di crescita economica di una nazione.

Il lavoro di Gary Becker (1964) dimostra, analogamente a quanto fatto nei numerosi lavori pubblicati successivamente, che negli Stati Uniti l'istruzione secondaria e quella universitaria incrementano in maniera determinante il reddito di una persona, sia correggendo le stime in relazione ai costi diretti e indiretti dell'istruzione che considerando i migliori contesti culturali e familiari e le maggiori capacità possedute dai soggetti più istruiti.

L'investimento in capitale umano comporta, quindi, dei costi in termini economici. Uno studente impegnato nella propria formazione ha dei guadagni inferiori rispetto a quanto percepirebbe se decidesse di lavorare. La differenza tra ciò che avrebbe percepito e quanto effettivamente percepisce, inclusa una corretta valutazione del riposo non goduto, rappresenta un importante costo indiretto dell'istruzione. Le tasse di iscrizione, i libri, tutto ciò che è necessario allo studio, i costi di trasporto e quelli da sostenere per la residenza sono altri esempi di costi diretti.

Nella teoria del capitale umano Becker (1964) assume che lo specifico fattore causale più significativo dell'importo investito è la sua profittabilità o meglio, il relativo tasso di rendimento.

Nel modello proposto originariamente da Becker (1964), gli anni ottimali di istruzione,  $s$ , derivano dalla massimizzazione del valore atteso presente scontato del flusso di redditi futuri,  $w$ , fino all'età di pensionamento,  $T$ , al netto dei costi dello studio,  $c_s$ .

L'equazione di equilibrio che ne deriva è la seguente:

$$\sum_{t=1}^{T-s} \frac{w_s - w_{s-1}}{(1 + r_s)^t} = w_{s-1} + c_s \quad (1)$$

in cui  $r_s$  è il tasso interno di rendimento<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup>Internal Rate of Return (IRR).

La scelta ottimale implica che l'individuo sceglierà di investire nell' $s$ -esimo anno di istruzione se  $r_s \geq i$ , dove  $i$  è il tasso d'interesse del mercato.

Nell'ipotesi di età pensionabile  $T$  sufficientemente elevata, la parte sinistra dell'equazione di equilibrio può essere approssimata da:

$$\frac{w_s - w_{s-1}}{r_s} = w_{s-1} + c_s \quad (2)$$

ed assumendo che i costi di istruzione  $c_s$  siano relativamente bassi, allora

$$r_s \approx \frac{w_s - w_{s-1}}{w_{s-1}} \approx \log w_s - \log w_{s-1} \quad (3)$$

La derivazione del tasso di rendimento  $r$  dell'investimento in capitale umano (Mincer, 1974) implica che, sotto certe condizioni, in particolare l'assenza di costi di istruzione, può essere considerato non solo il rendimento privato di istruzione<sup>5</sup>, ma può essere definito come l'effetto proporzionale sui salari all'aumentare del livello di scolarità  $s$ .

Il rendimento, quindi, di  $s$  anni di istruzione è approssimativamente dato dalla differenza logaritmica dei salari rapportata agli anni di studio, e può essere stimato semplicemente analizzando la variazione dei salari al variare del livello istruzione.

La *funzione del salario* (Harmon et al., 2003) riassume la struttura della teoria del capitale umano: il reddito individuale è la variabile dipendente, e le variabili esplicative sono l'esperienza lavorativa e gli anni di istruzione conseguiti:

$$\log w_i = \mathbf{X}_i\beta + rs_i + \delta x_i + \gamma x_1^2 + u_i \quad (4)$$

In questa funzione log-lineare,  $w_i$  misura il salario dell'individuo  $i$ ;  $s_i$  indica il suo grado di istruzione;  $x_i$  misura l'esperienza, ed il valore al quadrato ne cattura la concavità;  $X_i$  indica una serie di variabili che influenzano i salari;  $u_i$  è un fattore di disturbo che rappresenta tutte le forze non espressamente misurabili ed è indipendente da  $X_i$  e  $s_i$ .

Specificando la funzione del salario in questo modo, si ipotizza che la relazione tra il logaritmo del salario e gli anni di scolarità sia lineare e dipendente dal livello di scolarità raggiunta.

L'equazione di Mincer può essere altresì scritta nel seguente modo (Heckman et al., 2006):

$$\log[Y(s, x)] = \alpha + \rho_s s + \beta_0 x + \beta_1 x^2 + \varepsilon \quad (5)$$

in cui  $Y(s, x)$  indica il reddito percepito con un livello di istruzione pari ad  $s$  ed un'esperienza professionale pari a  $x$ ;  $\rho_s$  è il tasso di rendimento dell'istruzione, che si assume costante per ciascun livello di istruzione  $s$ , e  $\varepsilon$  è l'errore la cui distribuzione, condizionatamente a  $s$  e  $x$ , ha media  $E(\varepsilon|s, x) = 0$ .

Questo modello di regressione è motivato da due differenti strutture concettuali<sup>6</sup> che, pur producendo risultati algebricamente simili, differiscono nel loro significato economico.

<sup>5</sup>Il rendimento *minceriano* di istruzione è interpretato in maniera impropria poiché considera soli i benefici e trascurava il costo dell'istruzione.

<sup>6</sup>Una rassegna sui rendimenti stimati per vari paesi è in Psacharopoulos (1994). In Italia la banca dati più utilizzata per questo tipo di stime è *L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane* condotta per conto della Banca d'Italia su un campione rappresentativo della popolazione italiana.

Nella prima interpretazione Heckman et al. (2006) rilevano che Mincer (1974) utilizza il principio delle *differenze compensative* per spiegare i differenziali salariali tra individui con diversi livelli di istruzione, assumendo che le persone abbiano le medesime abilità e opportunità e che non esistano imperfezioni nel mercato del credito; le uniche differenze che si riscontrano riguardano gli anni di studio necessari per accedere ad una specifica occupazione.

Gli individui, quindi, rinunciano al proprio reddito per proseguire gli studi e contemporaneamente non sostengono costi diretti. Poiché i soggetti *ex-ante* sono del tutto identici, i differenziali salariali rappresentano il premio per l'impegno speso in attività che necessitano di un lungo percorso di studi. Questi differenziali compensativi sono determinati dal valore attuale dei flussi di redditi, al netto dei costi, associati ai diversi livelli di istruzione.

Di conseguenza, il modello ignora implicitamente l'incertezza circa i guadagni futuri, i costi sostenuti ed i benefici derivanti dal proseguire gli studi o dall'entrare nel mondo del lavoro.

Nella seconda interpretazione, invece, Heckman et al. (2006) notano che Mincer (1974) enfatizza il ciclo dinamico dei redditi e la relazione tra redditi osservati, guadagni potenziali e investimento in capitale umano, sia all'interno di un percorso di istruzione scolastica che sul posto di lavoro. In questa formulazione, definita come modello delle *identità contabili*, il parametro  $\rho_s$  assume il significato di tasso medio *ex-post* di crescita dei salari associati ai vari livelli di istruzione.

Questa formulazione definisce il livello medio di crescita del salario associato a diversi gradi di istruzione, ma non definisce il livello ottimale di investimento in istruzione, che richiederebbe la conoscenza *ex-ante* del tasso interno di rendimento (Cuhna and Heckman, 2006).

Tuttavia, nell'uso comune, questo coefficiente di scolarità è spesso interpretato quale tasso di rendimento dell'istruzione ed è ampiamente usato per stimare i guadagni supplementari dell'istruzione (Behrman and Birdsall, 1983), (Card and Krueger, 1992), per misurare l'impatto dell'esperienza lavorativa sui differenziali salariali tra uomini e donne (Mincer and Polachek, 1974), per definire il rendimento dell'istruzione nei paesi in via di sviluppo (Glewwe, 2002) e per analizzare la relazione tra crescita economica e livello di scolarità media tra paesi (Bils and Klenow, 2000).

Alcuni studi relativi al cambiamento nella struttura dei salari (Murphy and Welch, 1990), (Katz and Murphy, 1992) (Katz and Autor, 1999), hanno sviluppato un approccio alternativo alla stima del tasso di rendimento derivante dall'equazione di Mincer. Nella stessa analisi empirica di Heckman et al. (2006), in cui utilizzano i dati US Census dal 1940 al 1990,<sup>7</sup> vi è l'evidenza che il modello originale di Mincer fallisce nel catturare le caratteristiche principali della composizione dei redditi nelle ultime decadi, poiché la teoria non poteva contare sui moderni strumenti di analisi dinamica in condizioni di incertezza.

L'analisi empirica citata propone un modello più generico in cui il coefficiente di scolarità dell'equazione log-salariale non è interpretabile quale tasso di rendimento, poiché ignora l'endogeneità dell'istruzione, trascura i mancati guadagni, non considera la componente dell'incertezza e tralascia le informazioni in merito ai costi psicologici dell'istruzione.

---

<sup>7</sup>L'analisi di Mincer utilizza i dati US Census del 1960, che evidenziano i redditi del 1959.



La recente letteratura (Cunha et al., 2005), (Heckman and Navarro, 2006) ha sviluppato delle analisi empiriche sulle decisioni scolastiche in uno scenario dinamico, utilizzando un modello che permette di ottenere, per ciascun anno aggiuntivo trascorso a scuola, informazioni circa il valore di scelte scolastiche alternative e nuove opportunità disponibili. Questo scenario genera un'opzione sul valore dell'istruzione.

Il completamento del ciclo di studi secondari genera un'opzione<sup>8</sup> sul frequentare l'università e, nel frequentarla, si genera una opzione nel concluderla. Heckman et al. (2006) suggeriscono che parte della scelta tra concludere gli studi al termine della scuola secondaria superiore o proseguire il percorso scolastico include la possibilità effettiva di terminare l'università e la certezza di maggiori guadagni associati al conseguimento della laurea.

L'introduzione dell'opzione sul valore dell'istruzione sfida la validità del tasso interno di rendimento quale fattore determinante ai fini della scelta ottimale di istruzione. Se il tasso di rendimento interno eccede il tasso di interesse del mercato, ulteriori investimenti in istruzione sono giustificabili. Tuttavia, se le decisioni vengono assunte in maniera sequenziale alla disponibilità di informazioni, sorgono numerosi problemi circa la validità di questo parametro, fondamentale nell'economia dell'istruzione.

Inoltre è plausibile che il tasso di rendimento interno diminuisca al crescere del livello di istruzione  $s_i$ , e che vi siano delle abilità individuali e dei fattori motivazionali che sono correlati al livello di istruzione  $s_i$ , ma che vengono tralasciati nella stima del parametro di rendimento dell'istruzione. Infine è lecito supporre che il rendimento dell'investimento in istruzione sia crescente o decrescente nelle diverse fasi di vita (Card, 1994).

Errori di misurazione, variabili omesse e disomogeneità nei rendimenti implicano distorsioni nella stima del rendimento di istruzione. In particolare l'omissione di due gruppi di variabili, quelle relative al concetto di abilità e quelle riferite al contesto familiare e sociale dello studente (Checchi, 1999), tralascia di cogliere quei fattori che permettono di ottenere un salario più elevato.

È facilmente intuibile che se la variabile abilità contiene caratteristiche dell'individuo quali intelligenza, disciplina, impegno e costanza, in grado di influenzare sia gli anni di studio che il reddito percepito, allora una sua omissione può essere causa di distorsione nel calcolo del rendimento dell'istruzione.

Verosimilmente, gli individui più dotati apprendono in maniera più efficiente e sono maggiormente motivati nel proseguire gli studi, con conseguente aumento del proprio tasso di rendimento dell'investimento in istruzione. D'altro canto, è probabile che gli individui più abili sopportino maggior costi opportunità e ciò provoca una riduzione del tasso di rendimento interno dell'istruzione (Griliches, 1977).<sup>9</sup> Questo assunto trova riscontro nello studio di Card (1999): egli stima una distorsione dovuta all'omissione della variabile abilità pari al 10% percentuale questa che ne ridimensiona il peso nella stima del rendimento dell'istruzione.

Nel considerare l'ambiente familiare e sociale di provenienza di un individuo, il grado di istruzione della famiglia d'origine, le risorse economiche familiari disponibili e il con-

---

<sup>8</sup>Weisbord (1962) sviluppò questo concetto. Per la formalizzazione dell'analisi, si vedano Comay et al. (1973).

<sup>9</sup>Griliches evidenziò la possibilità che la distorsione dovuta all'omissione della variabile abilità possa avere sia segno positivo che negativo, contrastando l'ipotesi allora più accreditata, di una sovrastima del rendimento di istruzione.

testo sociale e culturale in cui un individuo cresce, rivestono un ruolo fondamentale. Da un lato, il trasferimento *diretto* e *indiretto*<sup>10</sup> di capitale umano da parte di una famiglia con un elevato livello culturale non può che influenzare in maniera positiva il livello di istruzione dei figli ed il loro reddito futuro (Concoran et al., 1990). Dall'altro, crescere in un tessuto sociale economicamente agiato permette di instaurare relazioni utili all'inserimento nel mercato del lavoro e al raggiungimento di migliori sbocchi professionali, grazie allo svilupparsi di processi di *networking* (Montgomery, 1991).

Un'ulteriore precisazione deve essere fatta nel considerare il contesto familiare e sociale degli individui: l'importanza dei condizionamenti che intercorrono tra una generazione e l'altra. In quest'ottica, gli studi esistenti in merito alla mobilità intergenerazionale confermano i condizionamenti della famiglia di origine nelle scelte educative e professionali compiute dagli individui (Shavit and Blossfeld, 1993).

Fin qui sono stati esaminati i fattori che influenzano l'acquisizione di capitale umano di un individuo e che ne determinano il rendimento. La teoria economica sopra esposta ci spiega perché i soggetti decidono di acquisire istruzione in misura maggiore rispetto agli obblighi previsti dall'ordinamento legislativo<sup>11</sup>.

L'analisi fin qui descritta riguarda il solo rendimento privato dell'investimento in istruzione, mentre ancora nulla si è detto in merito alle esternalità positive generate da forza lavoro maggiormente istruita.

Un primo effetto del capitale umano sulla crescita della produttività totale dei fattori si deve alla conoscenza che aumenta la possibilità di sviluppare e/o adottare nuove tecnologie<sup>12</sup>, i cui benefici ricadono sull'intera collettività. Si creano effetti, inoltre, di diffusione della conoscenza tra individui<sup>13</sup>, poiché le persone imparano sia con l'esperienza professionale che attraverso l'interazione con i colleghi.

Vi sono, infine, ulteriori canali attraverso i quali il capitale umano influenza il benessere individuale e collettivo, ad esempio perché l'istruzione riduce i comportamenti a rischio dal punto di vista della salute (Grossman, 1999), aumenta le aspettative di vita (Feldman et al., 1989) e riduce gli incentivi a delinquere (Lochner and Moretti, 2004).

Poiché ciascun sistema d'istruzione è caratterizzato da propri e radicati processi formativi, ci si interroga su come valutare l'efficacia del sistema educativo nel produrre istruzione.

#### *b. La produzione di istruzione*

Nella valutazione di un sistema d'istruzione, la letteratura empirica si concentra sui fattori che incidono sul processo di acquisizione di capitale umano.

Poiché lo sviluppo delle competenze individuali è l'obiettivo di qualunque sistema d'istruzione, la misurazione delle capacità cognitive rappresenta il parametro di valutazione del percorso formativo. Di conseguenza, i risultati conseguiti dagli studenti misurati in termini di votazioni, di livelli di apprendimento raggiunti o di tassi di abbandono, e le va-

<sup>10</sup>Ad esempio avere a disposizione un maggior numero di libri in casa.

<sup>11</sup>Ovvero, pur avendo assolto l'obbligo scolastico, buona parte degli individui continua ad acquisire istruzione.

<sup>12</sup>Ad esempio sviluppare nuove idee e nuovi prodotti o migliorare i processi produttivi.

<sup>13</sup>I cosiddetti *knowledge spillover*.

riabili che influiscono sulle dotazioni iniziali di capacità/abilità, quali le risorse scolastiche e l'ambiente familiare di provenienza, vengono inseriti all'interno di modelli econometrici per stimare l'impatto sul risultato formativo.

Una prima formalizzazione della relazione esistente tra risorse impiegate e risultati scolastici risale alla pubblicazione del Coleman Congressional Report *The Equality of Educational Opportunity* del 1966. L'obiettivo del *Coleman Report* era quello di indagare le varie opportunità educative dei differenti gruppi razziali presenti negli Stati Uniti e ciò che emerse mise in secondo piano l'ammontare delle risorse scolastiche rispetto al ruolo svolto dalle abilità individuali e dal contesto familiare e sociale degli studenti.

L'interpretazione popolare di questa pubblicazione fu quella di ritenere che la tipologia di scuola non fosse la prima responsabile nel determinare la produzione cognitiva degli individui. Questa interpretazione, per quanto non propriamente corretta, aprì il campo all'evidenza che il livello delle risorse scolastiche non è proporzionale al risultato scolastico conseguito dagli studenti e stimolò la comunità scientifica nell'interrogarsi sul grado di efficienza ed efficacia delle politiche educative. In questo contesto, la letteratura empirica può essere distinta in due filoni di ricerca fondamentali, entrambi volti all'analisi delle determinanti nel processo di acquisizione delle capacità cognitive.

#### 1) LA FUNZIONE DI PRODUZIONE DELL'ISTRUZIONE

Nella formulazione della funzione della produzione della conoscenza (Hanushek, 1971) (Hanushek, 2002) si considerano quei fattori che svolgono un ruolo decisivo nel processo di apprendimento di uno studente, quali le risorse scolastiche e le caratteristiche ambientali e personali che influenzano la crescita di un individuo.

Nella sua prima formalizzazione, la *Education Production Function (EPF)* può scriversi come:

$$O_i^t = f(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}, A_i) + v_i^t \quad (6)$$

in cui  $O_i^t$  indica il risultato formativo dello studente  $i$ -esimo, ad esempio la votazione conseguita, il suo livello di istruzione o le prospettive occupazionali.

Il risultato formativo  $O_i^t$  è funzione di  $F_i^{(t)}$ , ovvero l'ambiente familiare da cui proviene uno studente al tempo  $t$ ; di  $P_i^{(t)}$  che indica il livello medio delle abilità presenti nell'ambiente scolastico in cui è inserito (in letteratura prendono il nome di *peer effects*); di  $S_i^{(t)}$ , che rappresenta le risorse scolastiche impiegate e  $A_i$ , ovvero le abilità innate dello studente; infine troviamo il termine di errore  $v_i^t$ , in cui si suppone rientrino tutte le variabili omesse.

Questa formalizzazione generica ha ispirato un'ampia ricerca empirica che si propone di stimare i risultati scolastici considerando anche variabili di tipo qualitativo, come la dimensione della classe, il numero di docenti per ciascun studente, l'esperienza e la qualità degli insegnanti, e che non limita l'analisi alle sole caratteristiche fisiche della scuola o dell'università frequentata dagli studenti.

Inoltre, poiché l'istruzione è un processo storico e cumulato, l'apprendimento al tempo  $t$  dipende anche da ciò che si è appreso al tempo  $t-1$ , e qualsiasi analisi volta a valutare la produzione di conoscenza dovrebbe considerare il percorso scolastico precedente al quale aggiungere il risultato attuale.

L'equazione lineare (6) deve essere resa dinamica per stimare l'incremento di conoscenza in relazione al flusso degli *inputs* formativi. In quest'ottica la 6) è riscritta nel modo seguente:

$$O_i^t - O_i^{t^*} = f(F_i^{(t-t^*)}, P_i^{(t-t^*)}, S_i^{(t-t^*)}) + u_i^t - u_i^{t^*} \quad (7)$$

in questo modo il risultato formativo varia nel tempo ( $t - t^*$ ) ed è funzione dei fattori in ingresso nei periodi considerati. Nella formulazione sopra esposta si assume che le abilità dello studente siano costanti ed è un limite nella stima della crescita dei livelli di apprendimento ma, disponendo di maggiori informazioni in merito alle variazioni nel tempo, è possibile considerare le differenze nelle abilità in relazione al tempo (Rivkin et al., 2001).

In termini generali, il livello di apprendimento di un individuo è misurato dal mercato del lavoro, sia rispetto alle sue probabilità occupazionali, sia nei differenziali salariali associati ai diversi livelli di istruzione.

La ricerca empirica, però, non è concorde nell'individuare il più significativo risultato formativo da misurare quale *outcome* della *EFP*: in termini più pragmatici, se l'interesse è quello di capire come le politiche educative influenzano i risultati scolastici, ci si augura di non dover aspettare decenni affinché si stimi l'impatto sul mercato del lavoro dell'istruzione acquisita.

Perciò, la maggior parte degli studi utilizza un metodo di analisi a due stadi. Nel primo, le risorse scolastiche assieme a quei fattori che rientrano nella formazione, sono poste in relazione alle valutazioni ottenute dagli studenti, al grado di completamento del ciclo di studi e ad altri *outcomes* intermedi; nella seconda fase, poi, i risultati considerati vengono associati al mercato del lavoro e se ne valutano gli effetti.

Al fine di misurare la *performance* degli studenti, gli indicatori comunemente utilizzati considerano

- i. le risorse reali presenti nella classe, quali la preparazione e l'esperienza dei docenti, il rapporto tra insegnanti e studenti o la dimensione della classe;
- ii. gli indicatori finanziari delle risorse impiegate, come la spesa per studente o il salario dei docenti;
- iii. le altre variabili che misurano ulteriori risorse presenti nella scuola, ad esempio laboratori linguistici, luoghi di integrazione e ricreazione.

Idealmente quindi, al fine di valutare in maniera puntuale le modalità ed il grado di accumulazione di competenze cognitive, bisognerebbe poter disporre dei dati relativi a tutti i fattori scolastici, familiari ed individuali, sia correnti che storici. Purtroppo, gli *inputs* da inserire nella stima della funzione della produzione della conoscenza non sono così facili da specificare e spesso non disponibili.

## 2) L'ACCUMULAZIONE DELLE COMPETENZE DURANTE LE FASI DELLA VITA

Costruita sulla tradizionale teoria del capitale umano, James Heckman e co-autori hanno sviluppato una prospettiva con l'intento di valutare l'efficienza delle politiche educative nell'arco della vita di un individuo. (Si veda Heckman (2000); Carneiro and Heckman (2003); Cunha et al. (2006).)

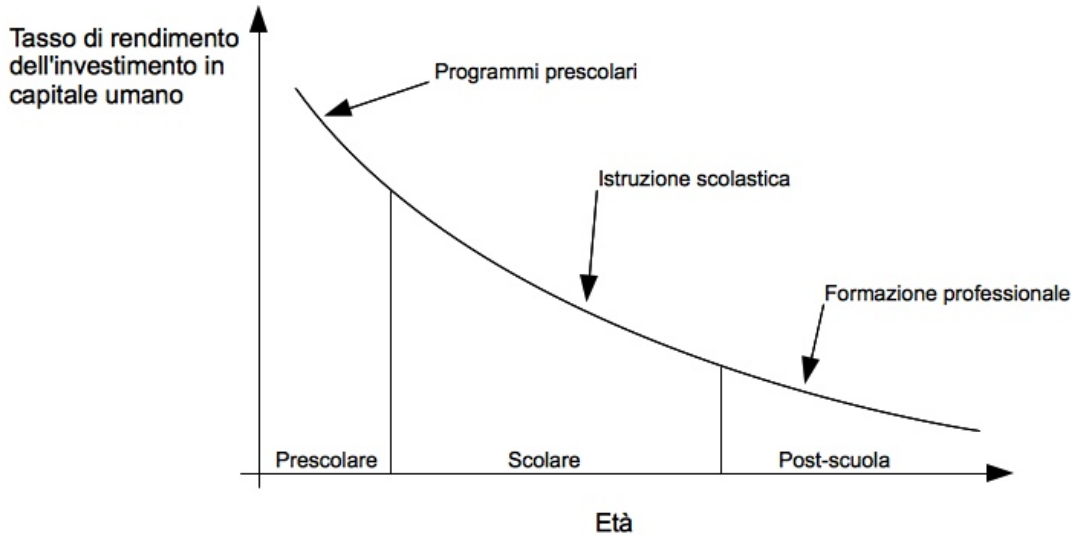


FIG. 1.

Il loro modello economico della *tecnologia della formazione delle competenze* si basa sul presupposto che l'accumulazione del capitale umano sia un processo dinamico in cui le conoscenze e le abilità acquisite in un certo periodo incidono sulla produttività dell'apprendimento successivo.<sup>14</sup>

Questa dinamicità implica che qualsiasi intervento atto a colmare lacune o ritardi nei processi cognitivi deve essere il più tempestivo possibile affinché sia efficiente (Knudsen, 2004; Knudsen et al., 2006) ed obbliga gli economisti ed i decisori politici ad avere una visione globale della formazione del capitale umano nel decidere le priorità di spesa.

Nella loro analisi, inoltre, due nuove definizioni sono associate all'investimento in capitale umano: l'*auto-produttività* e la *complementarità*.

Con questi termini gli autori riassumono i seguenti concetti: le capacità raggiunte da un individuo nella prima fase del processo di apprendimento permettono di acquisirne ulteriori e di aumentarne la produttività.<sup>15</sup> E, se ai primi investimenti non ne seguono di successivi, allora questi interventi non generano nessun ritorno.<sup>16</sup>

Graficamente, le precedenti considerazioni sono schematizzate dalla relazione esistente tra il tasso di rendimento del capitale umano e le fasi della vita in cui si attuano gli investimenti (vedi figura 1).

Sull'asse orizzontale è rappresentata l'età e sono evidenziati i cicli della vita in cui si formano le competenze, mentre sull'asse verticale è rappresentato il tasso di rendimento del capitale umano; inoltre si assume che l'investimento sia costante in ciascuna fase del ciclo di vita.

A parità di condizioni, il tasso di rendimento di un dollaro investito per sviluppare le competenze di una persona giovane supera quello volto a migliorare le capacità di

<sup>14</sup>Tale evidenza emerge dalla letteratura che si occupa di sviluppo infantile (Shonkoff and Phillips, 2000)

<sup>15</sup>Auto-produttività dell'investimento in capitale umano.

<sup>16</sup>Complementarità dell'investimento in capitale umano.

un adulto. Il rendimento del capitale umano, quindi, decresce all'aumentare dell'età del soggetto su cui si investe.

L'evidenza empirica concorda con questa analisi: gli interventi pubblici in materia di formazione professionale ed i programmi<sup>17</sup> volti a dare una seconda possibilità a ragazzi provenienti da ambienti disagiati affinché conseguano un diploma di istruzione secondaria, pur impiegando consistenti risorse, hanno un basso rendimento economico, e in alcuni casi gli effetti sono addirittura negativi (Carneiro and Heckman, 2003; Heckman et al., 1999).

Pertanto, l'effetto combinato dell'*auto-produttività* e della *complementarità* dell'investimento in capitale umano giustifica qualsiasi intervento che miri ad aumentare le abilità e le competenze durante l'infanzia, poiché rende il terreno fertile affinché gli apprendimenti successivi<sup>18</sup> siano più produttivi. Non solo, ma, se questi investimenti sono mirati a rafforzare le competenze di coloro che vivono in un contesto culturale e sociale povero, il rendimento è ancora più alto.

Un esempio significativo che concorda con le precedenti affermazioni è dato dai risultati di alcune iniziative prescolastiche discussi da Karoly et al. (1998) Currie (2001) e Blau and Currie (2006). In queste ricerche vi è l'evidenza che gli interventi a favore dei bambini provenienti da famiglie disagiate migliorano il loro rendimento scolastico in termini di minor numero di bocciati, maggiore percentuale di diplomati e migliori risultati negli esami finali.

A rafforzare tale assunto vi sono ulteriori valutazioni di alcuni programmi proposte da Cunha et al. (2006), tra cui l'*Abecedarian program*. Questo tipo di intervento, realizzato a Chapel Hill nella Carolina del Nord, ha coinvolto 111 bambini nati tra il 1972 ed il 1977, dai 4 mesi ai 5 anni di età, e le loro rispettive famiglie considerate ad alto rischio di emarginazione sociale.

Le attività educative miravano, attraverso il gioco, a sviluppare la sfera emotiva, cognitiva e sociale dei bambini, ed una particolare attenzione è stata data all'area del linguaggio.

Dopo la conclusione del progetto, i partecipanti sono stati monitorati periodicamente fino al ventunesimo anno di età, ed i risultati che emergono sono sicuramente positivi:

- il quoziente intellettivo dei piccoli studenti, specie delle bambine, è più alto rispetto a quello del gruppo di controllo e questa differenza permane nel tempo;
- i punteggi ottenuti nelle prove di lettura e di matematica superano quelli dei bambini esclusi dal programma, e la migliore preparazione si riscontra nelle verifiche compiute anche dopo la conclusione del programma;
- gli esposti al progetto hanno partecipato in misura minore ai programmi di recupero, hanno ottenuto in percentuale maggiore un diploma di scuola superiore ed un migliore impiego professionale.

Il modello economico della *tecnologia della formazione delle competenze* rivela, in conclusione, un forte effetto moltiplicatore dell'investimento in capitale umano quando è

---

<sup>17</sup>Un esempio di questi programmi è il General Educational Development (GED). Si tratta di una serie di esami che, se superati, consentono al candidato di avere un certificato equivalente al diploma di scuola superiore.

<sup>18</sup>in adolescenza e giovinezza

diretto a sviluppare le abilità cognitive e non cognitive in età prescolare, grazie agli effetti combinati dell'*auto-produttività* e della *complementarità*.

Investire in questa fase della vita consente di diminuire il costo dei successivi investimenti poiché ne aumenta l'efficienza, ed annulla il *trade-off* tra equità, riferita ad interventi verso le classi sociali più disagiate, ed efficienza. Questa condizione non è soddisfatta quando gli investimenti mirano a colmare lacune educative ed affettive che si trascinano dall'infanzia e dall'adolescenza.

Di conseguenza, l'efficienza degli investimenti in capitale umano si raggiunge se, e solo se, le risorse sono destinate a favore degli studenti in età prescolare ed entro l'età adolescenziale (Heckman and J., 2010).

Lo scenario sopra delineato apre l'analisi alla valutazione del grado di efficienza ed equità delle politiche educative, in particolare quelle reattive all'istruzione terziaria.

In un contesto di vincoli di bilanci pubblici, mutamento demografico, rapidi cambiamenti delle caratteristiche del mercato del lavoro ed innovazione tecnologica, indagare l'efficienza e l'equità del sistema d'istruzione, ed in particolare dell'istruzione terziaria, diviene un obiettivo economico e sociale di primaria importanza.

### 3. Gli aspetti di efficienza ed equità nell'economia dell'istruzione

#### a. *Efficienza ed equità nei sistemi educativi*

L'obiettivo delle politiche educative è duplice: l'efficiente allocazione delle risorse e l'equa distribuzione delle stesse. Quale obiettivo prediligere tra i due è una questione esclusivamente politica, mentre lo scopo della valutazione è quello di individuare se entrambi gli obiettivi possono, o non possono, essere raggiunti contemporaneamente, e di verificare la relazione esistente tra i due.

In prima analisi, il concetto di efficienza mette in relazione i risultati di un intervento con le risorse impiegate. Il sistema è definito efficiente se, dati i fattori in ingresso, il risultato che si registra è il massimo ottenibile, oppure se un determinato risultato è ottenuto con il minimo impiego di *input*. Di conseguenza, le analisi in merito all'efficienza si ottengono dalla comparazione tra costi e benefici. Nel contesto dell'impostazione della teoria neoclassica, il concetto economico di efficienza sopra delineato si identifica con quello di efficienza allocativa derivante dalle condizioni concorrenziali che caratterizzano il mercato (efficienza statica di tipo paretiano). Dire che una certa posizione del sistema economico è efficiente in senso paretiano non significa che essa sia buona o auspicabile, ma semplicemente che assicura efficienza "globale" rispetto a una data distribuzione iniziale delle risorse.

Si possono tuttavia seguire approcci diversi nell'efficienza statica, come quello proposto da Leibenstein (1966), il quale introduce un nuovo concetto di efficienza che risulta connesso alle decisioni interne all'impresa in relazione alla scelta dei processi produttivi. Si tratta del noto concetto di "efficienza X" (*X-efficiency*) che indica la capacità non dei mercati ma dell'organizzazione aziendale di allocare le risorse in modo efficiente,<sup>19</sup> nonché

<sup>19</sup>Si adotta un comportamento tale da rendere il saggio marginale di sostituzione tecnica uguale al

di scegliere programmi di produzione tecnicamente efficienti.

Nella teoria economica neoclassica una simile capacità viene normalmente presupposta come corollario della massimizzazione dei profitti, senza indagare sulle questioni organizzative dell'impresa.<sup>20</sup> La determinazione di queste misure di efficienza viene effettuata confrontando la performance osservata di una certa unità produttiva con uno standard di perfetta efficienza, definito secondo specifici criteri. Quindi, in termini molto generali, la misura dell'efficienza di un'unità produttiva può essere definita per confronto tra il processo di produzione effettivamente realizzato e un altro processo, opportunamente scelto, corrispondente a uno standard di ottimalità, che può avere valenza nel tempo e nello spazio (Petretto, 1986).

Oltre al concetto di efficienza allocativa, è importante nella valutazione delle politiche pubbliche, come quelle a favore dell'istruzione, l'efficienza dinamica che può essere distinta in: efficienza adattiva, ovvero capacità di apprendimento graduale dei problemi e delle risposte agli stessi (ad esempio abbassare nel tempo i costi di produzione attraverso un'appropriata utilizzazione delle tecniche esistenti); e efficienza innovativa, cioè capacità di introdurre innovazioni "di processo" (tese alla riduzione dei costi) o "di prodotto" (volte all'introduzione di nuovi prodotti).

I criteri di valutazione della produttività e dell'efficienza nel settore dei servizi pubblici, ed in particolare nel settore dell'istruzione (soprattutto se universitaria, come nel nostro caso) caratterizzato dalla forte presenza dello Stato, non possono essere mutuati semplicemente e direttamente dalla gestione delle attività industriali. L'istruzione universitaria appartiene alla categoria degli *experience goods* (Gori and Vittadini, 1999), ossia di servizi per i quali le caratteristiche qualitative non sono individuabili ex-ante in quanto dipendono dalle caratteristiche e dai comportamenti dell'utente-studente. La valutazione assume pertanto una connotazione peculiare per questo tipo di beni e servizi e deve essere sviluppata considerando le caratteristiche dell'utente e i fattori che intervengono nel processo di formazione attraverso adeguati strumenti di misurazione.<sup>21</sup>

L'uso del concetto di efficienza nell'ambito dell'istruzione ha incontrato per un lungo periodo numerose opposizioni, poiché veniva considerato inappropriato introdurre tale concetto in ambito pubblico, spesso legato alla massimizzazione del profitto (o alla minimizzazione dei costi), in un settore caratterizzato dalla presenza di istituzioni non a fini di lucro il cui scopo può essere riassunto nell'incremento della conoscenza (Carter, 1972), (Hoos, 1975).

Al fine di valutare il grado di efficienza delle politiche educative vi sono due aspetti da considerare.

Nella valutazione così detta *esterna*, gli investimenti in istruzione che un individuo sceglie di compiere durante la propria esistenza sono comparati ad investimenti alternativi al fine di ricercare il miglior grado di efficienza. Questo tipo di valutazione si propone di rispondere al seguente quesito: in quale campo, tra cui l'istruzione, si dovrebbe inve-

---

rapporto tra i prezzi dei fattori.

<sup>20</sup>Questo presupposto secondo alcuni economisti non è sempre valido nelle imprese che non sono sottoposte alla pressione della concorrenza. L'allontanamento da una situazione di concorrenza perfetta e, quindi, l'esistenza sul mercato, ad esempio, di situazioni monopolistiche, può causare un'allocatione delle risorse non efficiente e, conseguentemente, la presenza di inefficienza allocativa.

<sup>21</sup>Rapporto CNVSU (2010), p. 17.



stire? E se il miglior investimento risulta quello della formazione, a quale stadio del ciclo formativo di un individuo deve essere realizzato?

Nella valutazione *interna*, invece, si indaga il funzionamento del sistema istruzione in senso stretto. Gli indicatori che si utilizzano sono interni al sistema scolastico se riguardano, ad esempio, le votazioni conseguite dagli studenti o il tasso di completamento del ciclo di studi, o al di fuori del sistema scolastico, se considerano la probabilità occupazionale oppure i differenziali salariali in relazione al titolo di studio.

Tuttavia, l'efficienza paretiana, in base al primo teorema dell'economia del benessere, non dà nessuna indicazione sull'equità della distribuzione: una società può trovarsi in una posizione di ottimo paretiano, ma essere "perfettamente disgustosa" (Sen, 1970). Pertanto, il concetto di equità, strettamente connesso alle definizioni di correttezza e giustizia, dev'essere applicato nelle analisi delle politiche pubbliche.

Ampio consenso sembra aver riscosso tra gli scienziati sociali la definizione di equità intesa come eguaglianza di opportunità proposta da Romer (1998). L'idea centrale di questo concetto è che forme di iniquità possono essere tollerate se dipendono unicamente dall'impegno dei singoli, e non da fattori esterni alla propria volontà.

Tale nozione concorda con una prima accezione di eguaglianza nelle opportunità presentata da Sartori (1987): "eguali opportunità sta per eguale accesso, cioè per eguale riconoscimento a eguale merito; e in questo caso l'eguaglianza di opportunità si traduce il più delle volte nella formula della carriera aperta al talento, in funzione, e soltanto in funzione, delle capacità e dei meriti" (pag. 96).

Ma equità è intesa anche come eguali opportunità delle posizioni finali (ossia dei risultati del processo economico) per i membri di una collettività. Vi è, peraltro, chi considera equa una situazione distributiva se ad essa si perviene rispettando procedure che assicurino il godimento dei diritti e delle libertà fondamentali degli individui (Nozick, 1974).

Rispetto ai concetti di equità sopra evidenziati quello che qui approfondiremo è relativo alla misura in cui i singoli possono trarre vantaggio dall'istruzione e dalla formazione in termini di opportunità e accesso. I sistemi educativi si definiscono equi, quindi, se garantiscono che i risultati dell'istruzione e della formazione siano indipendenti dall'ambiente socioeconomico e da altri fattori che causano svantaggi nei processi cognitivi, e che l'insegnamento risponda alle specifiche necessità di apprendimento dei singoli.<sup>22</sup>

Considerare l'equità quale uguaglianza nelle opportunità richiede che l'accesso all'istruzione sia garantito a tutti gli studenti, indipendentemente dalle loro condizioni socioeconomiche. Allo stesso modo, il concetto di equità non deve necessariamente tradursi in uguaglianza nei risultati formativi, poiché gli individui si differenziano durante il loro percorso educativo a seconda dell'autodeterminazione e dell'impegno che dedicano allo studio.

Perseguire l'equità di un sistema di istruzione non dovrebbe prescindere dal criterio di efficienza. Se si perdesse di vista questo secondo aspetto, pur riducendo l'iniquità, si sprecherebbero risorse che, impiegate diversamente, sarebbero in grado di migliorare entrambi gli aspetti.

---

<sup>22</sup>In questo contesto l'iniquità in relazione a sesso, condizione di minoranza etnica, disabilità, disparità regionali, ecc. non è in primo piano, ma è importante in quanto contribuisce allo svantaggio socioeconomico complessivo.

In questa cornice, la relazione tra gli obiettivi di efficienza ed equità nel sistema istruzione può assumere molteplici forme. In alcuni casi, efficienza ed equità possono essere indipendenti (ortogonali) l'una dall'altra. In altri, si devono accettare dei compromessi nella misura in cui i due obiettivi vengono perseguiti. Ed ancora, possono verificarsi situazioni per cui si crea un effetto complementare (sinergico) nel raggiungimento di entrambe le finalità (Wößman and Schütz, 2006).

Di conseguenza, alcune scelte politiche possono migliorare il livello di efficienza del sistema educativo, senza comprometterne il grado di equità. Altre possono dimostrarsi fortemente eque senza avere alcun impatto sull'efficienza. Si possono adottare anche strategie per cui si progredisce in efficienza ed equità in maniera complementare, oppure si predilige la prima finalità a discapito della seconda, accettando quindi un compromesso tra i due propositi, e viceversa.

#### *b. Il grado di efficienza nell'istruzione terziaria*

Gran parte della letteratura esistente analizza il grado di efficienza della formazione accademica considerando le modalità di finanziamento dell'istruzione terziaria e la probabilità occupazionale sul mercato del lavoro.

L'analisi che presenta Barr (2004), indaga il sistema di finanziamento del modello Anglo-Americano, e del Regno Unito in particolare, e del modello cosiddetto Scandinavo, basati, in misura variabile, sulle entrate fiscali e sulle tasse pagate dagli studenti, e ne valuta il grado di efficienza al fine di proporre forme alternative e/o complementari ai finanziamenti esistenti.

Greenaway and Haynes (2004), interrogandosi su chi debba assumersi l'onere dell'istruzione terziaria, concludono affermando che gran parte del finanziamento dovrebbe provenire dai *consumatori* in quanto beneficiari del futuro rendimento dell'investimento in formazione accademica.

Entrambi gli studi affrontano il delicato tema del finanziamento delle università in considerazione dell'espansione nel numero di iscritti che ha interessato i paesi appartenenti all'Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico (OCSE) nelle ultime due decadi. Tale incremento non ha coinciso con un proporzionale aumento dei finanziamenti pubblici, comportando un rapido declino della spesa per studente, e compromettendo la sostenibilità di elevati standard qualitativi della formazione terziaria.

Contemporaneamente si è assistito ad uno spostamento della domanda relativa di lavoro a vantaggio dei lavoratori altamente qualificati nella maggior parte dei paesi industrializzati (Acemoglu, 2002), (Machin, 2004). L'introduzione di nuove tecnologie ha garantito alti rendimenti salariali agli occupati specializzati, ma ha contribuito ad inasprire la disuguaglianza salariale (Card and DiNardo, 2002) e ad aumentare il tasso di disoccupazione relativo dei lavoratori con bassa professionalità.

Il grado di efficienza dell'istruzione terziaria può altresì essere misurato in termini di incontro tra domanda di lavoro ed offerta di istruzione. Il sistema di alta formazione si rivela efficiente se corrisponde alle opportunità professionali presenti nel mercato del lavoro e se la transizione tra università e lavoro avviene in tempi brevi e soddisfa le aspettative di entrambi gli attori coinvolti.

In termini generali, problemi di inefficienza possono verificarsi se un buon livello di istruzione formale ha un limitato impatto sulle economie locali, non incontrando, quindi, i bisogni del mercato del lavoro (Rodriguez-Pose and Vilalta-Bufi, 2005) e dando luogo a fenomeni di sovraqualificazione (*overeducation*) (Leuven and Oosterbeek, 2011).

Ordine and Rose (2009), così come Charlot and Decreuse (2005) mostrano che vi è uno stretto legame tra qualità dell'istituzione universitaria e incontro nel mercato del lavoro affermando, in linea con altri studi (McGuinness, 2006), che all'aumentare della qualità universitaria e in presenza di mercati del lavoro segmentati si riduce la probabilità di sovraqualificazione e si migliora la corrispondenza tra titolo di studio e sbocco lavorativo.

In merito all'efficienza tecnica, in molti Stati dell'Unione Europea c'è una crescente sensazione che l'attuale sistema di istruzione terziaria non sia organizzato in un modo efficiente, specie se rapportato a quello statunitense. L'attuale dibattito nei Paesi Membri sembra concentrarsi prevalentemente sull'ammontare di risorse che i singoli Stati destinano all'istruzione universitaria quale quota del prodotto interno lordo, e non presta particolare attenzione al come queste risorse debbano essere investite. Le recenti riforme dell'università hanno riguardato la durata dei corsi di laurea,<sup>23</sup> lasciando poco spazio alla qualità ed alla metodologia di insegnamento.<sup>24</sup>

Psacharopoulos (2005) nel valutare i sistemi di istruzione europea delinea uno scenario alquanto negativo, a causa del ruolo predominante dello Stato nella gestione della formazione terziaria, che non lascia spazio alla competitività tra atenei.

In un'analisi comparativa con il sistema statunitense, egli nota che il ruolo chiave dell'istruzione americana non è nel livello delle risorse destinate alla formazione terziaria, bensì nella quota dei finanziamenti privati rispetto a quella pubblica, dieci volte superiore a quella europea, e conclude suggerendo che l'alta istruzione europea potrebbe guadagnare in termini di efficienza se introducesse misure di privatizzazione.

L'analisi proposta da Lowry (2004) concorda con la precedente. Egli dimostra che le università pubbliche degli Stati Uniti, fortemente dipendenti dai finanziamenti statali, hanno dei risultati decisamente peggiori in termini di tassi di completamento rispetto alle università private.

La presenza di così cospicue entrate private, quindi, è positivamente correlata alla qualità delle università, e di pari importanza sembra essere la gestione non centralizzata delle stesse.

Di conseguenza, parte della letteratura suggerisce che l'efficienza europea nella formazione terziaria potrebbe essere raggiunta se si introducessero forme di competizione tra atenei.

In Germania, ad esempio, il Consiglio degli Esperti Economici ha proposto delle riforme basate su una struttura competitiva dell'alta formazione, che consenta alle università una maggiore autonomia amministrativa e gestionale, differenziando gli incentivi statali in base alle prestazioni degli atenei.

Inoltre, se gli studenti contribuissero in maniera più consistente al costo della propria formazione, ciò indurrebbe maggiore disciplina e responsabilità nel percorso accademico,

<sup>23</sup>Consiglio Europeo, Bologna, 1999

<sup>24</sup>Uno sforzo in tal senso lo si deve alla nascita dell'Associazione Europea per l'impegno alla qualità nell'alta formazione (European Association for Quality Assurance in Higher Education), alla quale partecipano i ministri europei dell'istruzione.

e stimolerebbe gli atenei a impiegare le risorse in maniera efficiente così da guadagnarsi una posizione competitiva nel mercato dell'istruzione terziaria.

*c. L'equità nell'istruzione terziaria*

Nel considerare l'equità, intesa quale eguaglianza di opportunità, si fa riferimento principalmente alla proporzione di studenti, classificati in base alla loro estrazione sociale, che partecipa all'istruzione terziaria rispetto al totale della popolazione.

In altri termini, situazioni di iniquità si verificano quando l'origine sociale di un individuo influenza sistematicamente la sua probabilità di accedere ed acquisire alta formazione. Tuttavia, questa definizione non è esaustiva nell'affrontare il ruolo che la formazione terziaria svolge nel ridurre, perpetuare o accentuare le disparità sociali e nel perseguire la giustizia sociale, ma richiede un'integrazione con approcci che sfociano nella sociologia dell'istruzione.

Sul piano politico, numerosi atti tentano di delineare un equo sistema di istruzione terziaria che crei consenso in campo nazionale ed internazionale, anche in relazione a criteri di giustizia e coesione sociale.

Il Processo di Bologna,<sup>25</sup> in tal senso, indica quale indirizzo dominante della *Europeizzazione dell'Alta Istruzione* l'eguale accesso, arricchito però dalla contemporanea necessità di garantire appropriate condizioni agli studenti affinché completino gli studi senza essere penalizzati dalle loro caratteristiche socioeconomiche,<sup>26</sup> e che la componente studentesca attiva nell'istruzione terziaria rifletta le diversità della popolazione<sup>27</sup> (Keeling, 2006).

Negli studi che si occupano di eguaglianza di opportunità e di mobilità intergenerazionale, il grado di istruzione raggiunto dai genitori è spesso utilizzato quale segnale dell'impatto dei fattori culturali, sociali ed economici sulla probabilità di accesso alla formazione superiore. L'uso di indicatori che misurano il livello di istruzione è pertinente poiché si assume implicitamente che le esperienze ed aspirazioni dei genitori siano state tramandate ai loro figli.

Nella letteratura empirica, uno studio comparativo<sup>28</sup> che maggiormente giustifica l'uso di questo indicatore è quello presentato da Shavit and Blossfeld (1993). Da questa analisi emerge che la probabilità di proseguire nell'istruzione terziaria degli studenti appartenenti a famiglie culturalmente povere è di fatto aumentata, ma le iniquità di classe, in termini relativi, sono rimaste alquanto stabili nelle ultime decadi del ventesimo secolo; fanno eccezione l'Olanda e la Svezia, in cui si registra una significativa equità di rappresentanza degli strati sociali.

Successive analisi in merito all'incremento del numero di studenti che accedono all'istruzione terziaria concordano con tali risultati. Machin and Vignoles (2004) notano che questa espansione non ha favorito un miglioramento in termini di equità, bensì ha coinvolto prevalentemente soggetti di provenienza socioeconomica elevata e con genitori già in possesso di un titolo di studio terziario. Nel caso italiano, Bratti et al. (2008) osservano che il maggior numero di iscritti ai corsi universitari derivanti dalla riforma 3+2 che ha

<sup>25</sup>Il Processo di Bologna è un processo di riforma del sistema di istruzione avanzata a carattere europeo

<sup>26</sup>Conferenza dei Ministri per l'Alta Formazione, Bologna, 2005

<sup>27</sup>Conferenza dei Ministri per l'Alta Formazione, Bologna, 2007

<sup>28</sup>Lo studio coinvolge tredici paesi industrializzati.

ampliato l'offerta formativa, non ha portato cambiamenti di rilievo sulla numerosità e stratificazione sociale dei laureati.

Una ulteriore analisi comparativa (Shavit et al., 2007) afferma che l'espansione dell'istruzione terziaria nelle ultime decadi è conseguenza dell'incremento nel numero di studenti che concludono gli studi secondari in tutti i 15 paesi industrializzati considerati. Il conseguimento di un titolo di studio secondario ha permesso ad un maggior numero di studenti di iscriversi all'università, rendendo l'accesso alla formazione terziaria universale e, di conseguenza, incrementando l'inclusione sociale. Gli autori suggeriscono che, seppur persistano sproporzioni nella composizione sociale degli iscritti all'università, il sistema è comunque in espansione e permette una più ampia partecipazione sociale alla formazione terziaria.

Le indagini, però, evidenziano che la conclusione degli studi superiori è raggiunta prevalentemente da studenti che provengono da ambienti culturali, sociali ed economici più elevati (EQUNET, 2010), ovvero gli stessi che beneficranno dei maggiori rendimenti, sia occupazionali che salariali. Il sistema, quindi, implica che le disuguaglianze nei tassi di completamento dell'istruzione terziaria si traducano in disparità salariali che accentuano la disuguaglianza sociale.

Questa considerazione introduce una riflessione in merito alla modalità del finanziamento pubblico dell'istruzione terziaria. Se l'onere dell'istruzione pubblica ricade sull'intera collettività, il rischio che le imposte si trasformino in regressive è molto elevato. Da un lato, il costo per finanziare le università pubbliche grava su tutti i contribuenti, mentre il beneficio privato rimane a coloro che sostengono la spesa pubblica in maniera proporzionalmente inferiore. Dall'altro, in presenza di autoselezione nella partecipazione alla formazione terziaria, porre a carico della fiscalità generale il finanziamento della stessa, comporta effetti di iniquità crescente.

Per realizzare un maggiore equilibrio tra i costi sostenuti e i benefici ottenuti dagli individui, e per assicurare alle università i finanziamenti di cui necessitano, l'attuale sistema di finanziamento europeo chiede, in maniera variabile, ai principali beneficiari dell'istruzione terziaria di contribuire all'investimento nel proprio futuro con il pagamento delle tasse di frequenza.

Inoltre, l'orientamento prevalente è quello di istituire una combinazione bilanciata tra forme di finanziamento privato e pubblico, aumentando l'onere della spesa di istruzione a carico dello studente, sia incrementando le tasse che introducendo i prestiti d'onore, e di potenziare il criterio del merito rispetto a quello del reddito nell'assegnazione delle borse di studio.<sup>29</sup>

I dati internazionali in merito alla composizione, al rendimento ed alle forme di finanziamento dell'alta istruzione forniscono indicatori che, impiegati in un'ottica comparata, sono utili per capire a fondo e controllare ciò che avviene nei sistemi d'istruzione nazionali e nel suggerire ai decisori politici quale strada intraprendere per migliorare l'efficienza della formazione terziaria che promuova anche la coesione sociale.

---

<sup>29</sup>Nel Regno Unito sono già state introdotte riforme in questa direzione, nel 1998 con il *Teaching and Higher Education Act*, e successivamente con il *Higher Education Act* del 2004 (Callender, 2006).

## 4. L'istruzione universitaria

### a. I laureati nello scenario internazionale

Confrontare e valutare a livello internazionale i sistemi educativi indagati dall'Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico (OCSE) non è cosa semplice; ciascun Paese<sup>30</sup> ha una propria tradizione e cultura che si riflette anche, e in maniera peculiare, nell'organizzazione scolastica. Al fine di semplificare questa analisi e di rendere i dati internazionalmente confrontabili, sono stati definiti degli indicatori<sup>31</sup> che individuano i gradi di istruzione, ne specificano il rendimento, non solo in termini economici, ma anche sociali, e ne evidenziano gli aspetti dinamici analizzando il progredire delle competenze.

In un'ottica di comparazione internazionale, e con lo scopo di allineare i percorsi educativi che caratterizzano ciascun Paese, vengono definiti sei livelli di istruzione, distinti per durata, contenuti e competenze acquisite.

L'istruzione terziaria è suddivisa in due sottocategorie: la sigla ISCED<sup>32</sup> 5A individua i programmi di studio finalizzati alla ricerca o alle professioni che richiedono elevate competenze, quali, ad esempio, medici e odontoiatri ma anche i laureati triennali. La durata di questo percorso educativo è di almeno tre anni, a tempo pieno, sebbene nella maggior parte dei casi siano necessari quattro o cinque anni.

L'offerta formativa non rientra necessariamente nel canale universitario e non tutti i programmi universitari soddisfano i criteri di classificazione 5A. Appartengono a questa categoria, ad esempio, le lauree triennali, specialistiche e magistrali in Italia, gli *American Master's Degree* negli Stati Uniti, i *bachelor's degree* nel Regno Unito e in Irlanda, mentre in Germania e in Francia si chiamano rispettivamente *Diplom* e *Licence*.

La classificazione ISCED 5B, invece, definisce corsi orientati prevalentemente allo sviluppo delle abilità tecniche e pratiche, spendibili direttamente sul mercato del lavoro. Di norma hanno durata biennale, purché a tempo pieno.

In Europa, l'armonizzazione dell'istruzione terziaria è stata concordata nel 1998 con l'adesione di Francia, Germania, Italia e Regno Unito alla *Sorbonne Joint Declaration*<sup>33</sup> che ha posto le basi per la nascita del Processo di Bologna. La struttura che emerge permette oggi la comparazione dei programmi d'istruzione terziaria, internazionalmente definiti bachelor, master e doctorate,<sup>34</sup> tra i paesi europei e i paesi non europei membri dell'OCSE.

Da un'analisi dell'andamento, dal 1995 al 2009, della percentuale di individui che concludono un percorso di istruzione terziaria, sia di tipo 5A che di tipo 5B, si nota che la percentuale nei Paesi OCSE è costantemente aumentata, specie tra il 1995 e il 2000, mentre nell'ultimo triennio si è assestata intorno al 38% (figura 2).<sup>35</sup>

<sup>30</sup>I Paesi membri dell'OCSE sono 34. Inoltre partecipano all'analisi sui sistemi educativi Russia e Brasile, Argentina, Cina, India, Indonesia, Arabia Saudita, Sud Africa e Israele.

<sup>31</sup>Indicators of Education System (INES)

<sup>32</sup>International Standard Classification of Education (ISCED)

<sup>33</sup>Joint declaration on harmonisation of the architecture of the European higher education system; Paris, the Sorbonne, May 25 1998

<sup>34</sup>Nel sistema italiano corrispondono rispettivamente a laurea triennale di primo livello, laurea magistrale e dottorato di ricerca

<sup>35</sup>Tutti i dati discussi in questa sezione sono pubblicati in OECD (2011).

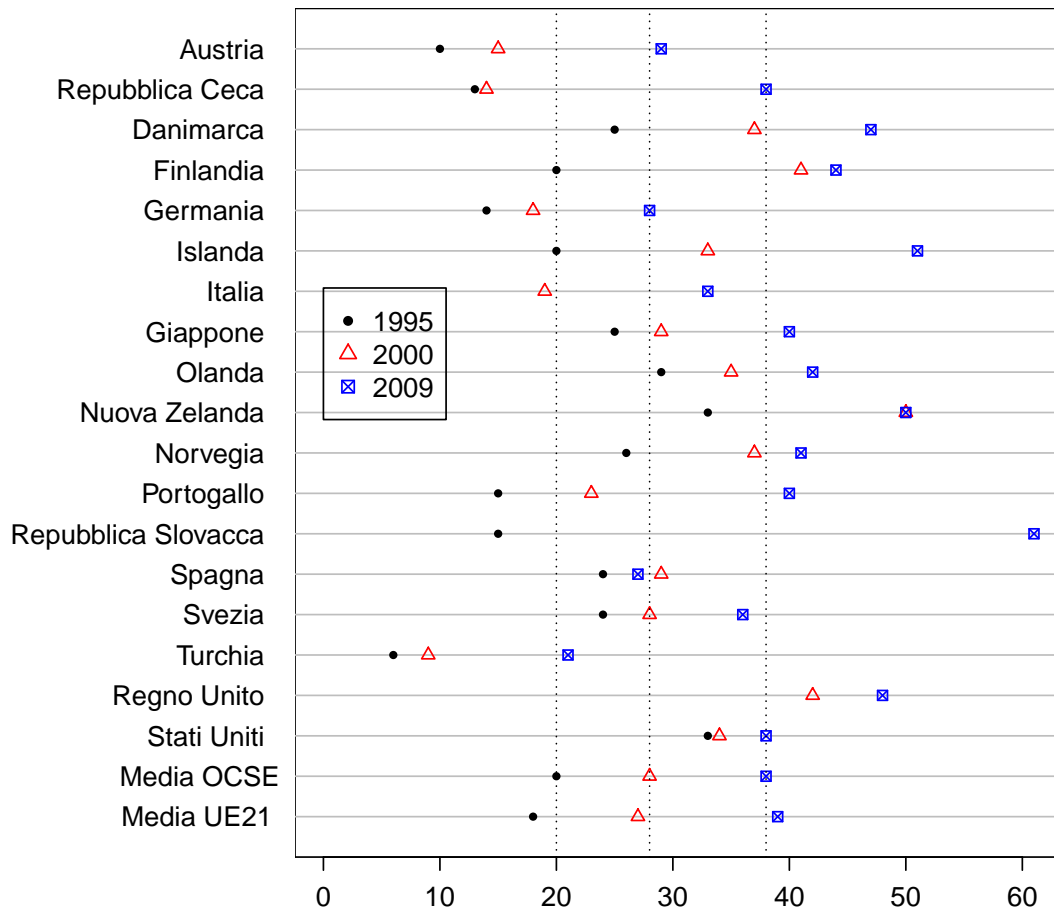


FIG. 2. Andamento della percentuale di laureati dal 1995 al 2009. Fonte: OCSE, Tavola A3.2 ([www.oecd.org/edu/eag2011](http://www.oecd.org/edu/eag2011))

Seppur la media OCSE sia piuttosto stabile, le percentuali di crescita nei paesi considerati variano di anno in anno. Decisamente oltre alla media OCSE si posiziona la Repubblica Slovacca, la cui percentuale nel 2009 è superiore al 60%. Il motivo per cui questo paese ha notevolmente incrementato il proprio numero di laureati trova spiegazione nella riforma attuata dal Ministero dell'Istruzione slovacco nel 2002, con la decisione di ampliare l'offerta formativa terziaria e, indirettamente, diminuirne il grado di difficoltà. L'aumento netto di laureati nell'ultima decade è favorito, inoltre, anche dalla maggiore mobilità internazionale degli studenti non ammessi ai programmi terziari, che finiscono per conseguire una laurea all'estero, soprattutto nella vicina Repubblica Ceca.

L'Islanda ha registrato un forte incremento nella percentuale di laureati. A partire dal 1997, questo paese ha attuato delle riforme sostanziali nella definizione, organizzazione ed amministrazione delle università, con l'obiettivo di aumentare il numero di iscritti ai corsi universitari. L'iscrizione ad un corso di laurea è subordinata al superamento di un esame di ammissione: tutti gli studenti idonei possono accedervi. Inoltre, la presenza di ingenti incentivi offerti ai lavoratori, i quali sono esonerati dal superamento dell'esame di ammissione, per proseguire gli studi a livello universitario ha contribuito alla crescita del numero di laureati. Nonostante i numerosi sforzi compiuti, però, la percentuale di studenti che decide di proseguire gli studi all'estero è ancora alta, e si aggira intorno al 16%.

Al contrario dei paesi sopra riportati, Austria, Svizzera e Turchia presentano tassi di laureati molto bassi. La Slovenia, assieme all'Argentina ed al Belgio, sono gli unici Paesi in cui vi sono più persone con un titolo di studio del tipo 5B piuttosto che 5A.

Concentrando l'attenzione sull'ultimo anno di osservazione e approfondendo l'analisi per genere ed età, si nota che il tasso medio dell'area OCSE di coloro che completano un percorso di istruzione terziaria di tipo 5A è pari al 46% per le donne e al 31% per gli uomini, e solo il 39% delle ragazze ed il 25% dei ragazzi concludono gli studi prima dei trent'anni.

Questi differenziali sono connessi a fattori strutturali ed economici nazionali, come ad esempio la durata del ciclo di studi terziario, l'obbligo di svolgere il servizio militare e l'esistenza di politiche ed incentivi che incoraggiano i lavoratori ad iscriversi ad un percorso di istruzione superiore.

Per quanto riguarda le disparità di genere nei tassi di completamento, il divario è ampio e sbilanciato a favore delle donne di oltre 25 punti percentuali in Islanda, Polonia e Repubblica Slovacca; in Germania, Messico e Svizzera non vi sono differenze significative, contrariamente a ciò che accade in Giappone e Turchia in cui la percentuale di uomini supera quella delle donne.

In termini generali, è assodato che acquisire istruzione amplia le possibilità occupazionali, tutela dal rischio di disoccupazione, soprattutto in periodo di crisi, e favorisce l'integrazione sociale. Nonostante il percorso formativo di un individuo sia, per definizione, di lungo periodo, ed i cambiamenti nella domanda di lavoro, invece, avvengano nel breve periodo, le informazioni sull'andamento dell'occupazione associata a diversi livelli di istruzione possono considerarsi un valido indicatore della corrispondenza tra ciò che il sistema educativo produce e la richiesta del mercato del lavoro.



*b. Rendimenti occupazionali: un'analisi comparata*

In media, nei paesi OCSE, nel 1997 e nel 2009, i tassi di disoccupazione della forza lavoro con istruzione secondaria e terziaria si aggirano rispettivamente intorno al 7% e al 4%, mentre la percentuale di disoccupati tra coloro che non hanno concluso il ciclo superiore supera il 10% (figura

I dati che analizzano le variazioni negli ultimi anni di osservazione confermano questa tendenza. In particolare bassi livelli di istruzione sono molto penalizzanti nel mercato del lavoro della Repubblica Slovacca, della Repubblica Ceca, dell'Ungheria e della Germania. I più alti tassi di disoccupazione in relazione all'istruzione terziaria si registrano in Spagna, Turchia, Grecia, Portogallo e Cile.

Viceversa, alti livelli di istruzione sono tipicamente associati ad una maggiore partecipazione nel mercato del lavoro, che si traduce in più alti tassi occupazionali.<sup>36</sup> Gli adulti meglio istruiti, quindi, occupano una posizione più competitiva nell'offerta di lavoro poiché hanno investito nel proprio capitale umano e sono dunque più motivati nell'ottenere un ritorno da questo investimento. Nella figura 4 si mostra la relazione tra l'investimento in istruzione terziaria e il suo ritorno in termini occupazionali. Il mercato del lavoro danese, islandese, norvegese, olandese, svedese e svizzero premia gli individui che investono in istruzione, mentre in Canada, Israele, Stati Uniti, Giappone e Corea, nonostante la percentuale di laureati sia pari o superiore a quella dei Paesi di cui sopra, il tasso di occupazione è inferiore.

Analizzando la parte sinistra della figura 4, si nota che in Brasile, Portogallo, Repubblica Ceca, Austria e Polonia, il livello occupazionale degli individui più istruiti è molto alto, anche se la percentuale di laureati è piuttosto bassa paragonata a quella dei paesi che si trovano nel quadrante destro, mentre Cile, Italia, Ungheria e Turchia si distinguono per le più basse percentuali di laureati e di occupazione, tra i Paesi considerati.

I tassi occupazionali esaminati per genere evidenziano, in media, degli squilibri per tutti i livelli di istruzione. Gli occupati con basso livello di istruzione rappresentano il 70,1%, mentre le donne solo il 48,9%; questa percentuale scende al di sotto del 40% in Cile, Repubblica Ceca, Ungheria, Polonia, Repubblica Slovacca, Turchia e Regno Unito.

Analogamente, la percentuale di occupati, in media, è pari all'88,6% per gli uomini con istruzione terziaria, e all'80% per le donne, percentuale questa che, nella maggior parte dei Paesi, è superiore o pari al 75%, ma che diminuisce in Cile, Italia, Giappone, Corea e Messico.

Indipendentemente dal livello di istruzione, le variazioni nel tasso occupazionale femminile incidono fortemente sull'occupazione totale: i paesi con più alti tassi occupazionali nella fascia di età 25-64 anni, quali Islanda, Norvegia, Svezia e Svizzera, hanno anche i più alti tassi occupazionali femminili.

Il tasso degli occupati per classe di istruzione è più alto in corrispondenza di titoli di studio superiori, e le differenze di genere tendono a diminuire con l'aumentare del livello educativo.

---

<sup>36</sup>Gli occupati sono coloro che, durante l'indagine, hanno un lavoro dipendente o sono lavoratori autonomi, per almeno un'ora, oppure hanno un lavoro ma temporaneamente non lo occupano. Il tasso di occupazione definisce la percentuale di occupati rispetto alla popolazione in età lavorativa.

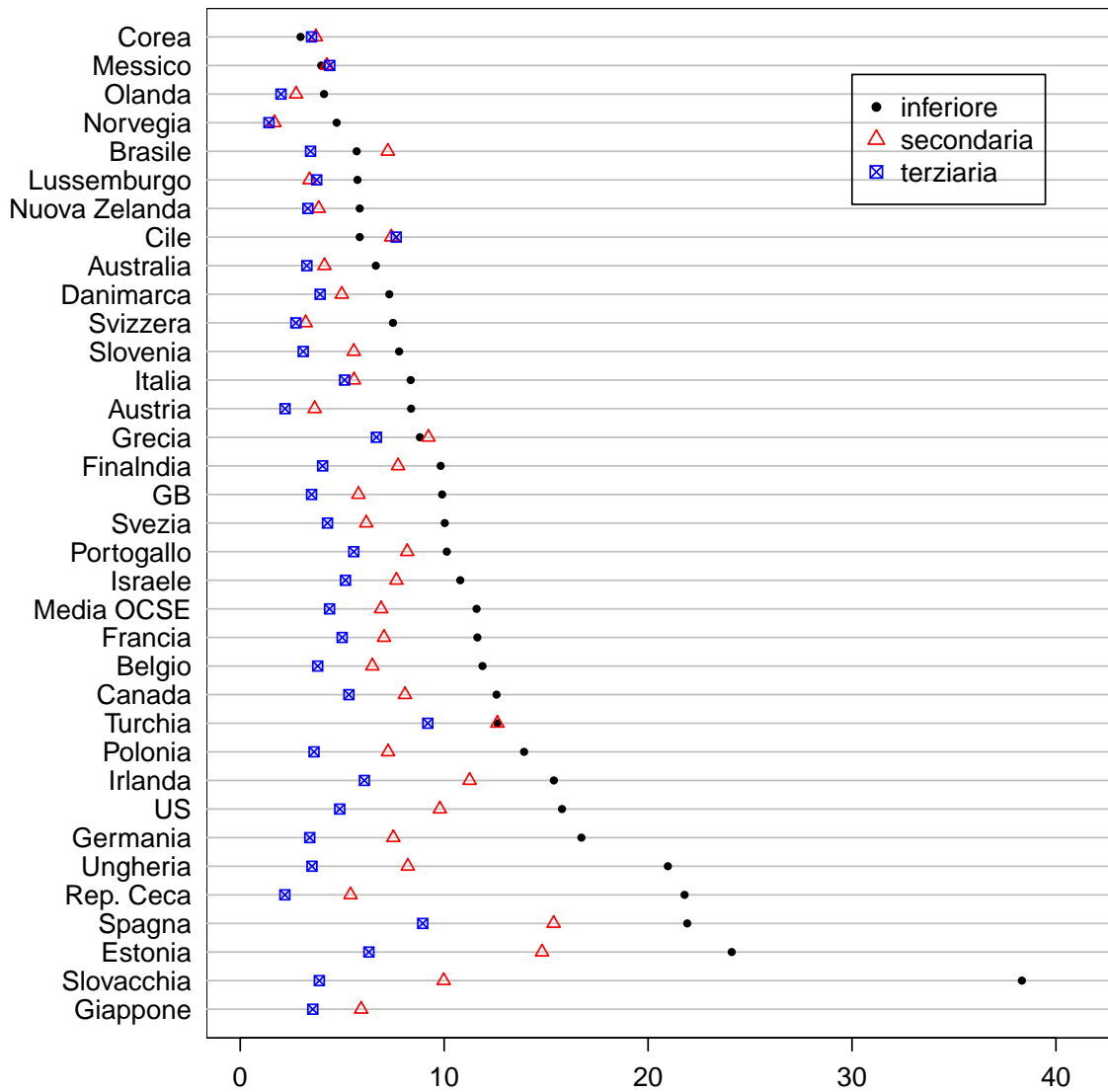


FIG. 3. Tassi di disoccupazione nel 2009 per livelli di istruzione (Fonte: OCSE, Tavola A7.2 ([www.oecd.org/edu/eag2011](http://www.oecd.org/edu/eag2011)))

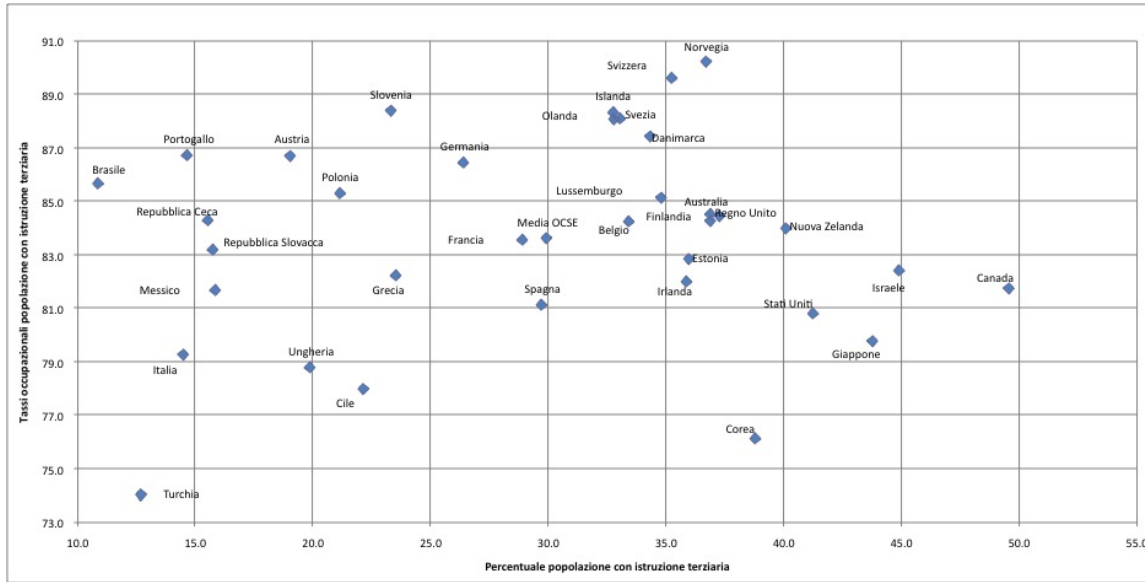


FIG. 4. Istruzione terziaria ed occupazione (Fonte: OCSE, Tavola A73.a e A1.3a ([www.oecd.org/edu/eag2011](http://www.oecd.org/edu/eag2011)))

### c. I differenziali salariali

La precedente sezione indaga la relazione positiva tra titolo di studio *terziario* e tassi occupazionali; il mercato del lavoro, però, premia l'investimento in istruzione avanzata anche con maggiori salari. È comune quindi affermare che l'istruzione terziaria sia associata a migliori guadagni.

Alti e crescenti rendimenti salariali per i più istruiti lascerebbero intendere che la domanda di elevate professionalità ecceda la quantità di capitale umano disponibile, mentre bassi e decrescenti salari per i meno istruiti coinciderebbero con un'ampia offerta di scarse competenze. In quest'ottica i salari relativi e, soprattutto, l'andamento dei redditi, diventano dei validi indicatori della corrispondenza tra sistema d'istruzione e il mercato del lavoro.

Le aspettative salariali di un individuo con alto livello di istruzione possono superare del 50% quelle di un soggetto che ha concluso il solo ciclo secondario. Questo differenziale salariale si riduce considerando livelli di istruzione inferiore: coloro che non concludono le scuole secondarie guadagnano, in media, il 23% in meno di coloro che completano il ciclo secondario.

Come emerge dalle figure 5 e 6, l'ammontare del premio salariale corrispondente ai diversi livelli d'istruzione è alquanto eterogeneo (specie per i livelli d'istruzione più elevati), ed è assodato che a livelli d'istruzione più alti corrispondano salari maggiori (con l'eccezione della Norvegia, in cui l'istruzione terziaria di tipo 5B, che coinciderebbe con i nostri diplomi universitari, è più remunerativa rispetto al grado superiore).

Un'ulteriore evidenza del vantaggio economico di detenere maggior formazione si ha con l'aumentare dell'età, seppur continuano a persistere differenze di genere. I salari relativi degli uomini con istruzione terziaria sono più alti nella fascia di età 55-64 che 25-34 in quasi tutti i paesi OCSE tranne che in Brasile, Irlanda e Turchia. Inoltre,

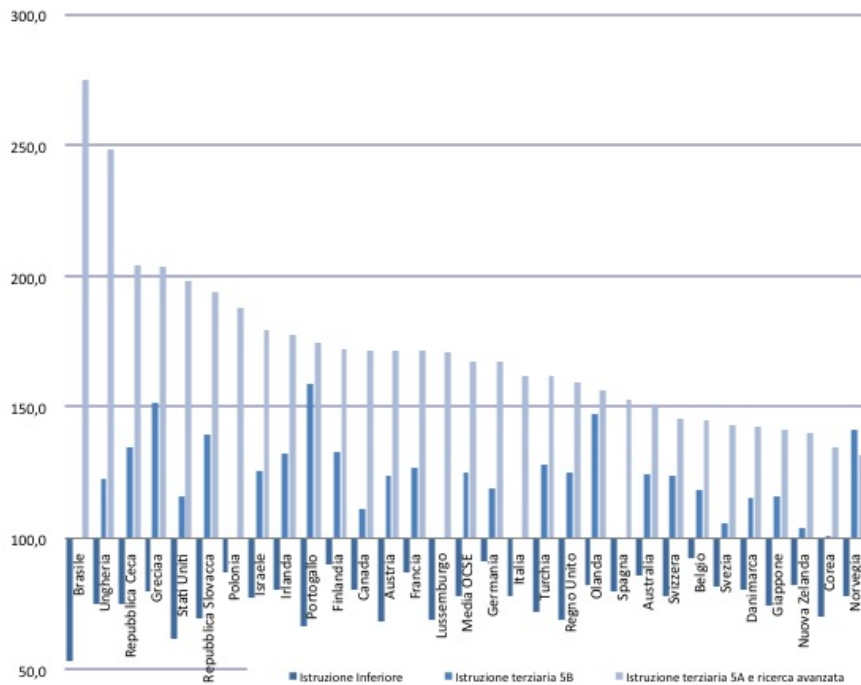


FIG. 5. Salari relativi per occupati maschi nella fascia di età 25-64, per livello di istruzione acquisito. Si noti che Belgio, Corea e Turchia riportano i valori dei salari netti. Repubblica Ceca, Ungheria, Lussemburgo, Polonia, Portogallo e Slovenia riportano i salari escludendo i dati del lavoro a tempo parziale. I paesi sono classificati in ordine decrescente rispetto ai salari relativi sulla popolazione con livello di istruzione 5A e ricerca avanzata. Fonte: OCSE Tavola A8.1. ([www.oecd.org/edu/eag2011](http://www.oecd.org/edu/eag2011))

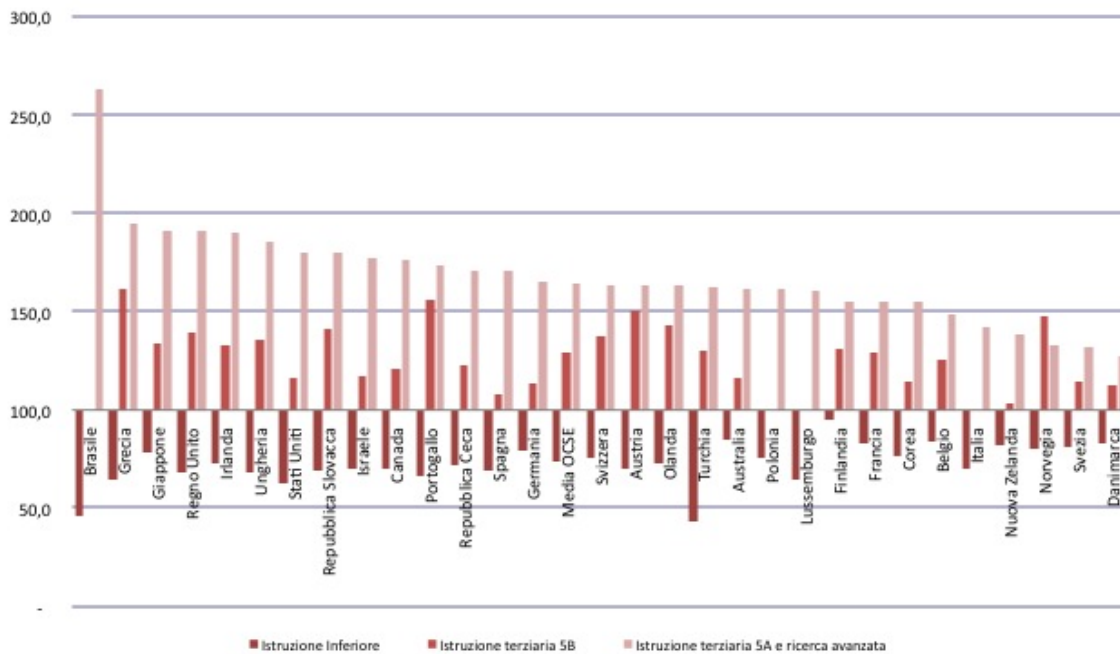


FIG. 6. Salari relativi per occupate femmine nella fascia di età 25-64, per livello di istruzione acquisito. Si noti che Belgio, Corea e Turchia riportano i valori dei salari netti. Repubblica Ceca, Ungheria, Lussemburgo, Polonia, Portogallo e Slovenia riportano i salari escludendo i dati del lavoro a tempo parziale. I paesi sono classificati in ordine decrescente rispetto ai salari relativi sulla popolazione con livello di istruzione 5A e ricerca avanzata. Fonte: OCSE Tavola A8.1. ([www.oecd.org/edu/eag2011](http://www.oecd.org/edu/eag2011))

gli individui che non hanno concluso le scuole superiori, sono maggiormente esposti a decrementi salariali in relazione all'età.

I differenziali salariali esistenti nei Paesi riflettono le differenze istituzionali nei mercati del lavoro, tali da provocare divergenze nella dinamica salariale. Si pensi, ad esempio, a mercati del lavoro dominati da sindacati altamente centralizzati e con forte potere contrattuale, alla legislatura in materia di salario minimo garantito, o alla composizione dell'offerta di lavoro rispetto all'istruzione acquisita.

I differenziali salariali possono, a ragione, considerarsi tra i più significativi indicatori dell'incontro tra offerta di istruzione e domanda. Vi è l'evidenza di una forte e positiva relazione tra formazione acquisita e media salariale. In tutti i Paesi oggetto di indagine, i soggetti maggiormente istruiti guadagnano di più rispetto a coloro che hanno una formazione inferiore. Queste differenze, inoltre, sono più marcate tra gli individui che completano il livello terziario 5A e superiore, come programmi di ricerca avanzati, e quelli che concludono il solo ciclo secondario, rispetto a quelle tra i soggetti con istruzione inferiore ed istruzione secondaria. Ciò si spiega col fatto che un individuo, a conclusione del ciclo secondario, decide di proseguire nella propria formazione purché venga ricompensato poi con redditi più elevati. Infatti, i costi privati in istruzione aumentano considerevolmente, in quasi tutti i paesi, dopo la conclusione degli studi secondari, ed alti premi salariali convincono gli individui ad investire tempo e denaro per acquisire ulteriore istruzione.

#### *d. L'approccio al finanziamento dell'istruzione terziaria*

Ciascun Paese oggetto di indagine ha un proprio schema di tassazione degli studenti che optano per la prosecuzione degli studi universitari il quale, inevitabilmente, ha delle ricadute sul costo dell'istruzione terziaria e sull'ammontare di risorse a favore delle università.

Diverse sono anche le forme di sussidio dirette agli studenti e alle loro famiglie, usate con l'intento di incoraggiare la partecipazione degli individui alla formazione terziaria, specie di coloro che presentano difficoltà economiche, coprendo parte dei costi diretti di istruzione. In questo modo, i singoli governi adottano indirizzi atti a facilitare l'accesso all'istruzione superiore per promuovere l'eguaglianza di opportunità tra studenti.

La valutazione dell'impatto di questi sussidi deve basarsi, almeno parzialmente, sugli indicatori inerenti le immatricolazioni, le iscrizioni e gli esiti dei percorsi di studi intrapresi dai beneficiari.

Il grafico 7 descrive la relazione tra la quota media di tasse universitarie e la percentuale di studenti che usufruisce di forme a sostegno del costo dell'istruzione terziaria.

In questa analisi, i Paesi differiscono in base al loro approccio nel finanziare l'alta formazione. Essi possono essere raggruppati secondo i seguenti modelli:

#### *1. Istruzione terziaria gratuita o semi-gratuita e generosi sistemi a supporto dei costi d'istruzione:*

sono classificati in questa categoria i Paesi del Nord Europa, quali Danimarca, Finlandia, Islanda, Norvegia e Svezia.

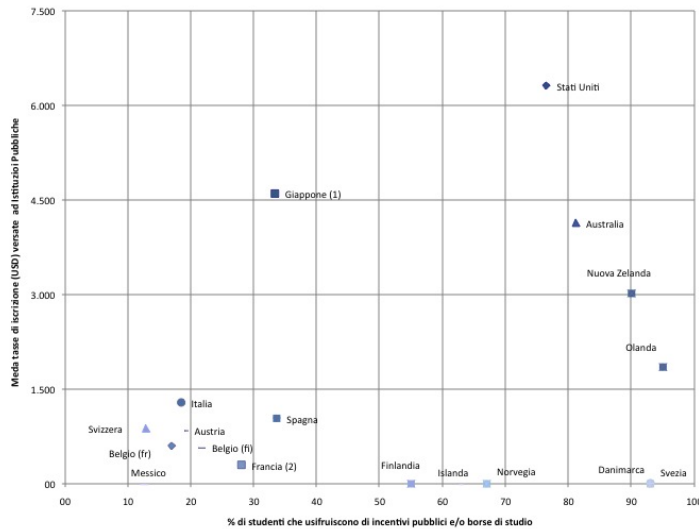


FIG. 7. Rapporto tra tasse di iscrizione (media) e % di studenti che usufruiscono di incentivi economici (a.a. 2008/2009). Fonte: OECD, Tavola B5.1 e B5.2 ([www.oecd.org/edu/eag2011](http://www.oecd.org/edu/eag2011))

Le barriere finanziarie in ingresso sono nulle, o, se presenti, molto contenute, e contestualmente gli aiuti economici agli studenti sono piuttosto generosi.

Il tasso medio di immatricolazione è del 69% ed è al di sopra della media OCSE, pari al 60% (OECD, 2011). Le tasse universitarie a carico degli studenti, se presenti, sono trascurabili; inoltre più del 55% degli iscritti beneficia di borse di studio e/o prestiti d'onore che coprono le spese di istruzione e di mantenimento.

L'idea che l'istruzione terziaria debba essere gratuita è una peculiarità della cultura di questi paesi, in cui l'accesso alla formazione è considerato un diritto anziché un privilegio.

Tuttavia, nell'ultima decade, la Danimarca ha deciso di introdurre delle tasse di iscrizione a carico degli studenti stranieri per incrementare le risorse a disposizione delle istituzioni terziarie. Islanda e Svezia hanno da poco deciso di adottare le medesime misure per i soli studenti stranieri.

## 2. Tasse universitarie elevate e un sistema di supporto agli studenti ben sviluppato:

in questo secondo modello rientrano l'Australia, il Canada, l'Olanda, la Nuova Zelanda, il Regno Unito e gli Stati Uniti.<sup>37</sup> In questi paesi le barriere finanziarie per accedere all'istruzione terziaria sono elevate, ma controbilanciate da sussidi pubblici cospicui. Le tasse di iscrizione per accedere all'istruzione terziaria eccedono i 1 500 USD e più del 75% degli studenti riceve delle agevolazioni.

<sup>37</sup>L'Olanda ed il Regno Unito rientrano in questo gruppo dopo le riforme attuate a partire dal 1995.

Il tasso medio di iscritti alla formazione di tipo 5A è pari al 69%,<sup>38</sup> ovvero 9 punti percentuali sopra la media dei paesi OCSE, ed è significativamente più alto della maggior parte dei paesi i cui costi di iscrizione sono più bassi, ad eccezione dei paesi che appartengono al modello 1.

I servizi a supporto degli studenti sono ben strutturati e soprattutto soddisfano i bisogni della popolazione studentesca; in quattro paesi dei sei appartenenti a questo modello, la percentuale dei sussidi sul totale della spesa pubblica destinata alla formazione terziaria eccede la media OCSE, che si attesta al 21%. L'Australia sovvenziona gli studenti con il 32%, l'Olanda con il 29%, la Nuova Zelanda con il 42% e il Regno Unito addirittura con il 53%. Negli Stati Uniti e in Canada la percentuale è rispettivamente del 20% e del 17%.

3. *Tasse universitarie elevate e un sistema di supporto agli studenti poco sviluppato:* appartengono a questa categoria il Giappone e la Corea, in cui la maggior parte degli studenti paga elevate tasse di iscrizione, ma i servizi offerti non sono così sviluppati come quelli precedentemente descritti.

L'onere della spesa universitaria grava quasi del tutto sugli studenti e sulle loro famiglie. Le tasse di iscrizione per accedere all'istruzione 5A superano i 4 500 USD, e solo una piccola percentuale di studenti beneficia di sussidi pubblici. In Giappone circa 1/3 degli iscritti riesce ad ottenere dei benefici economici, prevalentemente per meriti accademici, mentre solo il 15% della spesa pubblica coreana è destinata a sostegno del reddito degli studenti.

Il tasso di immatricolazione degli studenti giapponesi e coreani nel circuito dell'istruzione di tipo 5A è rispettivamente del 49% e 71%. Il Giappone, quindi, si posiziona al di sotto della media OCSE, ma tale risultato è compensato da una percentuale di iscritti alla formazione di tipo 5B che supera la media OCSE.

Inoltre, questi due paesi si distinguono per la più bassa quota del prodotto interno lordo destinata alla formazione avanzata. Tuttavia, nel 2009, il Giappone ha implementato delle riforme per migliorare i servizi agli studenti, che lo rendono più simile al modello 2, descritto precedentemente, rispetto a quanto avveniva nel 1995.

4. *Basse tasse universitarie e un sistema di supporto agli studenti poco sviluppato:*

il quarto gruppo include i restanti paesi europei, di cui vi è disponibilità dei dati, ovvero Austria, Belgio, Repubblica Ceca, Francia, Irlanda, Italia, Portogallo, Svizzera e Spagna, e il Messico.

Dal 1995, alcune riforme sono state introdotte, principalmente in Austria ed Italia, per aumentare le tasse di iscrizione a carico degli studenti; nonostante ciò le tasse di iscrizione possono ancora considerarsi piuttosto basse se confrontate con quelle chieste dai paesi classificati nei modelli 2 e 3.

---

<sup>38</sup>In particolare Australia e Nuova Zelanda detengono le più alte percentuali, rispettivamente 94% e 78%; parte di questi iscritti però sono stranieri. La percentuale di immatricolati negli Stati Uniti, Olanda e Regno Unito è rispettivamente del 70%, 63% e 60%.



Pur non presentando delle barriere finanziarie in ingresso particolarmente proibitive, o addirittura nulle come avviene in Irlanda, Messico e Repubblica Ceca, il tasso medio di immatricolazione nell'istruzione 5A è del 50%, inferiore alla media OCSE. In Belgio questo tasso relativamente basso è controbilanciato da un alta percentuale di iscrizione alla formazione 5B. Nonostante si ritenga che elevate tasse di iscrizione possano rappresentare un disincentivo per proseguire nella formazione, l'evidenza suggerisce che ridotti costi di istruzione non assicurino alti tassi di partecipazione.

La percentuale media di studenti che beneficia di sussidi pubblici è inferiore al 40%. Gli incentivi economici di cui beneficiano gli studenti e le loro famiglie non consistono solo di trasferimenti diretti, ma anche di detrazioni familiari sul reddito e di riduzioni delle tasse di iscrizione o esoneri totali.

Infine, il sistema appena delineato risulta essere fortemente dipendente dai finanziamenti pubblici.

Dall'analisi presentata nella figura 8 emerge che i sussidi a sostegno dei costi dell'istruzione possono assumere diverse forme oltre alle tradizionali borse di studio, ampiamente usate nel nostro paese per sostenere l'istruzione universitaria degli studenti con limitate possibilità economiche.

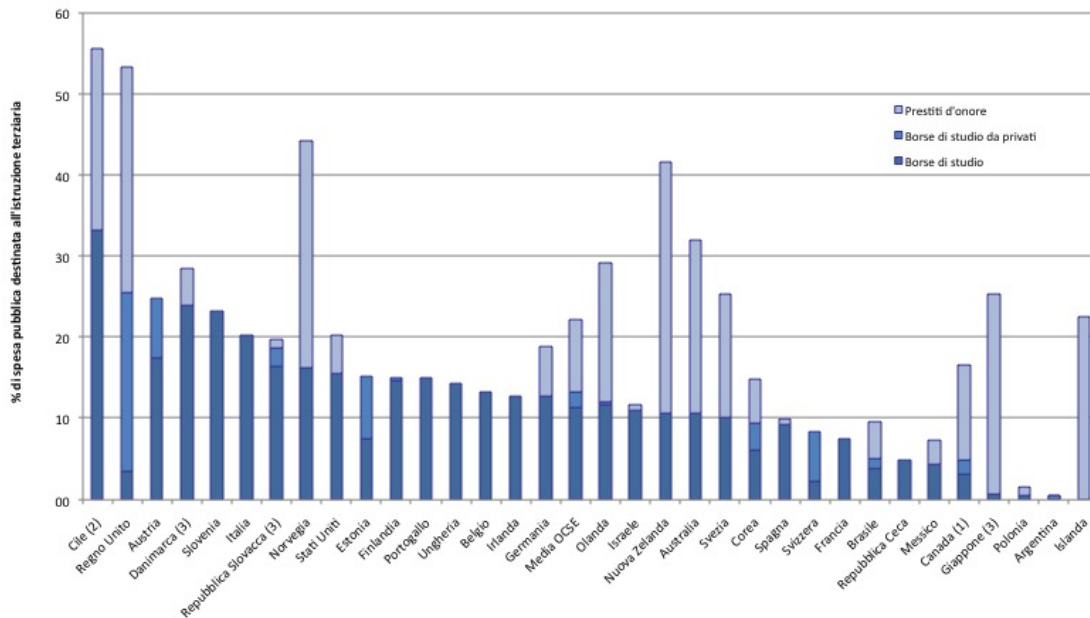


FIG. 8. % di spesa in istruzione terziaria per borse di studio, credito all'istruzione e trasferimenti e pagamenti a privati. (1) anno di riferimento 2007; (2) anno di riferimento 2009; (3) sono inclusi diversi livelli di istruzione. Fonte: OECD. Argentina: UNESCO Institute for Statistics (World Education Indicators Programme) ([www.oecd.org/edu/eag2011](http://www.oecd.org/edu/eag2011))

Nella maggior parte dei paesi OCSE è in corso un dibattito aperto sul tema dei sussidi economici e sulla corretta modalità di erogazione. L'orientamento dominante è quello di

combinare diverse tipologie, tra cui i prestiti all'istruzione, già presenti in buona parte dei paesi OCSE e totalmente assenti nel nostro paese.

Compito della ricerca empirica è valutare gli effetti dell'incentivazione monetaria sulla carriera degli studenti al fine di trarre delle conclusioni in merito all'efficienza dell'attuale sistema di finanziamento e di fornire delle indicazioni di *policy*.

## 5. La valutazione degli incentivi economici

### *a. Il contesto internazionale*

Gli studi relativi agli effetti degli incentivi economici sul comportamento degli studenti universitari sono molteplici. La maggior parte, però, valuta i finanziamenti agli studenti senza distinguere la natura, inserendo nell'analisi svariate forme di incentivo quali borse di studio, per reddito o merito, prestiti d'onore ed agevolazioni nel pagamento delle tasse universitarie.

Si esaminano cioè incentivi i cui criteri di selezione posano su basi ben diverse (Bresciani and Carson, 2002), (Gladieux and Perna, 2005), mentre sono pochi gli studi che esaminano separatamente gli effetti degli incentivi per reddito e di quelli per merito (Cornwell et al., 2005), (Scott-Clayton, 2011), ed ancora meno sono gli studi che ne comparano i risultati (Singell and Stater, 2006).

In ogni caso, i ricercatori devono misurarsi con le difficoltà che si riscontrano nell'identificare l'effetto causale degli incentivi economici. Innanzitutto, sia la metodologia che la ricerca empirica stimano effetti medi sull'intera popolazione, tralasciando di considerare i potenziali effetti diversi su diverse sotto popolazioni.

È dubbia quindi la correttezza di misurare gli effetti causali degli incentivi economici confrontando le carriere universitarie di studenti che tra loro divergono fortemente non solo rispetto agli incentivi ricevuti. Inoltre, nonostante gli attori politici siano interessati agli effetti causali di lungo periodo, come il raggiungimento del titolo di studio, la maggior parte della ricerca si concentra sugli effetti di breve periodo, quali le immatricolazioni e gli abbandoni al secondo anno.

La stima dell'effetto causale degli incentivi sui risultati conseguiti dagli studenti non è facilmente determinabile. Pur in presenza di un'assegnazione casuale delle borse di studio, gli studenti che decidono di partecipare al programma sono in possesso di una serie di caratteristiche che già di partenza li distinguono dagli studenti rinunciatari. Witte (2000) ad esempio, modellò la probabilità di adesione al Milwaukee Program<sup>39</sup> condizionatamente ai fattori di eleggibilità ad una serie di altre caratteristiche demografiche quali la razza degli studenti, il reddito familiare, il sesso, il livello di istruzione della madre. Egli giunse alla conclusione che gli studenti afroamericani e ispanici partecipano maggiormente, in particolar modo le ragazze, e la probabilità di partecipare al programma è maggiore nelle famiglie in cui la madre ha un titolo di studio più alto.

L'insieme di caratteristiche socio-demografiche che influenzano la probabilità di adesione riflettono il contesto socio-culturale nel quale il programma viene attuato e creano

---

<sup>39</sup>Il Milwaukee Program consiste nell'assegnazione di contributi pubblici per gli studenti che frequentano scuole private e che in assenza del voucher non potrebbero permetterselo. In alcuni casi questo voucher viene assegnato in maniera casuale tra i volontari che partecipano al programma

distorsione nei due gruppi di partecipanti e non partecipanti, che sono eterogenei rispetto a caratteristiche che influenzano la variabile risultato (Heckman, 1996).

Un'ulteriore problematica riguarda gli studenti ai quali vengono erogati i contributi per reddito. In media, essi provengono da un ambiente familiare, culturale e sociale più povero, il che, pur in assenza di incentivo, può incidere negativamente sul cammino universitario e richiedere un maggior sforzo iniziale. In quest'ottica è difficile separare i probabili benefici delle borse di studio dai risultati accademici. Una semplice correlazione tra incentivi per reddito e carriera scolastica può sottostimare il beneficio reale ed è probabile che caratteristiche importanti, ma difficilmente misurabili, vengano omesse (Dynarski, 2003), (Riegg, 2008).

Questo è il motivo per cui gli studi di tipo osservazionale soffrono spesso di distorsione da selezione, che si traduce in una non accurata stima degli effetti.

L'omissione di variabili che incidono sulla risposta è un problema comune in questo tipo di analisi, e deriva sia dall'indisponibilità di dati che dalla natura delle tecniche d'analisi. Tuttavia l'assunto che maggiori incentivi siano positivamente correlati col tasso di iscrizione e di laureati, è generalmente accettato e giustificato dalle ricerche empiriche.

Quanto a cosa si intenda, poi, per risultato dell'incentivazione, possiamo distinguere tre aspetti: le immatricolazioni, le iscrizioni agli anni successivi e il completamento degli studi.

Studi basati su dati americani, sia nazionali che federali, evidenziano che diminuire i costi diretti dell'istruzione ha un impatto positivo e statisticamente significativo sulle immatricolazioni. Ad esempio Kane (2001) stima che un incremento di 1 000 USD negli incentivi per reddito è associato ad un aumento nel numero degli iscritti di 6 punti percentuali.

Buona parte della letteratura valuta gli effetti dei finanziamenti sul proseguimento degli studi, obiettivo esplicito degli attori politici, mentre le ricerche che considerano quale variabile risposta il conseguimento della laurea sono in minor numero. Un interessante studio di Dynarski (2005) stima che le borse di studio assegnate dal programma HOPE<sup>40</sup> negli stati dell'Arkansas e della Georgia abbiano aumentato il numero dei laureati in questi due stati.

#### *b. Studi nazionali sugli effetti delle borse di studio*

Un interessante studio nazionale che si occupa degli effetti delle politiche per il sostegno agli studi universitari è stato condotto dall'IRPET (Istituto Regionale per la Programmazione Economica della Toscana) per conto del Comitato Nazionale per la Valutazione del Sistema Universitario (CNVSU), con l'intento di misurare l'impatto delle borse di studio sulla carriera degli studenti (Mealli and Rampichini, 2006, 2012).

L'analisi si concentra su 11 atenei equamente distribuiti sul territorio nazionale e considera gli immatricolati negli anni accademici 1998/99, 1999/2000 e 2001/02.

Il modello utilizzato per la stima degli effetti delle borse universitarie è noto in letteratura con il nome di *Regression Discontinuity Design* (Hahn et al., 2001), ed assume che la probabilità di ricevere il trattamento varia in modo discontinuo come funzione di una

---

<sup>40</sup>Helping Outstanding Pupils Educationally

variabile osservabile (il reddito nel caso osservato).

Questo disegno quasi-sperimentale può essere sfruttato per stimare un impatto medio intorno ad un punto di discontinuità, rappresentato dalla soglia di reddito che stabilisce vincitori e non idonei alla borsa di studio. Intorno a questo punto gli individui possono essere considerati molto simili tra loro; l'unico fattore che li distingue è ricevere o meno il trattamento. Con le dovute precauzioni, quindi, si può assumere che i soggetti sono casualmente posizionati di poco sotto la soglia e beneficiano della borsa di studio, e di poco sopra la soglia e ne rimangono esclusi.

Le due dimensioni del processo formativo indagate, persistenza (iscrizione al secondo anno) e produttività (esami sostenuti al secondo anno), sono studiate osservando i dati di ciascun ateneo.

L'efficacia della borsa in relazione alla probabilità di iscrizione al secondo anno è dimostrata in 9 degli 11 atenei considerati per i soli studenti fuori sede, mentre non risulta quasi mai efficace per gli studenti pendolari e in sede. Al secondo anno, e rispetto al superamento degli esami, la borsa mostra un'efficacia maggiore, seppur limitata agli studenti che ne beneficiano per la prima volta, e quasi mai mostra un effetto cumulato. In generale, quindi, non sempre le borse di studio riducono, al primo anno, i tassi di abbandono e non sempre favoriscono, al secondo anno, il superamento degli esami (Mealli and Rampichini, 2006).

Inoltre, Mealli and Rampichini (2012) dimostrano che l'effetto della borsa di studio sulla prosecuzione degli studi diventa non significativo man mano che ci si allontana dalla soglia di reddito che definisce beneficiari ed esclusi, vale a dire che per gli studenti più poveri ricevere la borsa di studio non incide sulla decisione di non abbandonare l'università.

Le autrici giustificano tale risultato attribuendolo all'importo contenuto della borsa di studio, che, anche se accompagnato dall'esonero dal pagamento delle tasse di iscrizione, non è sufficiente a coprire i costi di mantenimento degli studenti.

Tale considerazione concorda con le conclusioni che traggono Garibaldi et al. (2007) in merito agli effetti delle borse di studio sul completamento del ciclo di studi entro i tempi accademici.

Dalla loro analisi emerge che se gli incentivi economici fossero aumentati di 1000 euro, la probabilità che gli studenti<sup>41</sup> conseguano il titolo oltre la durata del corso di studi decrescerebbe del 5,2%.

Infine, Covizzi et al. (2010) si propongono di stimare l'effetto, in relazione alla probabilità di iscrizione all'università, di un programma di borse di studio per studenti meritevoli provenienti da famiglie poco abbienti introdotto di recente nella Provincia di Trento.

Anche in questo caso la metodologia implementata è quella della *Regression Discontinuity Design*, ma l'effetto stimato intorno alla soglia non risulta essere statisticamente significativo sui tassi di iscrizione del gruppo degli studenti beneficiari.

---

<sup>41</sup>Il campione è formato dagli studenti dell'Università Bocconi

## 6. Strategia per la valutazione

### a. L'analisi controfattuale

In questo contesto si vuole delineare, da un punto di vista metodologico, il percorso di analisi per la misurazione degli effetti causali di attività di sostegno economico sulla carriera degli studenti universitari.

Attribuire in senso causale ad un politica i cambiamenti osservati consiste nell'individuare il contributo netto che tale intervento ha apportato ai risultati osservati. Risulterebbe ingenuo infatti definire l'effetto di un intervento quale differenza tra la situazione osservata dopo l'esposizione al trattamento e la situazione osservata prima dell'esposizione; a fronte di un cambiamento osservato, l'obiezione è che esso si sarebbe potuto verificare in ogni caso, per motivi diversi dall'intervento, e quindi l'effetto dell'intervento potrebbe essere nullo o addirittura negativo, pur in presenza di un cambiamento (Trivellato, 2009).

Per evitare quindi errori concettuali, è di primaria importanza adottare la logica del *controfattuale*: l'effetto di un intervento è definito dal confronto tra ciò che accade a valle della messa in atto dell'intervento, il *fattuale*, e ciò che sarebbe accaduto se l'intervento non fosse stato realizzato, il *controfattuale*.

Mentre il primo termine di confronto è osservabile, il secondo termine è ipotetico, non osservabile per definizione, e deve perciò essere ricostruito in maniera credibile.

Da qui nasce quello che è stato indicato da Holland (1986) come il problema fondamentale dell'inferenza causale, e che Heckman et al. (1999) definiscono il problema fondamentale della valutazione degli effetti.

Il paradigma controfattuale richiede di ricostruire credibilmente ciò che si sarebbe osservato sugli esposti al programma in assenza di una loro esposizione. Di conseguenza, ogni soggetto è caratterizzato da due risultati potenziali (Rubin, 1974): dato un trattamento di tipo binario, si definiscono per ciascun individuo due variabili risultato

$$\begin{aligned} Y_i^T, & \text{ nel caso in cui l'individuo sia esposto al trattamento} \\ Y_i^{NT} & \text{ nel caso in cui l'individuo non sia esposto al trattamento} \end{aligned}$$

Ciò consente di definire in modo rigoroso e generale la nozione di effetto causale del trattamento  $T$  sull'individuo come differenza tra i due risultati potenziali,  $Y^T$  e  $Y^{NT}$ .

Sebbene sia impossibile osservare entrambe le variabili contemporaneamente per il singolo individuo, in certe condizioni è possibile, fatte opportune ipotesi, identificare l'effetto medio nella popolazione o perlomeno in alcune sottopopolazioni d'interesse.<sup>42</sup>

Occorre anzitutto chiarire qual è l'effetto che si vuole misurare.

La differenza media tra  $Y^T$  e  $Y^{NT}$  individua l'effetto medio del trattamento,  $ATE$ ,<sup>43</sup> sulla popolazione. L' $ATE$  risponde al quesito: qual è l'effetto medio del trattamento su un generico individuo estratto dalla popolazione?

$$ATE = E(Y^T - Y^{NT}) = E(Y^T) - E(Y^{NT})$$

<sup>42</sup>Se l'effetto fosse costante, tutti gli effetti medi ovviamente sarebbero identici. Ma se si ammette l'eterogeneità degli effetti, gli effetti medi variano a seconda della sottopopolazione considerata.

<sup>43</sup>Average Treatment Effect

Heckman (1997) sostiene che questo stimatore non è rilevante ai fini della valutazione poiché non vi è interesse nel considerare gli effetti di un programma su un soggetto per cui l'intervento non è stato pensato. A tal proposito egli utilizza due esempi volutamente estremi. Nel primo suppone di estrarre un milionario da inserire in un programma di formazione professionale per lavoratori con basse competenze. Nel secondo, un idiota a cui far frequentare un dottorato di ricerca. Conclude sostenendo che con ogni probabilità il milionario non è interessato a partecipare, anche se gliene viene offerta la possibilità, mentre pochi idioti dovrebbero essere in grado di conseguire un dottorato di ricerca, almeno nella maggior parte dei settori disciplinari.

Concettualmente interessante, seppur di limitata rilevanza pratica, è la nozione di effetto medio tra i non trattati ( $ATU$ ),<sup>44</sup> ovvero l'effetto che il trattamento avrebbe, in media, sui non esposti se questi partecipassero al programma

$$ATU = E(Y^T - Y^{NT} | T = 0) = E(Y^T | T = 0) - E(Y^{NT} | T = 0)$$

Il termine  $E(Y^T | T = 0)$  indica l'effetto medio del trattamento sugli individui che non hanno partecipato al programma, nel caso fossero stati esposti all'intervento, cioè nella situazione *controfattuale*, non osservabile per definizione.

Il vero parametro di interesse negli studi osservazionali è l'effetto medio del trattamento su coloro che sono trattati: l' $ATT$ .<sup>45</sup> Questa è la grandezza di maggior interesse dal punto di vista della valutazione delle politiche; attraverso la sua stima si è in grado di isolare l'effetto causale dell'implementazione della politica

$$ATT = E(Y^T - Y^{NT} | T = 1) = E(Y^T | T = 1) - E(Y^{NT} | T = 1)$$

In questo contesto il termine *controfattuale* è dato da  $E(Y^{NT}|T = 1)$ , ed indica come si sarebbero comportati i trattati se non fossero stati esposti al trattamento.

Per formalizzare statisticamente il problema è necessario premettere una considerazione spesso tralasciata: ogni valutazione si basa sull'ipotesi di *assenza di interferenza tra individui*, denominata da Rubin (1980a) *Stable Unit Treatment Value Assignment* (SUTVA): si assume che l'intervento su un soggetto non modifichi il comportamento degli altri soggetti e che le dimensioni dell'intervento siano sufficientemente ridotte e tali da non modificare l'assetto generale del sistema (Mealli and Rampichini, 2006). Il trattamento deve essere univoco e non vi deve essere contagio tra la condizione di trattato, non trattato e risultati potenziali.

Nel caso specifico, è ragionevole assumere che gli esiti dei vincitori della borsa di studio non producano effetti sui risultati dei non percipienti, considerando che l'intervento ha anche una dimensione limitata poiché coinvolge una bassa percentuale degli iscritti.

In secondo luogo è necessario distinguere tra criteri di ammissibilità, che definiscono gli individui che potrebbero essere trattati, e meccanismo di assegnazione, che nel corso dell'implementazione della politica determina fattualmente quali sono i trattati, e per differenza i non trattati, o controlli.

In termini generali, per stimare l' $ATT$  occorre da una parte stimare  $E(Y^T|T = 1)$ , il che è (relativamente) banale in quanto si dispone di un campione di osservazioni di  $Y^T$

---

<sup>44</sup>Average Treatment Effect on the Untreated

<sup>45</sup>Average Treatment Effect on the Treated

per individui trattati. D'altra parte, occorre stimare  $E(Y^{NT}|T = 1)$ , ma sugli individui trattati non s'è osservata, ovviamente, la variabile risultato in assenza di trattamento, questa quindi dovrà essere stimata sulla base dei risultati relativi ai non trattati.

Dovendo operare in un contesto osservazionale, l'operazione di stima di  $E(Y^{NT}|T = 1)$  sulla base di osservazioni sui non trattati può condurre a commettere degli errori dovuti a distorsione da selezione (selection bias). Per evitare ciò, i due gruppi, quello su cui si stima  $E(Y^T|T = 1)$ , i trattati, e quello su cui si stima  $E(Y^{NT}|T = 1)$ , i controlli, devono essere bilanciati in tutti gli aspetti rilevanti, poiché le condizioni di partenza<sup>46</sup> che spingono un individuo a sottoporsi al trattamento lo rendono diverso dal non trattato sin dall'origine, vale a dire prima che l'intervento abbia luogo, ed influiscono sulla variabile-risultato.

Il bilanciamento evita la distorsione se vale la *Conditional Independent Assumption*, che afferma che, condizionatamente alle variabili osservabili  $X$  pre-trattamento, l'assegnazione al programma è indipendente dai risultati potenziali.

Ciò implica identificare tutte le variabili  $X$  responsabili del processo di selezione e costruire il gruppo di controllo condizionandolo ad esse, minimizzando così la distorsione da selezione. In questa maniera ci si riconduce alla condizione *ceteris paribus*: trattati e controlli sono equivalenti perché bilanciati rispetto all'insieme delle variabili esplicative che, in assenza del trattamento, influiscono sulle variabili-risultato (Trivellato, 2009).

Implicitamente, quindi, si assume che almeno parte dei trattati trovi, nel gruppo di controllo, degli individui confrontabili. Questa condizione, nota in letteratura con il nome di *common support*, deve essere soddisfatta, altrimenti non è possibile applicare la logica del controfattuale.

#### *b. Tecniche di abbinamento*

Assumendo di osservare tutte le variabili  $X$  responsabili della distorsione da selezione, un metodo per ottenere una stima non distorta dell'effetto medio sui trattati consiste nell'abbinare ad ogni trattato un soggetto non-trattato che presenta le stesse caratteristiche, e calcolare la media delle differenze tra i risultati osservati per le coppie di soggetti abbinati.

Questa procedura di abbinamento obbliga a limitare il confronto al sottoinsieme di trattati e controlli, bilanciati rispetto alle caratteristiche  $X$ , e permette di ottenere una stima non distorta dell'effetto medio del trattamento per soggetti effettivamente confrontabili (Heckman et al., 1999).

In presenza di molte variabili osservabili, l'abbinamento esatto è pressoché impossibile: è del tutto improbabile trovare nel gruppo di controllo un individuo uguale a ciascun soggetto trattato. L'abbinamento quindi si attua valutando le distanze tra i soggetti che presentano le medesime caratteristiche osservabili (Rubin, 1980b): due individui, seppur con diversi valori delle covariate, possono essere giudicati sufficientemente simili per il confronto.

In letteratura vi sono diverse tecniche di abbinamento che permettono di confrontare trattati e non trattati, valutandone distanza e similitudine rispetto alle caratteristiche  $X$ . Tra queste, una delle più popolari consiste nel calcolo del *Propensity Score* (PS), ovvero

<sup>46</sup>Ci si riferisce a caratteristiche culturali, socioeconomiche, motivazionali ecc.

la probabilità di un soggetto di ricevere il trattamento in funzione delle sue caratteristiche osservabili.

$$P(T = 1 | X) = \pi(X)$$

L'abbinamento si potrà basare su  $\pi$ , una variabile continua unidimensionale.

Rosenbaum and Rubin (1983) dimostrano la proprietà di bilanciamento per cui, condizionatamente al *Propensity Score*,  $X$  e  $T$  sono indipendenti

$$X \perp T | \pi(x)$$

Ciò significa che, per tutte le unità con lo stesso valore del PS, la distribuzione di  $X$  nel gruppo dei trattati e dei controlli è la medesima. Di conseguenza, bilanciare i due gruppi, trattati e controlli, con il *Propensity Score* equivale a bilanciare le unità rispetto alle loro caratteristiche.

Nella stima dell'*ATT*, quindi, per ciascuna unità trattata si compara il risultato osservato al termine del trattamento,  $(Y^T | T = 1)$ , con il risultato potenziale, ovvero il *controfattuale*  $(Y^{NT} | T = 1)$ , di una, o più unità, del gruppo di controllo, condizionatamente al loro indice di propensione (PS).

Il *Propensity Score* inoltre deve avere la seguente proprietà

$$0 < P(T = 1 | X) < 1 \quad \text{per tutte le unità}$$

in cui in nessun valore di  $X$  vi sono solo trattati, e quindi  $P(T = 1 | X) \neq 1$  e in nessun valore di  $X$  troviamo solo non trattati, ovvero  $P(T = 1 | X) \neq 0$ . In termini formali questa condizione implica che vi è supporto comune tra trattati e non trattati.

Assumendo che la *Conditional Independent Assumption* sia soddisfatta e che vi sia supporto comune tra i due gruppi, l'abbinamento sulla base del PS può essere scritto come

$$\widehat{ATT}^{PS} = E_{\pi(X)|T=1} \{E[Y(1) | T = 1, \pi(X)] - E[Y(0) | T = 0, \pi(X)]\}$$

In altri termini, lo stimatore basato sul *Propensity Score* è semplicemente la differenza nei risultati osservati di trattati e non trattati nel sottoinsieme comune delle caratteristiche  $X$ , appropriatamente pesati dalla distribuzione del PS dei partecipanti.

Il bilanciamento è garantito se il PS è noto; quando questo viene stimato, come avviene nella pratica, occorrerà verificare che i gruppi ottenuti abbinando i PS stimati siano effettivamente bilanciati.

Un'altra tecnica di *matching* spesso utilizzata usa la distanza di Mahalanobis (Rubin, 1980b) anziché il *Propensity Score* per misurare la distanza tra le unità. Nella stima dell'*ATT* ciascun trattato viene abbinato al controllo più prossimo sulla base della distanza di Mahalanobis.

Diamond and Sekhon (2006) e Sekhon (2008) propongono un algoritmo di *matching*, il *Genetic matching*, in grado di ottimizzare il bilanciamento delle covariate osservate tra il gruppo dei trattati e quello dei controlli.



Questo algoritmo prevede di usare una generalizzazione della distanza di Mahalanobis in cui si include un'ulteriore matrice di pesi. Tali pesi sono determinati (via un algoritmo genetico) in modo da minimizzare la massima distorsione tra le variabili di controllo.

Questo metodo non parametrico non necessita della stima del propensity score. Nel caso si disponga di una corretta stima della probabilità di ricevere il trattamento, questa può essere inclusa al pari delle altre covariate al fine migliorare il bilanciamento.

Infine il *Coarsened Exact matching* (CEM) (Iacus et al., Winter 2012; S. M. Iacus and Porro, 2009) è uno strumento di bilanciamento che opera in maniera diversa sia rispetto al propensity score che alla distanza di Mahalanobis.

Attraverso la tecnica implementata dal CEM ciascuna variabile delle unità trattate viene frazionata a priori. Le unità vengono poi abbinate se hanno gli stessi valori delle variabili frazionate. A questo punto le unità di controllo all'interno di ciascun strato sono pesate al fine di eguagliare il numero delle unità trattate. Gli strati in cui non vi è presente almeno un trattato ed un controllo vengono di fatto eliminati dalla base informativa.

Lo stimatore generico dell'*Average Treatment Effect on the Treated* può essere scritto come

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left[ Y_i - \sum_{j \in NT(i)} w_{ij} Y_j \right]$$

Questa formula indica che per ciascuna unità trattata  $i$ , il suo risultato osservato  $Y_i$  è confrontato con la stima del rispettivo controfattuale, ottenuto quale media dei risultati delle unità di controllo  $NT_{(i)}$  scelte per l'abbinamento ed opportunamente pesate ( $w_{ij}$ ).

Esistono diverse metodologie per eseguire l'abbinamento, ovvero per scegliere quali e quanti controlli abbinare alle unità trattate (Martini and Sisti, 2009). Tra queste, il metodo più semplice consiste nell'abbinare ad ogni unità trattata quella particolare unità non trattata che si trova il più vicino possibile, senza distinzioni nella misura della distanza.<sup>47</sup>

La selezione delle unità più prossime può avvenire con o senza reinserimento. Nel primo caso, è possibile assegnare a più trattati il medesimo controllo. Il vantaggio di questa impostazione è quello di migliorare la qualità dell'abbinamento e di diminuire la distorsione. Tuttavia, anche la precisione della stima diminuisce. Nel linguaggio tecnico si usa dire che c'è *trade-off* tra distorsione e varianza. Nel secondo caso, l'unità non trattata, una volta abbinata, non viene riutilizzata.

Una volta effettuato l'abbinamento, con o senza reinserimento, la stima dell'effetto del trattamento è semplicemente ricavata dalla media delle differenze fra le unità abbinate

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N^T} \sum_{i=1}^{N^T} (Y_i^T - Y_i^{NT})$$

Lo svantaggio principale di questo metodo è che può abbinare ad alcune unità trattate delle unità non trattate molto distanti tra loro, e quindi poco simili, pur essendo le più vicine tra quelle disponibili.

Per evitare che ciò accada, si può imporre un livello di tolleranza massima, comunemente chiamato *Caliper*, nella distanza tra le le covariate delle unità da abbinare. In

---

<sup>47</sup>Nearest Neighbor Matching

questo caso, le unità trattate che, all'interno del livello imposto, non trovano nessuna unità non trattata vengono scartate, e la qualità dell'abbinamento migliora. Tuttavia, diminuendo il numero di abbinamenti, ovvero restringendo il campione oggetto di indagine, aumenta la varianza dello stimatore dell'effetto del trattamento.

Inoltre, la possibile perdita di unità trattate rende più complessa l'interpretazione dell'effetto causale, poiché non rappresenta più l'effetto medio del trattamento sui trattati, bensì su un sottoinsieme di unità trattate. Sarebbe più opportuno quindi, definire l'effetto di trattamento quale *Sample Average Treatment Effect on the Treated* (Imbens, 2004).

Asintoticamente, gli stimatori utilizzati dovrebbero produrre il medesimo risultato; viceversa una bassa numerosità campionaria richiede maggior attenzione nella scelta dell'algoritmo di abbinamento (Heckman, 1997). Nella pratica sarebbe auspicabile adottare diversi approcci e, nel caso diano risultati simili, optare per quello che riduce la varianza dello stimatore. Nel caso contrario, invece, una corretta procedura impone la scelta del metodo di abbinamento che realizza il miglior bilanciamento.

Per verificare la proprietà del bilanciamento, l'indicatore più frequentemente utilizzato è l'*Absolute Standardised Bias* (ASB)

$$ASB = \left| \frac{\bar{X}_T - \bar{X}_C}{\sqrt{0,5(S_T^2 + S_{NT}^2)}} 100 \right|$$

L'*ASB* misura il bilanciamento medio di ciascuna covariata  $X$  delle unità trattate e delle unità non trattate.

Il numeratore calcola la differenza nei valori medi delle caratteristiche  $X$  nei due gruppi, trattati e controlli; il denominatore calcola la deviazione standard media nei 2 campioni, usando le varianze di trattati e controlli, rispettivamente  $S_T^2$  e  $S_{NT}^2$ .

L'*ASB* si stima prima dell'abbinamento e ad abbinamento avvenuto, al fine di valutare quale *matching* riduce maggiormente lo sbilanciamento iniziale.

La consuetudine richiede che il valore percentuale dell'*Absolute Standardised Bias* dopo il bilanciamento non superi il 5% per ciascuna covariata  $X$  delle unità trattate e delle unità non trattate.

Abitualmente questa situazione non si verifica e la pratica comune suggerisce di raggiungere un buon bilanciamento ( $ASB < 5\%$ ) per il maggior numero di variabili, specie per quelli più rilevanti, e la miglior riduzione dell'*ASB* per le restanti covariate.

## 7. La base informativa

### a. L'archivio statistico

Ai fini della valutazione degli effetti degli incentivi economici sulla carriera degli studenti universitari, il contenuto informativo e la qualità dei dati occupano un ruolo fondamentale per ottenere dei risultati attendibili e quindi suscettibili di dare indicazioni di *policy*.

Per questo motivo è fondamentale costruire l'archivio statistico con accuratezza affinché si eliminino gli errori che comunemente si ritrovano negli archivi amministrativi, quali incompletezza e duplicazioni delle unità in essi contenute e che si verificano specie quando si integrano dati provenienti da fonti diverse e memorizzati in formati diversi.

Nel caso specifico, tre sono le fonti da cui provengono i dati utili alla ricerca: la segreteria didattica dell'Università degli Studi di Trieste, l'Ente Regionale per il Diritto allo Studio (Erdisu) ed il Collegio delle Scienze "Luciano Fonda".

La struttura dell'archivio amministrativo fornito dall'Università degli studi di Trieste, che si compone dei dati individuali degli studenti immatricolati e iscritti alle facoltà di Economia e di Scienze Matematiche, Fisiche e Naturali dall'anno accademico 2002/03 all'anno accademico 2008/09, ha quale elemento di identificazione principale il codice fiscale dello studente. Questo primo dato è arricchito con le informazioni anagrafiche e di carriera dell'individuo.

Nell'archivio anagrafico sono raccolte le informazioni pre-trattamento, tra queste sono di interesse età, sesso, Istituto scolastico di provenienza, tipologia, voto e anno di diploma, città di residenza, cittadinanza, anno di immatricolazione ed iscrizione, facoltà, corso di studi e tipo di laurea (triennale o specialistica).

Ai dati anagrafici si affiancano alcune informazioni di carriera quali la tipologia di laurea, il voto e la data di conseguimento della laurea.

Una prima scrematura dei dati ha visto l'eliminazione degli studenti ancora iscritti al vecchio ordinamento accademico, ai corsi teledidattici e quelli iscritti ai diplomi universitari, nonché degli studenti stranieri poiché non utili al fine dell'indagine.

Quindi si è proceduto ad arricchire l'archivio con variabili quantitative e qualitative che riassumessero le informazioni di carriera a partire da un secondo archivio fornito dall'Università di Trieste, contenente gli esami registrati nel periodo.

Per ciascun studente si è calcolata la media e la media cumulata del numero degli esami sostenuti, dei voti e dei crediti ottenuti per ciascun anno di iscrizione. I dati relativi al conseguimento della laurea sono stati riassunti in più variabili mute che indicano il conseguimento del titolo nei tre anni accademici e la conclusione degli studi oltre la durata legale del corso di laurea. Inoltre è stata creata una variabile muta per gli studenti che effettuano l'iscrizione al secondo e al terzo anno.

Per quanto riguarda i dati di reddito, sfortunatamente l'Ateneo triestino, all'atto dell'immatricolazione e dell'iscrizione, non chiede informazioni sulla situazione economico-patrimoniale degli studenti. Tale indicazione viene fornita volontariamente dallo studente qualora ritenga di avere diritto ad un adeguamento nel pagamento delle tasse di iscrizione sulla base del proprio reddito familiare. In questo caso, la segreteria assegna allo studente una fascia di reddito. Laddove l'informazione non è presente, il campo relativo alla fascia rimane vuoto e lo studente, non avendo diritto a nessun ricalcolo della quota di tasse da pagare, versa l'importo più alto.

Dal lato delle incentivazioni, sono disponibili informazioni relative a tre tipologie: benefici D.M. 198/2003 e D.M. 2/2005, la cui fruizione è registrata nell'archivio dell'università di Trieste, borse di studio Erdisu e Fonda per le quali si sono acquisiti gli archivi dei due enti eroganti, per essi dunque si pone il problema di integrarli nell'archivio degli studenti.

I benefici economici sono stanziati in base al D.M. 198/2003 e D.M. 2/2005 a favore degli studenti immatricolati ed iscritti ai corsi di laurea di fisica, chimica, matematica e statistica e ricevono, sulla base del merito,<sup>48</sup> dei rimborsi sulle tasse pagate. Nel caso

---

<sup>48</sup>I criteri di merito sono fissati annualmente dal Senato Accademico

in cui gli studenti beneficiano di borse di studio, questo rimborso viene tramutato in un buono acquisto. Ai fini della valutazione degli incentivi economici sulla carriera degli studenti universitari si è scelto di non considerare questa forma di incentivazione poiché pochi studenti ne hanno usufruito, e gli importi erogati non sono così cospicui; inoltre, negli anni, sono diminuiti.

L'archivio amministrativo dell'Ente Regionale per il diritto allo studio contiene cognome, nome e numero di matricola degli studenti che presentano domanda di borsa di studio, l'anno accademico di riferimento, il corso di laurea, l'esito della domanda di borsa di studio e la motivazione dell'eventuale esito negativo, e la dichiarazione Iseeu.<sup>49</sup>

Sono state quindi create delle variabili mute per indicare gli studenti che hanno chiesto la borsa di studio al primo anno e negli anni successivi e che hanno vinto la borsa di studio al primo anno e seguenti. Poiché il reddito e la rispettiva fascia può variare nel corso degli anni, sono state create delle variabili che sintetizzassero gli eventuali cambiamenti: la moda della fascia, se unica, o la mediana delle fasce di reddito dello studente laureato in 3 anni; la fascia media di reddito; l'Iseeu medio e il numero di anni per cui lo studente ha ricevuto la borsa di studio.

Nell'integrare i dati della segreteria didattica con quelli dell'Erdisu, un problema che si è presentato più volte è la discordanza nella fascia di reddito attribuita dalle due fonti. Per risolvere tale divergenza, si è optato per il ricalcolo della fascia utilizzando il dato di reddito dichiarato dallo studente nella domanda di borsa di studio. Nel caso in cui si disponeva del dato di reddito, ma non della fascia di reddito, questa è stata calcolata ed inserita. Si è ritenuto poi di assegnare la fascia di reddito più elevata agli studenti che non hanno mai rilasciato dichiarazioni di reddito, in quanto pagano le più alte tasse universitarie.

I dati delle borse di studio assegnate dal Collegio Fonda sulla base del merito negli anni accademici oggetto di indagine erano in forma cartacea. Sono stati quindi inseriti manualmente tutte le informazioni relative ai candidati, idonei e vincitori delle borse di studio quali variabili mute, e per gli studenti che hanno partecipato alla selezione è stato riportato il punteggio ottenuto nella selezione. Si veda la sezione successiva per la descrizione del processo di selezione delle borse.

Dopo aver integrato, scremato e pulito i dati, ed eliminato le osservazioni con i dati mancanti, l'archivio statistico si compone di 777 unità, che rappresentano gli studenti immatricolati ai corsi di laurea in chimica, fisica e matematica, dall'anno accademico 2002/20003 all'anno accademico 2007/2008. Tutte le elaborazioni sono state fatte col pacchetto statistico R (R Development Core Team, 2011).

#### *b. Le variabili trattamento e le variabili risposta*

L'obiettivo è stimare l'effetto della vincita di una borsa di studio, che rappresenta il trattamento, rispetto a due variabili risposta: l'iscrizione al secondo anno ed il conseguimento della laurea triennale nei tre anni previsti dall'ordinamento accademico.

Si sono scelte queste due variabili in quanto riassuntive di due fenomeni d'interesse: l'abbandono degli studi e il completamento degli stessi. Si è osservato infatti nell'analisi

---

<sup>49</sup>Si tratta del ricalcolo dell'Indicatore della situazione economica equivalente che considera, oltre al patrimonio familiare, anche l'eventuale reddito dei fratelli che compongono il nucleo familiare.

esplorativa, che l'abbandono negli anni successivi al primo è un fenomeno contenuto, quindi l'iscrizione al secondo anno può ritenersi un indicatore di prosecuzione efficace. D'altra parte il conseguimento della laurea nei tempi è un indicatore della qualità del percorso seguito.

In questo contesto vengono scelti due diverse tipologie di borse di studio, che indicano due trattamenti diversi.

Il primo riguarda la vincita della borsa di studio Erdisu, stanziata al primo anno di immatricolazione sulla sola base del reddito, e negli anni successivi sulla base del reddito e del merito.

Gli studenti che si immatricolano al primo anno di corso possono richiedere, su base volontaria e presentando la dichiarazione Iseeu, di ottenere una borsa di studio il cui importo varia da 1706 euro a 4524 euro (anno di riferimento 2008) a seconda che lo studente sia in sede, pendolare o fuori sede, e della corrispondenza dell'indicatore Iseeu con le soglie di reddito stabilite nel bando.

Fatto salvo il requisito di reddito, gli studenti della laurea triennale vincitori della borsa di studio devono raggiungere, entro la metà di agosto, 25 crediti per iscriversi al secondo anno e 80 crediti per l'accesso al terzo anno, così da conservare il diritto al mantenimento della borsa di studio.

Il secondo trattamento invece è la vincita della borsa di studio stanziata dal Collegio Universitario per le Scienze "Luciano Fonda" per gli studenti che si iscrivono ai corsi di laurea in chimica, fisica e matematica. Le borse di studio vengono assegnate agli studenti che abbiano completato le scuole secondarie l'anno precedente a quello in corso e che desiderano conseguire una laurea in chimica, fisica o matematica.

In ciascun anno accademico viene indetto un bando e le domande devono pervenire al Segretariato del Collegio entro la fine di agosto. Per l'ammissione alla selezione non vengono presi in considerazione né il voto di diploma né le condizioni economiche del richiedente. Gli studenti che superano la selezione scritta con una votazione di almeno 70/100 vengono ammessi all'esame orale, al termine del quale viene formulata una graduatoria di merito. I vincitori vengono proclamati tali sulla base della posizione nella graduatoria finale, del punteggio ottenuto nella selezione e del numero di borse di studio stanziate dal Collegio. Ciò implica che, a seconda dell'anno accademico considerato, uno stesso punteggio può essere sufficiente o non sufficiente ad ottenere la borsa di studio.

Il numero di borse varia a seconda dell'anno accademico. Nel primo anno di osservazione sono state stanziate 15 borse di studio, negli a.a. 2003/2004 e 2004/05 le borse di studio erogate sono state 14 e negli a.a. successivi 17. L'importo della borsa di studio è passato da 5165,00 a 5200 euro. Gli studenti vincitori devono, entro il 31 agosto, aver superato tutti gli esami previsti dal piano di studi per quell'anno con una media di almeno 27/30.

I due trattamenti differiscono quindi per i requisiti richiesti agli studenti: nel primo caso il reddito è determinante per la vincita della borsa di studio. Nel secondo caso invece la discriminante per l'ottenimento della borsa di studio è il solo requisito di merito.

La prima variabile risposta oggetto di analisi è l'iscrizione al secondo anno. La domanda alla quale si intende rispondere è se l'ottenere la borsa di studio aumenta la probabilità di iscriversi al secondo anno.

La seconda variabile risposta riguarda il conseguimento del titolo in 3 anni, ovvero entro la durata legale del corso di studi. In questo caso si indaga se la borsa di studio è un incentivo utile per concludere gli studi negli anni previsti dall'ordinamento accademico.

## 8. Il ruolo degli incentivi economici

### a. La borsa di studio quale strumento per motivare la prosecuzione degli studi

#### 1) LE BORSE DI STUDIO ERDISU

Questa sezione è dedicata agli effetti della borsa di studio erogata in base al reddito sulla probabilità di iscrizione al secondo anno.

In questo contesto sono considerati trattati gli studenti che ottengono la borsa di studio, mentre il gruppo di controllo è formato da coloro che, pur avendo i requisiti di reddito, non percepiscono la borsa di studio. Le motivazioni per cui questi studenti sono rimasti esclusi sono da ricercarsi nel fatto che non hanno presentato nei termini tutta la documentazione richiesta o, più semplicemente, non hanno presentato la domanda, pur avendone i requisiti.

Possono essere mosse delle obiezioni riguardo alla costruzione del gruppo di controllo, poiché è lecito supporre che gli studenti che non hanno richiesto la borsa di studio pur avendone i requisiti siano meno motivati e/o non necessitino dell'incentivo economico. Questa scelta, opinabile, è dettata dall'esigenza di non ridurre troppo il numero di individui facenti parte del gruppo da cui abbinare i controlli: il numero di studenti che non ottengono la borsa Erdisu pur avendola chiesta è infatti ridotto al punto da rendere di fatto impossibile la stima se si escludono i non richiedenti. In questa eventualità l'effetto della borsa sarebbe sovrastimato. Si deve poi considerare che la fascia di reddito alla quale sono assegnati è stata calcolata dalla segreteria in base al modello Iseeu presentato volontariamente dagli stessi studenti per ottenere delle agevolazioni nel pagamento delle tasse universitarie.

Al fine di soddisfare la *Conditional Independent Assumption* e quindi di identificare tutte le variabili  $X$  che possano incidere sulla variabile risultato, si è scelto di imporre l'abbinamento esatto per il sesso, il corso di laurea, la residenza nella regione Friuli Venezia Giulia e la fascia di reddito; il Caliper è stato utilizzato per il voto di maturità e l'età.

Si è ritenuto che la covariate su cui condizionare l'abbinamento rendano i due gruppi, trattati e controlli, equivalenti rispetto all'insieme delle variabili esplicative. Ad esempio, la provenienza geografica definisce lo status di studente nell'assegnazione della borsa di studio e può inoltre considerarsi un indicatore socioeconomico; abbinare gli studenti per fascia di reddito significa annullare le differenze nelle rispettive condizioni economiche; il sesso è stato scelto poiché è noto che vi sono differenze di genere nei risultati accademici; infine il corso di laurea affinché gli studenti, trattati e non trattati, siano gli stessi rispetto all'indirizzo di studio scelto ed all'impegno richiesto nel superamento degli esami.

Inizialmente, l'abbinamento tra trattati e controlli, è stato implementato utilizzando il *Propensity Score*, stimato attraverso una regressione logistica. In sede di verifica del bilanciamento medio di ciascuna covariata  $X$ , prima e dopo l'abbinamento, quasi nessuna soddisfaceva la prassi per cui l'*Absolute Standardised Bias* non debba superare il 5%. Di conseguenza sono state introdotte interazioni tra variabili e trasformazione delle stesse

TABLE 1. Probabilità di iscrizione al secondo anno per gli studenti che percepiscono la borsa di studio sulla base del reddito

N. osservazioni		Genetic matching		CEM		
Trattati	Controlli	$\widehat{ATT}$	Osservazioni abbinare	$\widehat{ATT}$	Trattati	Controlli
99	117	0,18 s.e. 0,04	31	0,18 (-0,09; 0,46)	18	21

nella stima del PS, ma, malgrado i numerosi tentativi, non si è riusciti ad ottenere un bilanciamento soddisfacente.

Si è deciso quindi di provare ad utilizzare il *Genetic matching* ed il CEM. I risultati ottenuti con i due metodi sono uguali; nel caso del CEM però non si ottiene un bilanciamento ottimale.

I risultati riportati nella tabella 1 indicano che il percepire la borsa di studio per gli studenti a basso reddito aumenta la loro probabilità di iscrizione al secondo anno di 0,18.

## 2) LE BORSE DI STUDIO FONDA

Negli anni accademici di osservazione, rispetto ad un numero di immatricolati ai 3 corsi di laurea pari a 777, solo 280 studenti hanno partecipato alla selezione volontaria, ovvero poco più del 36% dei soggetti ammissibili ha concorso per la borsa. Ciò si traduce in un processo di autoselezione: gli studenti partecipanti si differenziano sin dall'inizio, per caratteristiche motivazionali, da coloro che, pur avendone i requisiti, non si propongono per la selezione.

Si è deciso quindi di restringere il campione di indagine ai soli studenti immatricolati ai tre corsi di laurea che hanno partecipato alla selezione della borsa Fonda, affinché si avesse un gruppo di studenti con le medesime caratteristiche motivazionali, che si candida autonomamente alla selezione per ricevere il trattamento, ovvero la vincita della borsa di studio.

Di conseguenza, il gruppo di controllo è formato dagli studenti che si sono sottoposti alla selezione Fonda, ma che non l'hanno superata, e le variabili esplicative utili sono il corso di laurea, il sesso, la residenza nella regione Friuli Venezia Giulia, il voto di maturità, l'età e la fascia di reddito. Inoltre viene imposto l'abbinamento esatto per quasi tutte le variabili pre-trattamento, ad eccezione dell'età, del voto di diploma e della fascia di reddito su cui è imposto il Caliper.

Si riportano nella tabella 2 i risultati ottenuti impiegando entrambe le tecniche di abbinamento.

Si noti che il numero di osservazioni che entra nell'analisi varia poiché, a seconda delle covariate utilizzate, si perdono alcune unità statistiche in quanto presentano dati mancanti.

TABLE 2. Probabilità di iscrizione al secondo anno per gli studenti che percepiscono la borsa di studio sulla base del merito

N. osservazioni		Genetic matching		CEM		
Trattati	Controlli	$\widehat{ATT}$	Osservazioni abbinare	$\widehat{ATT}$	Trattati	Controlli
85	191	0,06 s.e. 0,03	72	0,05 (-0,02; 0,12)	59	72

In generale, nel confronto tra vincitori e candidati, non si ottiene un effetto statisticamente significativo rispetto all'iscrizione al secondo anno. Sia i vincitori che i candidati alla selezione sembrano avere le medesime motivazioni nel proseguire il corso di studi scelto; la vincita della borsa di studio per merito, quindi, non ha un effetto significativo rispetto alla probabilità di iscrizione al secondo anno.

*b. La borsa di studio quale incentivo alla conclusione degli studi nei tempi accademici*

1) LE BORSE DI STUDIO ERDISU

In questa sezione si vuole indagare l'effetto della vincita della borsa di studio per reddito sulla probabilità di concludere la laurea triennale nei tempi previsti dall'ordinamento accademico.

Anche in questo caso si è scelto di utilizzare nell'abbinamento le caratteristiche  $X$  in grado di influenzare la variabile risultato, e il matching esatto è stato imposto per il sesso, il corso di laurea, la residenza nella regione Friuli Venezia Giulia e la fascia di reddito, mentre il Caliper è stato utilizzato per l'età e il voto di diploma.

Come emerge dalla tabella 3, l'effetto del ricevere la borsa di studio ai fini del conseguimento del titolo di studio non è statisticamente significativo; in altri termini coloro che percepiscono la borsa di studio non hanno una probabilità maggiore di laurearsi nei tre anni di corso rispetto ai colleghi che, pur avendo le medesime caratteristiche, non ricevono alcun incentivo economico.

2) LE BORSE DI STUDIO FONDA

In questa sezione si vuole indagare se i vincitori della borsa di studio per merito sono più incentivati nel concludere l'università nei tempi previsti dall'ordinamento accademico, e quindi qual è la loro probabilità di laurearsi rispetto ai colleghi che non ricevono questo tipo di incentivo economico.

Le variabili esplicative utili all'analisi sono il corso di laurea, il sesso, la residenza nella regione Friuli Venezia Giulia, il voto di maturità, l'età e la fascia di reddito. L'abbinamento esatto è imposto per quasi tutte le variabili pre-trattamento, ad eccezione dell'età, del voto di diploma e della fascia di reddito in cui s'è imposto il Caliper.



TABLE 3. Probabilità di conseguire la laurea in tre anni per gli studenti che percepiscono la borsa di studio sulla base del reddito

N. osservazioni		Genetic matching		CEM		
Trattati	Controlli	$\widehat{ATT}$	Osservazioni abbinare	$\widehat{ATT}$	Trattati	Controlli
99	117	0,09 s.e. 0,04	31	0,02 (-0,29; 0,34)	18	21

TABLE 4. Probabilità di conseguire la laurea in tre anni per gli studenti che percepiscono la borsa di studio sulla base del merito

N. osservazioni		Genetic matching		CEM		
Trattati	Controlli	$\widehat{ATT}$	Osservazioni abbinare	$\widehat{ATT}$	Trattati	Controlli
85	191	0,24 s.e. 0,07	72	0,21 (-0,06; 0,36)	59	72

I risultati presentati nella tabella 4 evidenziano un effetto positivo, e statisticamente significativo, della borsa di studio sulla probabilità di laurearsi in tre anni per gli studenti che percepiscono l'incentivo economico.

Questa conclusione è rafforzata nella seguente analisi, i cui presupposti però differiscono dalla precedente.

Si è notato che il punteggio utile all'ottenimento della borsa Fonda varia di anno in anno perché varia il numero di borse erogabili ed il punteggio<sup>50</sup>; di conseguenza accade che lo stesso punteggio, ad esempio 80, in un anno accademico permette di ottenere la borsa di studio, e nell'anno accademico successivo non è sufficiente per rientrare tra i vincitori.

Appare quindi legittimo considerare gli studenti che ottengono lo stesso punteggio in diversi anni, ma di cui alcuni ottengono la borsa e altri no, come casualmente sottoposti al trattamento o al controllo, essendo la soglia per l'attribuzione della borsa indipendente da tutto il resto.

Si è ritenuto, perciò, di abbinare gli studenti sulla sola base del punteggio raggiunto alla selezione finale, simulando così un disegno sperimentale in cui l'assegnazione al gruppo dei trattati (vincitori) e a quello dei controlli (idonei) avviene in maniera casuale.

<sup>50</sup>Sono considerati idonei tutti coloro che nell'esame scritto ottengono un punteggio minimo di 70/100 necessario per ottenere la borsa. Nella successiva selezione orale è stabilita la graduatoria di merito, che varia di anno in anno

TABLE 5. Probabilità di conseguire la laurea in tre anni per gli studenti che percepiscono la borsa di studio sulla base del merito abbinati per punteggio

N. osservazioni		$\widehat{ATT}$	
Trattati	Controlli	0,30	Osservazioni abbinata
65	56	s.e. 0,12	26

I risultati riportati nella tabella 5 dimostrano un effetto statisticamente significativo sulla probabilità di conclusione degli studi imputabile all'incentivo economico.

Gli studenti vincitori della borsa Fonda, quindi, hanno una probabilità di laurearsi in tre anni superiore di 0,3 rispetto ai colleghi non vincitori e con le stesse caratteristiche di merito che gli avrebbero consentito in anni accademici diversi di ricevere l'incentivo economico.

## 9. Conclusioni

L'obiettivo di questo studio rientra in termini generali nell'esame dell'efficacia degli incentivi economici nel rafforzare un comportamento desiderato, che nel caso specifico è articolato in termini di conseguimento della laurea nei tempi prefissati dal corso di studi a fronte di incentivi monetari vincolati a limiti di reddito o "aperti" e commisurati al solo merito.

Il gruppo di studenti oggetto di indagine sono gli immatricolati ai corsi di laurea in chimica, fisica e matematica dell'Università degli Studi di Trieste dall'anno accademico 2002/2003 all'anno accademico 2007/2008. Tale scelta è stata inizialmente motivata dalla volontà di valutare gli effetti di politiche informative volte all'incremento degli iscritti alle facoltà scientifiche. Tra queste, la più significativa è rappresentata dal Progetto Lauree Scientifiche, attivata nel 2005, che muove dall'esigenza di contrastare il drammatico calo delle immatricolazioni ai corsi di laurea nelle così dette *scienze dure*, ovvero chimica, fisica, matematica, scienze dei materiali e, negli ultimi due anni, statistica. Relativamente a questo gruppo di studenti, si sono valutati gli effetti di due forme di incentivazione, l'una basata sul reddito (le borse di studio erogate dall'Ente Regionale per il Diritto allo Studio) l'altra erogata esclusivamente agli studenti più meritevoli, indipendentemente dal loro reddito, dal Collegio delle scienze Luciano Fonda.

I laureati nelle discipline d'interesse sono reputati strategici per costruire "un'economia basata sulla conoscenza più competitiva e dinamica, in grado di realizzare una crescita economica sostenibile con nuovi e migliori posti di lavoro."<sup>51</sup> Questi settori disciplinari sono considerati tra quelli in grado di rilanciare la ricerca permettendo al nostro Paese di recuperare competitività, ma ancor prima di intraprendere gli studi universitari ed

<sup>51</sup>Consiglio Europeo, Lisbona, 2000.

eventualmente un lavoro nella ricerca, gli studenti italiani registrano gravi debolezze nei settori in questione. In questo caso appare difficile smentire la relazione: *post hoc ergo propter hoc*.

La carenza di formazione scientifica che si registra in Italia è segnalata in particolare nei rapporti dell'OCSE-PISA,<sup>52</sup> i quali evidenziano la scarsa preparazione dei nostri studenti in queste materie, seppure in modo geograficamente disomogeneo, posizionando il nostro Paese al di sotto della media OCSE.

Disaggregando i dati nazionali per macroaree geografiche, tuttavia, gli studenti del Nord Est si collocano significativamente al di sopra sia della media italiana sia della media OCSE, in particolare i risultati migliori nelle indagini 2006 e 2009 si riscontrano tra gli studenti del Friuli Venezia Giulia (INVALSI, 2010), soprattutto tra quelli che frequentano il liceo.

Nonostante i risultati OCSE-PISA siano riferiti a studenti quindicenni, è ragionevole supporre che il campione oggetto della nostra indagine, che si compone per il 75% di studenti residenti nel Friuli Venezia Giulia, abbia una preparazione scientifica di base tale da consentire una proficua prosecuzione nella formazione universitaria, non gravata dai problemi rilevati da Heckman su scarsa dotazione di capitale umano per motivi sociali e familiari. La maturità conseguita dagli immatricolati ai tre corsi di laurea in oggetto è prevalentemente scientifica (il 55% del campione) e tecnica (il 15%). Per quanto riguarda la distribuzione dei voti di diploma si nota che gli immatricolati al corso di laurea in fisica si diplomano con i voti migliori,<sup>53</sup> vi è quindi un effetto importante di autoselezione. Nei restanti due corsi di laurea indagati, chimica e matematica, le votazioni sono uniformemente distribuite. Inoltre, non si è riscontrata alcuna relazione tra i risultati negli esami di maturità e la fascia di reddito in cui sono collocati gli studenti.

L'analisi dei dati è stata affrontata utilizzando la logica controfattuale per la stima dell'effetto causale dell'incentivo economico. Procedendo alla ricostruzione di un adeguato gruppo di controllo che fosse in grado di riprodurre il comportamento dei beneficiari in assenza di borsa di studio, si è calcolata la media delle differenze tra i risultati osservati per le coppie di studenti beneficiari ed esclusi, abbinati con il *Genetic matching* ed il *Coarsened Exact matching*.

Ciò che emerge dai risultati può essere sintetizzato come segue:

- Le borse di studio stanziare per motivi di reddito aumentano di 0,18 la probabilità di iscrizione al secondo anno degli studenti beneficiari. L'incentivo economico, quindi, è utile nel contrastare l'abbandono degli studi universitari e nell'incoraggiare gli studenti a proseguire il percorso accademico. Al contrario, non vi è nessun effetto statisticamente significativo della borsa di studio sulla probabilità degli studenti beneficiari di laurearsi nei tempi previsti dal corso di studi.

Di conseguenza, la borsa di studio per reddito, in questa analisi, svolge il ruolo di incentivo al non abbandono. Si può ritenere che, in assenza di borsa, parte dei beneficiari non avrebbe proseguito gli studi.

<sup>52</sup>Programme for International Student Assessment.

<sup>53</sup>La maggioranza ha un punteggio tra 95 e 100.

- Le borse di studio erogate sulla base del merito non mostrano un effetto statisticamente significativo sulla probabilità di iscrizione al secondo anno. In questo contesto, quindi, non svolgono nessun ruolo nell'incentivare la prosecuzione degli studi. L'effetto causale del ricevere la borsa di studio è evidente in relazione al conseguimento del titolo: la probabilità che gli studenti percipienti l'incentivo economico hanno di laurearsi in 3 anni supera di 0,21 (CEM) e di 0,25 (*Genetic matching*) quella dei colleghi. Questi risultati sono rafforzati da un'ulteriore analisi in cui i vincitori sono paragonati ai non beneficiari che posseggono gli stessi requisiti iniziali di merito. In questo caso la probabilità degli studenti vincitori di laurearsi nei 3 anni accademici è addirittura di 0,3 superiore a quella degli esclusi.

L'effetto causale della borsa di studio per merito, quindi, è quello di incentivare il completamento degli studi esattamente negli anni previsti dall'ordinamento accademico.

Alla luce di tali stime si può seguire questa linea di ragionamento: le risorse pubbliche a sostegno del reddito non sembrano essere tali da motivare gli studenti a laurearsi nei tempi previsti dall'ordinamento accademico, semmai sono un valido aiuto al non abbandono; un parziale riscontro a sostegno di questa tesi lo si trova in Mealli and Rampichini (2006).

La finalità che si propone una politica pubblica così concepita è quella di incoraggiare l'investimento in istruzione terziaria degli studenti provenienti da famiglie a basso reddito, in modo da ridurre le disuguaglianze socioeconomiche. Contrariamente ai propositi, tali disparità sociali rimangono evidenti se si analizzano i tassi di completamento dell'istruzione terziaria sia a livello italiano che europeo, come evidenziato ad esempio in Bratti et al. (2008) ed EQUINET (2010).

Da questo punto di vista, le borse di studio per reddito sembrano rispondere all'accezione più ampia del concetto di eguali opportunità: eguali partenze per eguali condizioni iniziali. Questa prospettiva sottintende che "eguagliare nelle opportunità di partenza implica eguali *posizioni* di partenza: posizioni che in qualche misura non possono non essere *anche* economiche per eguali condizioni iniziali" (Sartori (1987), pag. 96). Tuttavia la valutazione *interna* del grado di efficienza di questa politica educativa non può che essere dubbia, poiché l'attuale distribuzione delle risorse non sembra utile al raggiungimento dell'obiettivo finale.

Perseguire l'eccellenza, invece, stimola nel velocizzare la conclusione degli studi ed è un chiaro segnale (Spence, 1973) di produttività utile ai fini dell'inserimento nel mercato del lavoro. La valutazione *interna* del livello di efficienza dell'incentivo che premia il merito sembra essere positiva, sia quale risultato interno al sistema formativo che come indicatore esterno.<sup>54</sup>

Il dibattito politico che ruota intorno all'incentivazione del merito è acceso. La critica principale rivolta a sistemi educativi che premiano prevalentemente l'eccellenza è che gli studenti più preparati, in media, provengono da ambienti socioeconomici migliori, ed è

---

<sup>54</sup>Il sistema istruzione si rivela efficiente sia in relazione ai risultati ottenuti dagli studenti che in considerazione di migliori probabilità occupazionali.

proprio il fattore socioeconomico ad incidere maggiormente sulla probabilità di acquisire alta istruzione.<sup>55</sup>

È anche vero, però, che i più alti rendimenti dell'investimento in capitale umano si riscontrano quando mirano ad aumentare le abilità e le competenze in età prescolare e scolare, specie degli studenti appartenenti a classi sociali svantaggiate, poiché rendono fertile il terreno per incrementare la produttività degli apprendimenti successivi.<sup>56</sup> Laddove questi investimenti si propongono di colmare lacune accumulate nelle prime fasi educative, il tasso di rendimento decresce.

Annulare il divario educativo iniziale, quindi, consentirebbe di rimuovere gli ostacoli dipendenti unicamente da fattori esterni alla volontà dei singoli e che influenzano le decisioni relative alla prosecuzione degli studi. In questo caso, agli studenti che intendano proseguire nell'istruzione terziaria, è garantita l'uguaglianza di opportunità quale "formula della carriera aperta al talento, in funzione, e soltanto in funzione, delle capacità e dei meriti" (Sartori (1987), pag. 96).

Una valida argomentazione teorica a sostegno di questa tesi è esposta nell'opera di Walzer (1983). Nel suo *Spheres of Justice* suggerisce l'applicazione di criteri di giustizia complessa per ciascuna "sfera"<sup>57</sup> distributiva. Per l'istruzione, nelle società economicamente avanzate è interesse sociale l'attribuzione a tutti di un'uguale istruzione di base, come presupposto per una piena cittadinanza, ma, una volta superato il livello di base, si deve fare riferimento all'interesse e alla capacità degli studenti.

Tale assunto trova giustificazione nell'analisi presentata, il cui campione oggetto di indagine non mostra disomogeneità nelle condizioni di partenza, né in termini di *background* socioeconomici, né rispetto alla preparazione di base. L'uso degli incentivi di merito, quindi, sembra essere lo strumento più efficace.

## Riferimenti bibliografici

- D. Acemoglu. Technical change, inequality, and the labor market. *Journal of Economic Literature*, 40(1):pp. 7–72, 2002. ISSN 00220515. URL <http://www.jstor.org/stable/2698593>.
- N. Barr. Higher education funding. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(2):pp. 264–283, 2004. URL <http://www.jstor.org/stable/2696599>.
- G. S. Becker. *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. The University of Chicago Press, 1964.
- J.R. Behrman and N. Birdsall. The quality of schooling: Quantity alone is misleading. *American Economic Review*, 73(5):928–946, 1983.
- M. Bils and P.J. Klenow. Does schooling cause growth? *American Economic Review*, 90(5):1160–1183, 2000.

---

<sup>55</sup>Chi appartiene ad una classe sociale povera è svantaggiato anche nelle opportunità educative sin dalle prime fasi del processo di apprendimento.

<sup>56</sup>Si veda Carneiro and Heckman (2003), Cunha et al. (2006).

<sup>57</sup>Le sfere di giustizia analizzate da Walzer sono molte e vanno dal denaro e i beni, alla sicurezza ed il welfare, al lavoro pesante, al tempo libero, e naturalmente all'istruzione

- D. Blau and J. Currie. *Pre-School, Day Care, and After-School Care: Who's Minding the Kids?*, volume 2 of *Handbook of the Economics of Education*, chapter 20, pages 1163–1278. Elsevier, June 2006. URL <http://ideas.repec.org/h/eee/educhp/2-20.html>.
- M. Bratti, D. Checchi, and G. de Blasio. Does the expansion of higher education increase the equality of educational opportunities? Evidence from Italy. *Temì di discussione* (Economic working papers) 679, Bank of Italy, Economic Research Department, June 2008. URL [http://ideas.repec.org/p/bdi/wptemi/td\\_679\\_08.html](http://ideas.repec.org/p/bdi/wptemi/td_679_08.html).
- M. J. Bresciani and L. Carson. A study of undergraduate persistence by unmet need and percentage of gift aid. *NASPA Journal*, 40(1), 2002.
- C. Callender. Access to higher education in Britain: The impact of tuition fees and financial assistance. In Pedro N. Teixeira, D. Bruce Johnstone, Maria J. Rosa, and Hans Vossensteyn, editors, *Cost-Sharing and Accessibility in Higher Education: A Fairer Deal?*, volume 14 of *Higher Education Dynamics*, pages 105–132. Springer Netherlands, 2006. ISBN 978-1-4020-4660-5. URL [http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4020-4660-5\\_5](http://dx.doi.org/10.1007/978-1-4020-4660-5_5). 10.1007/978-1-4020-4660-5\_5.
- D. Card. Earnings, schooling and ability revisited. *NBER Working Paper*, (4382), 1994.
- D. Card. The causal effect of education on earnings. In O. Ashenfelter and D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, volume 3 of *Handbook of Labor Economics*, chapter 30, pages 1801–1863. Elsevier Science B.V., October 1999. URL <http://ideas.repec.org/h/eee/labchp/3-30.html>.
- D. Card and J. E. DiNardo. Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles. *Journal of Labor Economics*, 20(4):pp. 264–283, 2002. URL <http://www.jstor.org/stable/2696599>.
- D. Card and A.B. Krueger. Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. *Journal of Political Economy*, 100(1):1–40, 1992.
- P. Carneiro and J. J. Heckman. Human capital policy. In James J. Heckman and Alan B. Krueger, editors, *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies?* Cambridge, MA: MIT Press, 2003.
- C.F. Carter. Efficiency of universities. *Higher Education*, 1:77–89, 1972.
- O. Charlot and B. Decreuse. Self-selection in education with matching frictions. *Labour Economics*, 12(2):251–267, April 2005. URL <http://ideas.repec.org/a/eee/labeco/v12y2005i2p251-267.html>.
- D. Checchi. *Istruzione e mercato, per un'analisi economica della formazione scolastica*. Il Mulino, 1999.

- CNVSU. Sistemi di indicatori per la misura dell'efficienza della formazione universitaria. Doc 3/10 Ministero dell'Istruzione, dell'Università e della Ricerca, Roma, Comitato nazionale per la valutazione del sistema universitario, 2010.
- Y. Comay, A. Melnik, and M.A. Pollatschenk. The option value of education and the optimal path for investment in human capital. *International Economic Review*, 14(2): 421–435, 1973.
- M. Concoran, R. Gordon, D. Laren, and G. Solon. Effects on family and community background on economic status. *American Economic Review*, 80(2):362–366, 1990.
- C. M. Cornwell, D. B. Mustard, and D. Sridhar. The enrollment effects of merit-based financial aid: Evidence from georgia's HOPE scholarship. HEW 0501002, EconWPA, January 2005. URL <http://ideas.repec.org/p/wpa/wuwphe/0501002.html>.
- I. Covizzi, L. Vergolini, and N. Zanini. Gli effetti degli incentivi monetari a favore degli studenti universitari: una valutazione d'impatto. Technical Report 05, Istituto per la ricerca valutativa sulle politiche pubbliche, 2010.
- F. Cunha and J.J. Heckman. Identifying and estimating the distribution of *ex-post* and *ex-ante* returns to schooling: A survey of recent developments. *Labour Economics*, 2006.
- F. Cunha, J.J. Heckman, and S. Navarro. Separating uncertainty from heterogeneity in life cycle earnings, the 2004 Hicks lecture. *Oxford Economic Papers*, 57(2):191–261, 2005.
- F. Cunha, J. J. Heckman, L. Lochner, and D. V. Materov. Interpreting the evidence on life cycle skill formation. In Eric A. Hanushek and Finis Welch, editors, *Handbook of the Economics of Education*, volume 1 of *Handbook of Public Economics*, chapter 12, pages 698–812. Elsevier, 2006.
- J. Currie. Early childhood education programs. *The Journal of Economic Perspectives*, 15 (2):pp. 213–238, 2001. ISSN 08953309. URL <http://www.jstor.org/stable/2696599>.
- A. Diamond and J. S Sekhon. Genetic matching for estimating causal effects: A general multivariate matching method for achieving balance in observational studies. Carlo alberto notebooks, UC Berkeley: Institute of Governmental Studies., 2006. URL <http://escholarship.org/uc/item/8gx4v5qt>.
- S. M. Dynarski. Does aid matter? Measuring the effect of student aid on college attendance and completion. *The American Economic Review*, 93(1):pp. 279–288, 2003. ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/3132174>.
- S. M. Dynarski. Building the stock of college-educated labor. NBER Working Papers 11604, National Bureau of Economic Research, Inc, September 2005. URL <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/11604.html>.

- EQUINET. Evolving diversity. an overview of equitable access to HE in Europe. Technical report, Working for equitable accesso to HE in Europe. Lifelong Learning Programme of the European Commission, 2010.
- J. Feldman, D. Makuc, J. Kleinman, and Cornoni-Huntley. National trends in educational differentials in mortality. *American Journal of Epidemiology*, 129(5):919–933, 1989.
- P. Garibaldi, F. Giavazzi, A. Ichino, and E. Rettore. College cost and time to complete a degree: Evidence from tuition discontinuities. Carlo Alberto Notebooks 38, Collegio Carlo Alberto, 2007. URL <http://ideas.repec.org/p/cca/wpaper/38.html>.
- L. Gladieux and L. Perna. Borrowers who drop out: A neglected aspect of the college student loan trend. Technical report, National Center for Public Policy and Higher Education, 2005. URL <http://www.highereducation.org/reports/borrowing/index.shtml>.
- P. Glewwe. Schools and skills in developing countris: Education policies and socioeconomic outcomes. *Journal of Economic Literature*, 40(2):436–482, 2002.
- E. Gori and G. Vittadini. La valutazione dell’efficienza ed efficacia dei servizi alla persona. impostazioni e metodi. In Gori E. e Vittadini G, editor, *Qualità e Valutazione nei servizi di pubblica utilità*. Etas, Perugia, 1999.
- D. Greenaway and M. Haynes. Funding higher education. International Handbook on the Economics of Education. Cheltenham: Edward Elgar, 2004.
- Z. Griliches. Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. *Econometrica*, 45(1):1–22, January 1977. URL <http://ideas.repec.org/a/ecm/emetrp/v45y1977i1p1-22.html>.
- M. Grossman. The human capital model of the demand for health. NBER Working Papers 7078, National Bureau of Economic Research, Inc, April 1999. URL <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/7078.html>.
- J. Hahn, P. Todd, and W. Van der Klaauw. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica*, 69(1):pp. 201–209, 2001. ISSN 00129682. URL <http://www.jstor.org/stable/2692190>.
- E. Hanushek. Teacher characteristics and gains in student achievement: Estimation using micro data. *The American Economic Review*, 61(2):pp. 280–288, 1971. ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/1817003>.
- E. A. Hanushek. Publicly provided education. In A. J. Auerbach and M. Feldstein, editors, *Handbook of Public Economics*, volume 4 of *Handbook of Public Economics*, chapter 30, pages 2045–2141. Elsevier, 2002. URL <http://ideas.repec.org/h/eee/pubchp/4-30.html>.
- C. Harmon, H. Oosterbeek, and I. Walker. The returns to education: Microeconomics. *Economic Surveys*, 17:115–156, 2003.



- J. J. Heckman. Randomization as an instrumental variable. *The Review of Economics and Statistics*, 78(2):pp. 336–341, 1996. ISSN 00346535. URL <http://www.jstor.org/stable/2109936>.
- J. J. Heckman. Instrumental variables: A study of implicit behavioral assumptions used in making program evaluations. *The Journal of Human Resources*, 32(3):pp. 441–462, 1997. ISSN 0022166X. URL <http://www.jstor.org/stable/146178>.
- J. J. Heckman. Policies to foster human capital. *Research in Economics*, (54):pp. 3–56, 2000. URL <http://www.ideaslibrary.com>.
- J. J. Heckman and Bas J. Policies to create and destroy human capital in europe. Working Paper 15742, National Bureau of Economic Research, February 2010. URL <http://www.nber.org/papers/w15742>.
- J. J. Heckman, R. J. Lalonde, and J. A. Smith. The economics and econometrics of active labor market programs. In O. Ashenfelter and D. Card, editors, *Handbook of Labor Economics*, volume 3 of *Handbook of Labor Economics*, chapter 31, pages 1865–2097. Elsevier, October 1999. URL <http://ideas.repec.org/h/eee/labchp/3-31.html>.
- J. J. Heckman, L. J. Lochner, and P. E. Todd. *Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond*, volume 1 of *Handbook of the Economics of Education*, chapter 7, pages 307–458. Elsevier, 2006. URL <http://ideas.repec.org/h/eee/educhp/1-07.html>.
- J.J. Heckman and S. Navarro. Dynamic discrete choice and dynamic treatment effects. *Journal of Econometrics*, 2006.
- P. W. Holland. Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association*, 81(396):pp. 945–960, 1986. URL <http://www.jstor.org/stable/2289064>.
- I. R Hoos. The cost of efficiency: Implications of educational technology. *Journal of Higher Education*, 46(2):141–160, 1975.
- S. M. Iacus, G. King, and G. Porro. Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political Analysis*, 20(1):1–24, Winter 2012. doi: 10.1093/pan/mpr013. URL <http://pan.oxfordjournals.org/content/20/1/1.abstract>.
- G. W. Imbens. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1):4–29, 06 2004. URL <http://ideas.repec.org/a/tpr/restat/v86y2004i1p4-29.html>.
- INVALSI. Le competenze in lettura, matematica e scienze degli studenti quindicenni italiani. Rapporto Nazionale, Pisa 2009, Istituto Nazionale per la Valutazione del Sistema Educativo di Istruzione e Formazione, 2010.

- T. J. Kane. Assessing the american financial aid system: What we know, what we need to know. pages 63–66. *Forum futures 2001: Exploring the future of higher education*, 2001.
- L. A. Karoly, P. W. Greenwood, S. S. Everingham, J. Hoube, M. R. Kilburn, C. P. Rydell, M. Sanders, and J. Chiesa. *Investing in Our Children: What We Know and Don't Know About the Costs and Benefits of Early Childhood Interventions*. Santa Monica, CA, 1998. URL [http://www.rand.org/pubs/monograph\\_reports/MR898](http://www.rand.org/pubs/monograph_reports/MR898). Alsoavailableinprintform.
- L.F. Katz and D.H. Autor. Change in the wage structure and earnings inequality. In *Ashenfelter, O., Card, D. (Eds)*, volume 3 of *Handbook of Labor Economics*, chapter 25, pages 1463–1555. North-Holland, New York, 1999.
- L.F. Katz and K.M. Murphy. Changes in relative wages. *Quartely Journal of Economics*, 107(1):35–78, 1992.
- R. Keeling. The Bologna Process and the Lisbon Research Agenda: the European Commission's expanding role in higher education discourse. *European Journal of Education*, 41(2):203–223, 2006.
- E.I. Knudsen. Sensitive periods in the development of the brain and behavior. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 16(1):1412–1425, 2004.
- E.I. Knudsen, J.J. Heckman, J. Cameron, and J.P. Shonkoff. Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building america's future workforce. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103(27):10155–10162, 2006.
- H. Leibenstein. Allocative efficiency vs. "X-efficiency". *The American Economic Review*, 56(3):392–415, 1966.
- E. Leuven and H. Oosterbeek. Overeducation and mismatch in the labor market. *IZA Discussion Paper*, (5523):pp. 1–56, 2011.
- L. Lochner and E. Moretti. The effect of education on crime: Evidence from prison inmates, arrests, and self-reports. *American Economic Review*, 94(1):155–189, 2004. URL <http://pubs.aeaweb.org/doi/abs/10.1257/000282804322970751>.
- R. Lowry. Markets, governance, and university priorities: Evidence on undergraduate education and research. *Economics of Governance*, 5(1):29–51, 04 2004. URL <http://ideas.repec.org/a/spr/ecogov/v5y2004i1p29-51.html>.
- S. Machin and A. Vignoles. Educational inequality: the widening socio-economic gap. *Fiscal Studies*, 25(2):107–128, June 2004. URL <http://ideas.repec.org/a/ifs/fistud/v25y2004i2p107-128.html>.
- S.J. Machin. Skill-biased technical change and educational outcomes. *International Handbook on the Economics of Education*. Cheltenham: Edward Elgar, 2004.

- A. Martini and M. Sisti. *Valutare il successo delle politiche pubbliche*. Il Mulino, Bologna, 2009.
- S. McGuinness. Overeducation in the labour market. *Journal of Economic Surveys*, 20(3):387–418, 2006.
- F. Mealli and C. Rampichini. I metodi e i modelli per la valutazione degli effetti delle borse di studio. In L. Biggeri and G. Catalano, editors, *L'efficacia delle politiche di sostegno agli studenti universitari. L'esperienza italiana nel panorama internazionale*, pages 139–155. Il Mulino, 2006.
- F. Mealli and C. Rampichini. Evaluating the effects of university grants by using regression discontinuity designs. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 2012. doi: doi:10.1111/j.1467-985X.2011.01022.x.
- J. A. Mincer. *Schooling, Experience, and Earnings*. Columbia University Press, 1974. URL <http://www.nber.org/books/minc74-1>.
- J. A. Mincer and S. Polachek. Family investment in human capital: Earning of women. *Journal of Political Economy*, 82(2):S76–S108, 1974.
- J. D. Montgomery. Social network and labor-market outcomes: Toward an economic analysis. *The American Economic Review*, 81(5):pp. 1408–1418, 1991.
- K.M. Murphy and F. Welch. The structure of wage. *Quartely Journal of Economics*, 8(2):285–326, 1990.
- R. Nozick. *Anarchy, State and Utopia*. Basic Books, 1974.
- OECD. Education at a glance 2011. Technical report, Organisation for Economic Co-operation and Development, 2011. URL [http://www.oecd.org/document/2/0,3746,en\\_2649\\_39263238\\_48634114\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/document/2/0,3746,en_2649_39263238_48634114_1_1_1_1,00.html).
- P. Ordine and G. Rose. Higher education quality, opportunity costs and labor market outcomes. *Rivista Italiana degli Economisti*, 14(2):267–292, 2009. URL <http://EconPapers.repec.org/RePEc:rie:review:v:14:y:2009:i:2:n:2>.
- A. Petretto. L'approccio econometrico per la misurazione dei risultati delle imprese pubbliche locali. *Politica Economica*, (2):203–224, 1986.
- G. Psacharopoulos. Returns to investment in education: A global update. *World Development*, 22(9):1325–1343, September 1994. URL <http://ideas.repec.org/a/eee/wdevel/v22y1994i9p1325-1343.html>.
- G. Psacharopoulos. Why some university systems are collapsing: realities from Europe. *ACA Papers on International Cooperation in Education*, 2005.
- R Development Core Team. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2011. URL <http://www.R-project.org/>. ISBN 3-900051-07-0.

- S. R. Riegg. Causal inference and omitted variable bias in financial aid research: Assessing solutions. *Review of Higher Education*, 31(3):329–354, 2008.
- S.G. Rivkin, E.A. Hanushek, and J.F. Kain. Teachers, schools, and academic achievement. *Working Paper 6691*, 2001.
- A. Rodriguez-Pose and M. Vilalta-Bufi. Education, migration, and job satisfaction: the regional returns of human capital in the EU. *Journal of Economic Geography*, 5(5):pp. 545–566, 2005.
- J. M. Romer. *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1998.
- P. R. Rosenbaum and D. B. Rubin. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1):pp. 41–55, 1983. ISSN 00063444. URL <http://www.jstor.org/stable/2335942>.
- D. B. Rubin. Estimating causal effect of treatment in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66:668–701, 1974.
- D. B. Rubin. Randomization analysis of experimental data: The Fisher randomization test comment. *Journal of the American Statistical Association*, 75(371):pp. 591–593, 1980a. ISSN 01621459. URL <http://www.jstor.org/stable/2287653>.
- D. B. Rubin. Bias reduction using Mahalanobi’s metric matching. *Biometrics*, (36): 295–298, 1980b.
- G. King S. M. Iacus and G. Porro. cem: Software for coarsened exact matching. *Journal of Statistical Software*, 30(9):1–27, 6 2009. ISSN 1548-7660. URL <http://www.jstatsoft.org/v30/i09>.
- G. Sartori. *Elementi di teoria politica*. Il Mulino, 1987.
- J. Scott-Clayton. On money and motivation: A quasi-experimental analysis of financial incentives for college achievement. *Journal of Human Resources*, 46:614–646, 2011.
- J. S. Sekhon. Multivariate and propensity score matching software with automated balance optimization: The matching package for R. *Journal of Statistical Software*, VV (II):1–47, 2008.
- A. K. Sen. *Collective choice and social welfare*. North-Holland Publishing Co., Amsterdam, 1970. ISBN 0816277656. URL <http://www.amazon.com/exec/obidos/redirect?tag=citeulike07-20&path=ASIN/0816277656>.
- Y. Shavit and H-P. Blossfeld. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Westview Press, 1993.
- Y. Shavit, R. Arum, A. Gamoran, and G. Menahem. *Stratification in higher education: a comparative study*. Palo Alto: Stanford University Press, 2007.

- J.P. Shonkoff and D. Phillips. *From Neurons to Neighborhoods: The Science of Early Child Development*. National Academy Press, Washington, DC., 2000.
- L. Singell and M. Stater. Going, going, gone: the effects of aid policies on graduation at three large public institutions. *Policy Sciences*, 39(4):379–403, December 2006. URL <http://ideas.repec.org/a/kap/policy/v39y2006i4p379-403.html>.
- M. Spence. Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3):355–374, 1973.
- U. Trivellato. La valutazione degli effetti di politiche pubbliche: paradigma e pratiche. Technical Report 01, Istituto per la ricerca valutativa sulle politiche pubbliche, 2009.
- M. Walzer. *Spheres of justice: a defense of pluralism and equality*. Fondo de Cultura Económica. Sección de obras de política y derecho. Basic Books, 1983. ISBN 9780465081899. URL <http://books.google.it/books?id=2ndITi80AcsC>.
- B.A. Weisbord. Education and investment in human capital. *Journal of Political Economy*, 70(5):106–123, 1962.
- J. F. Witte. *The Market Approach to Education: An Analysis of America's First voucher Program*. Princeton University Press, 2000.
- L. Woßman and G. Schütz. Efficiency and equity in european education and training systems: Analytical report for the European Commission. Technical report, European Expert Network on Economics of Education (EENEE), April 2006.