

L'impatto della laurea magistrale sui redditi da lavoro

Valentina Ferri

INAPP

Giuliana Tesauro

INAPP

L'articolo è finalizzato a valutare l'impatto del conseguimento della laurea magistrale sui redditi da lavoro. Sulla base dei dati dell'indagine sull'inserimento professionale dei laureati (Istat), effettuiamo anzitutto la stima dei redditi da lavoro con correzione alla Heckman. Successivamente stimiamo l'effetto medio del Trattamento sui trattati (ATET) attraverso il *propensity score matching* (PSM). Concludiamo con i test di sensitività basati sulla simulazione con calibrated confounders.

The paper provides new evidence on Italian graduates' earnings in their early careers comparing wages for workers who had a master's degree with those for workers who had a bachelor's degree four years after graduation. The data used in this article come from the Italian National Institute of Statistics. In order to mitigate a potential selection bias into treatment (master degrees), we conducted a propensity score matching (PSM) analysis and we estimate the Average Treatment on the Treated. Further we perform a sensitivity analysis based on the simulation with calibrated confounders.

DOI: 10.53223/Sinappsi_2021-01-4

Citazione

Ferri V., Tesauro G. (2021), L'impatto della laurea magistrale sui redditi da lavoro, *Sinappsi*, XI, n.1, pp.50-67

Parole chiave

Laureati magistrali
Redditi da lavoro
Propensity score matching

Keywords

Master's degree
Wages premium
Propensity score matching

Introduzione

Il 1999 è l'anno in cui si è dato avvio al Processo di Bologna, un percorso che ha consentito la creazione dell'Area Europea dell'Istruzione superiore (EHEA - European Higher Education Area) che si è posta tra gli obiettivi prioritari l'incremento dell'occupabilità dei giovani laureati.

Il Processo di Bologna ha determinato in Italia una riforma del percorso universitario che da unico è stato diviso in un doppio titolo: laurea triennale e laurea magistrale (precedentemente specialistica). A partire dal 2004 (D.M. n.270 del 2004) è stata programmata una revisione del sistema, ottimizzando l'utilizzo dell'insieme dei crediti formativi e agevolando la mobilità internazionale degli studenti. Un'attenzione particolare è

stata riconosciuta alle azioni per favorire l'occupabilità dei laureati attraverso un incremento dei meccanismi informativi e di coinvolgimento nel mondo del lavoro, potenziando le opportunità di tirocini e stage.

La riforma '3+2' intendeva ridimensionare le debolezze croniche del sistema universitario italiano: un basso tasso di laureati, un alto tasso di abbandono, forte discrepanza tra la durata degli studi ufficialmente richiesta e quella effettiva (Cammelli *et al.* 2011). Tra gli obiettivi si contemplava inoltre la necessità di ampliare il livello di istruzione terziaria degli individui e di garantire la 'convergenza' dei sistemi accademici tra i Paesi europei. Proprio le differenziali peculiarità dei sistemi di istruzione, tuttavia, hanno determinato dinamiche disomogenee dei

Il lavoro è frutto della stretta collaborazione tra le Autrici; per quanto riguarda la stesura, Valentina Ferri è responsabile dei paragrafi Dati e Metodologia, Analisi dei risultati, Conclusioni, mentre Giuliana Tesauro è responsabile dei paragrafi Introduzione, Letteratura, Analisi descrittive.

processi di riforma universitaria da Paese a Paese. Tra i sistemi europei infatti continuano a permanere discrasie relative agli ordinamenti di istruzione terziaria (3+2; 4+1; ecc.) che rendono tali contesti non del tutto comparabili (Sursock *et al.* 2010).

Un altro aspetto lontano dall'armonizzazione cui il Processo di Bologna tendeva riguarda i requisiti d'accesso previsti per alcuni ruoli in ambito lavorativo che molto spesso coincidono esclusivamente con il possesso della laurea magistrale. Diversamente, per i Paesi in cui la laurea di I livello rappresenta requisito d'accesso al mercato del lavoro, la laurea magistrale costituisce un importante arricchimento del curriculum vitae, alla stregua di un corso di specializzazione avanzata o di un Master (Sursock *et al.* 2010).

Sebbene l'introduzione del doppio percorso di laurea (I e II livello) costituisca, come evidenziato, uno degli elementi più significativi della riforma universitaria, per i Paesi con sistemi di istruzione terziaria più tradizionali essa si è tradotta esclusivamente nella suddivisione del percorso accademico in due fasi: laurea triennale e proseguimento della stessa con il percorso biennale magistrale.

In molti casi, inoltre, il nodo prioritario è rappresentato dalla incapacità sistemica, e dei tessuti produttivi regionali in particolare, di assorbire i laureati di I livello. Si tratta evidentemente di un fenomeno collegato alla regolamentazione dell'accesso alle professioni e alla carenza di opportunità occupazionali dovute a fasi economiche negative ovvero a condizioni strutturali del mercato del lavoro (Sursock *et al.* 2010).

Restano comunque controversi in Italia gli esiti relativi alla collocazione nel mercato del lavoro di coloro che hanno conseguito il titolo più breve, rispetto a coloro che hanno conseguito quello di II livello, così come risulta assente un contesto informativo organico su come tale processo abbia inciso dal punto di vista occupazionale e salariale sui giovani laureati italiani.

Non sono mancate incertezze e criticità conseguenti a tale riforma dell'ordinamento didattico. Sono state di fatto molte le posizioni critiche, da parte di studenti e docenti, secondo le quali la laurea triennale non rappresenta un livello adeguato di studi accademici, ma esclusivamente una transizione verso la laurea magistrale (Teichler 2011).

Dal momento che il Processo di Bologna valorizza la struttura del percorso universitario triennale e magistrale, ci si potrebbe aspettare che tale struttura si replichi allo stesso modo nel mercato del lavoro. I

laureati magistrali potrebbero ricoprire ruoli professionali e manageriali, mentre i laureati triennali ruoli impiegatizi. I laureati magistrali potrebbero avere un reddito mediamente più elevato, rispetto ai laureati triennali a parità di ambito di studi (Teichler 2011).

Alla luce di tali considerazioni questo articolo mira a comprendere se la riforma che ha interessato il percorso accademico abbia prodotto un impatto sui guadagni nei primi anni di lavoro dopo il conseguimento della laurea magistrale in Italia. In particolare analizzeremo se l'investimento di capitale umano nella laurea magistrale possa determinare, in media, un aumento statisticamente significativo sul reddito da lavoro a quattro anni dal conseguimento del titolo rispetto alla laurea triennale.

1. Letteratura

La differenza tra lavoratori determina le differenze tra lavori e quindi disparità occupazionali e salariali. Tali differenze possono essere riconducibili al percorso di istruzione personale che definisce il capitale umano individuale attraverso l'acquisizione di qualifiche e competenze. La maggior parte del capitale umano è assimilato nel periodo scolastico e universitario, nonché nel corso di programmi di formazione seguiti durante la vita lavorativa. Le qualifiche correlate al percorso scolastico e universitario, quindi, rappresentano una fetta importante dello stock di conoscenze (Del Boca 2010).

La scuola degli economisti di Chicago (Mincer 1958; Schultz 1963; Becker 1964) teorizza in maniera strutturata le basi dell'Economia della formazione che spiega la relazione esistente tra formazione e sistema produttivo e tra formazione e crescita economica. Nell'ambito della teoria economica neoclassica assume centralità il concetto di capitale umano (Schultz 1960) che sostiene l'istruzione intesa come forma di investimento in grado di produrre redditi futuri e produttività. Schultz collega la scelta di istruzione ai costi (tasse scolastiche, spese trasporti, guadagni perduti, ecc.) e ai benefici (guadagni futuri, capacità produttiva futura, ecc.) ritenendo che dall'aumento dello stock di capitale umano, e quindi di produttività, derivi la crescita economica nazionale ovvero l'incremento di reddito nazionale. Precedentemente Mincer (1958) era intervenuto con un proprio contributo analitico proponendo una spiegazione delle determinanti delle disuguaglianze di reddito. Il modello minceriano individua nei diffe-

renziali di istruzione (capitale umano) la spiegazione della distribuzione del reddito e determina il tasso di rendimento dell'istruzione cioè il tasso di crescita del reddito, rispetto agli anni di durata dell'investimento in istruzione.

Anche per Becker (1964) il capitale umano genera le differenze tra i redditi, ciò a causa dell'incremento della capacità produttiva personale che aumenta al crescere dell'istruzione. Ciascun individuo razionalmente confronta costi e benefici di lungo periodo legati all'investimento in istruzione.

Pertanto diventa fondamentale chiedersi se le spese in istruzione rappresentino un buon investimento e, quindi, se il tasso di rendimento dell'istruzione sia migliore, rispetto al tasso di rendimento di altri investimenti. In particolare, il tasso di rendimento dell'istruzione tiene conto dei differenziali salariali (sebbene non consideri i costi e i benefici) e della probabilità di occupazione relativi a persone con diverso grado di istruzione. La funzione di guadagno minceriana nello specifico misura il differenziale salariale tra individui con differente livello di istruzione, a parità di altre caratteristiche osservabili che hanno effetto sul salario (sesso, età, ecc.). Ed è proprio il modello minceriano ad aver suggerito la definizione di misure empiriche del coefficiente di rendimento dell'istruzione che testimonia l'esistenza di un'associazione positiva tra salario e anni di istruzione.

Vanno comunque considerati anche i limiti di tale approccio legati ai fattori differenti che possono incidere sulle differenze reddituali (le abilità, il background socio-economico e familiare, i fattori accidentali, ecc.); bisogna tener conto inoltre del fatto che tale tasso di rendimento possa dipendere dal grado di istruzione stesso. Al netto di tali osservazioni è evidente che il tasso di rendimento dell'istruzione rappresenti un nodo centrale nell'impostazione di politiche economiche volte alla crescita economica e all'equità della redistribuzione reddituale, esprimendo anche una stima del rendimento sociale dell'istruzione (esternalità).

Quindi, la scelta di proseguire gli studi universitari per i giovani laureati triennali è collegata alle aspettative sui rendimenti sia in termini occupazionali, sia in termini salariali, nonché alle possibilità economiche di proseguire gli studi. Il tasso di rendimento dell'istruzione è in tal senso decisivo anche negli orientamenti di politica economica a sostegno delle categorie di lavoratori

svantaggiati e con bassi redditi.

Intraprendere e proseguire un percorso di istruzione comporta la valutazione della sua convenienza in termini di investimento e di ritorno dello stesso. Il lavoratore che investe nella propria istruzione scolastica/universitaria o prende parte a programmi di formazione rinuncia al guadagno immediato per puntare a ottenere un rendimento del proprio investimento nel futuro (Terraneo 2010). La distribuzione del grado di istruzione della popolazione è data dal *trade-off* tra guadagni minori nel presente e maggiori nel futuro.

Secondo la teoria dei differenziali salariali compensativi, la differenza tra i salari dei lavoratori è riconducibile sia alla diversità dei lavori che dei lavoratori, i quali portano nel mercato del lavoro le proprie competenze e abilità, definite come capitale umano. Tali competenze influiscono necessariamente sull'occupabilità del lavoratore e sulla dimensione collegata al reddito da lavoro. La teoria del capitale umano – il più importante quadro teorico utilizzato nell'ambito dell'economia dell'educazione – consente di analizzare contemporaneamente il comportamento decisionale degli studenti in relazione alle loro decisioni di accesso e partecipazione all'istruzione superiore e le cosiddette politiche di accesso che influenzano la decisione di partecipazione al percorso universitario, nonché al proseguimento dalla laurea triennale a quella magistrale (Paulsen e Toutkoushian 2008). L'investimento in capitale umano, come ad esempio quello relativo al proseguimento del percorso di laurea successivo alla laurea triennale, interviene direttamente o indirettamente sulla funzione di utilità del soggetto interessato in termini di reddito e di consumo (Becker 1964; Checchi 2006). Il differenziale di guadagno tra laureati e diplomati, oltre ad essere consistente, aumenta nel corso di tutta la vita lavorativa e va confrontato con i costi universitari diretti, nonché con i costi dovuti ai mancati guadagni durante la frequenza dei corsi universitari (Checchi 2006). Analogamente, andrebbero analizzati i differenziali di guadagno e i costi diretti e indiretti sostenuti dai laureati triennali e dai laureati magistrali.

In termini di politiche, il modello del capitale umano suggerisce che sia la riduzione dei costi universitari (Avery e Hoxby 2004) che l'incremento dei benefici attesi dall'iscrizione al percorso universitario (Averett e Burton 1996) aumenterebbero la pro-

bilità che uno studente possa scegliere di proseguire nell'istruzione terziaria.

Quindi le politiche che forniscono agli studenti sussidi, sovvenzioni, borse di studio o prestiti consentirebbero agli stessi di espandere i propri vincoli di bilancio a favore delle spese universitarie (Catsiapis 1987). Inoltre, vi è un diffuso sostegno in letteratura riguardo all'ipotesi che il reddito familiare abbia un effetto positivo sull'iscrizione (Ellwood e Kane 2000; Hossler *et al.* 1999; Perna 2006) e che i tassi di partecipazione tra i gruppi di reddito siano "sostanziali e persistenti" (Mumper e Freeman 2005).

Tra le determinanti più importanti relative alla domanda di investimenti in istruzione superiore (e terziaria) è annoverata la capacità dello studente (Arai 1998; Becker 1993), la cosiddetta abilità che esprime una dotazione iniziale 'prescolare' o 'pre-esistente' di capitale umano, utilizzata in seguito per acquisire in modo produttivo capitale umano aggiuntivo (Cipollone 1995; Thurow 1970). La correlazione positiva tra abilità e guadagni è spesso spiegata con riferimento alle differenze interpersonali di abilità che definiscono il gap tra i tassi di rendimento tra le varie curve di domanda (Becker 1993).

Un'altra determinante della domanda di investimenti in istruzione superiore (e terziaria) è il background familiare: l'istruzione dei genitori, il loro reddito e la loro occupazione (Behrman *et al.* 1992; Korenman e Winship 2000). Si tratta di un insieme di elementi che condizionano positivamente la domanda di investimento in istruzione superiore/terziaria motivata da un'attesa significativa di benefici futuri.

In accordo con la letteratura, possiamo supporre che completare il percorso fino al titolo magistrale sia una scelta legata da una parte ai costi universitari e dall'altra ai possibili incrementi dei benefici attesi e che sovvenzioni o borse di studio possano favorire l'accesso a suddetto titolo, in particolare per gli individui con un background familiare più svantaggiato.

Nel 2016 Altonji, Arcidiacono e Maurel, basandosi sull'indagine NSCG (1993-2010, Stati Uniti) dimostrano che la scelta universitaria è un fattore determinante per i guadagni futuri e risulta essere fortemente associata con il tipo di lavoro svolto. La maggior parte di questi effetti positivi sono causali e legati a lauree STEM e a quelle aziendali. Le stime dimostrano che i rendimenti maggiori si hanno in relazione alle lauree in ingegneria, fisica, informatica, matematica, materie aziendali e infermieristiche e

che il ritorno relativo ai diversi campi di studio varia notevolmente tra i differenti tipi di laurea. Pertanto, anche la distribuzione delle università rappresenta un input fondamentale nella composizione delle competenze della futura forza lavoro.

Un recente studio di Leighton e Speer (2020) misura il rendimento nel mercato del lavoro delle specializzazioni del capitale umano in campo universitario. Gli autori utilizzano il coefficiente di Gini relativo ai premi di guadagno per ciascuna occupazione legata a un percorso universitario "catturando la nozione di trasferibilità delle competenze tra i lavori". Attraverso l'utilizzo dei dati dell'*American Community Survey* gli autori evidenziano che le lauree in materie ritenute più specialistiche (istruzione e infermieristica) ricevono salari orari più elevati rispetto alle lauree più generaliste (filosofia e psicologia). I laureati in campi specialistici, però, hanno minori probabilità di ricoprire posizioni manageriali che probabilmente richiedono un mix di competenze.

Brunello e Checchi nel 2007 analizzano differenti outcome (punteggi ai test scolastici, alfabetizzazione, tasso di abbandono scolastico, iscrizione all'università, occupabilità e guadagni) e concludono che nelle prime fasi dell'esperienza nel mercato del lavoro il ruolo dell'istruzione formale (misurato dall'esito scolastico) conta di più delle competenze reali (misurate dall'alfabetizzazione).

Nell'ambito del mercato del lavoro uno studio dimostra che "le differenze nel grado di istruzione tra i lavoratori sono significative, perché l'istruzione è fortemente correlata con i tassi di partecipazione della forza lavoro, i tassi di disoccupazione e i guadagni" (Piras 2007, 119).

Si riscontra una peculiarità tutta italiana legata alla sottoutilizzazione della forza lavoro qualificata con uno svantaggio dell'offerta di lavoro per la componente giovanile, istruita o meno (Gatto e Potestio 2008). Così come permane nel nostro Paese un cosiddetto 'soffitto di vetro' nel conseguimento della laurea legato al background familiare che condiziona il differenziale di probabilità nel conseguimento di livelli maggiori di istruzione (Checchi *et al.* 2006).

Tenendo conto della teoria secondo la quale un individuo rinuncia al guadagno immediato, investendo così in anni di istruzione con l'ambizione di ottenere dei rendimenti futuri, è possibile citare una ricerca (Ricci 2011) che dimostra come studiare in Italia non sempre permetta di raggiungere condizioni occupa-

zionali che si confanno al livello d'istruzione conseguito dall'individuo. Lo studio del 2011 dimostra che investire in istruzione nel nostro Paese paga sempre di meno, sia in termini di prospettive di salario che in termini di qualità del lavoro. Cioè il trend del mercato del lavoro e del sistema produttivo italiano negli ultimi anni non ha valorizzato gli investimenti in capitale umano degli individui e delle imprese.

Nel presente lavoro si analizza se l'investimento di capitale umano nella laurea magistrale può determinare, in media, un aumento statisticamente significativo del reddito da lavoro (misurato in *full-time equivalent*), rispetto alla laurea triennale.

In prima istanza si stima, attraverso una stima minceriana e una stima a due stadi à la Heckman, la relazione tra l'aver conseguito una laurea di secondo livello e il reddito da lavoro. Successivamente, si presentano le stime relative all'effetto del trattamento (la laurea magistrale) sull'outcome (il reddito da lavoro). Per queste ultime si utilizza la tecnica del *propensity score matching* per isolare e stimare l'impatto della laurea specialistica dalla distorsione causata da auto-selezione. I risultati saranno verificati attraverso la replicazione delle stime aggiungendo una variabile simulata *confounder*, creata sulla base della distribuzione delle covariate (Ichino *et al.* 2008).

2. Dati e metodologia

Le stime si basano sui dati dell'*Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati* del 2015 relativa ai laureati nel 2011, rilevazione che intende conoscere la condizione e il percorso occupazionale dei laureati a distanza di quattro anni dal conseguimento del titolo.

L'indagine si inserisce nel sistema integrato di rilevazioni Istat sulla transizione dal mondo dell'istruzione a quello del lavoro, sistema di cui fanno parte anche l'indagine dei diplomati di scuola secondaria di II grado e l'indagine totale sull'inserimento professionale dei dottori di ricerca. Si tratta dell'indagine di più antica tradizione relativa alle transizioni istruzione-lavoro (la prima edizione venne svolta nel 1989) ed è compresa nel Programma statistico nazionale. L'edizione su cui si basano le analisi di seguito presentate è la nona e si rivolge ad un campione di laureati che hanno conseguito il titolo nel 2011 in un'università italiana.

Per tale edizione la raccolta dei dati è avvenuta attraverso campionamento ad uno stadio stratificato per sesso, ateneo e classe di laurea che prevede la

selezione di un campione di circa 73.000 laureati, rappresentativo della popolazione dei laureati nei corsi di laurea triennali e nei corsi di laurea specialistici e a ciclo unico. La tecnica dell'indagine è CATI/CAWI. Il campione finale consta di 58.400 individui. Il questionario di rilevazione si articola in cinque sezioni: la prima sezione è dedicata al curriculum degli studi e alle attività di qualificazione, la seconda al lavoro e la terza alla ricerca del lavoro; nella quarta si raccolgono informazioni relative alla mobilità territoriale dei laureati e nella quinta si rilevano notizie relative alla famiglia d'origine e a quella attuale.

L'articolo si sviluppa come di seguito: innanzitutto si realizzano delle analisi descrittive riguardanti i redditi in relazione alla tipologia di percorso universitario completato. Si effettuano poi due diverse stime sul reddito da lavoro *full-time equivalent* (FTE): la prima regressione considera i salari attraverso la stima minceriana, la seconda è invece realizzata con procedura a due stadi di Heckman (1979).

Nella selezione del campione vengono eliminati i laureati nei percorsi a ciclo unico poiché, considerata la particolare tipologia nella quale rientrano, i risultati potrebbero essere distorti. Dal campione sono stati eliminati anche gli individui che hanno conseguito successivamente al 2011 una laurea magistrale, dal momento che non si ritengono comparabili i risultati sul reddito qualora il conseguimento del titolo sia successivo al 2011. Inoltre non sono inclusi i laureati nell'ambito medico perché le lauree sono quasi tutte a ciclo unico.

L'approccio cosiddetto minceriano (Mincer 1974) è quello maggiormente utilizzato per misurare il rendimento dell'istruzione, secondo questo metodo infatti le retribuzioni dipendono da scolarità ed esperienza lavorativa.

$$y = \beta_0 + \beta_1 L.Magistr. + \beta_2 U + \beta_3 F + \beta_4 S + \beta_5 D + \beta_5 L + \varepsilon \quad (1)$$

La variabile dipendente (y) dell'equazione è il reddito da lavoro. La variabile d'interesse è quella relativa alla laurea magistrale (0/1) che prende valore 1 nel caso del conseguimento del titolo magistrale nel 2011 e prende valore 0 se nel 2011 è stato conseguito un titolo triennale senza successivamente conseguire il titolo magistrale.

Le altre variabili esplicative incluse nei modelli di regressione (1) relativi ai redditi riguardano princi-

palmente: il percorso universitario (U), il background familiare (F), i percorsi di studio precedenti (S) (voto di maturità, tipologia d'istruzione secondaria di II grado), le caratteristiche demografiche dell'individuo (D) e le caratteristiche del lavoro (L): la durata del lavoro attuale, il settore, la tipologia di lavoro (dipendente/autonomo), la tipologia di contratto (part-time/full-time).

Tra le molte variabili introdotte in questo studio, si ritiene utile evidenziare il ruolo di quelle relative alle caratteristiche individuali. Nelle stime relative ai rendimenti dell'istruzione è spesso evidenziata in letteratura la difficoltà di tenere conto delle 'abilità' individuali. Si considera quindi adeguata l'inclusione di variabili che siano in grado di catturare, anche se in parte, le abilità individuali. In un campione di persone laureate possono essere varie le proxy delle abilità da poter considerare: voto di laurea, voto di diploma, tipologia d'istruzione secondaria di II grado, ecc.

Successivamente, attraverso il metodo à la Heckman si stima nell'equazione principale il reddito da lavoro *full-time equivalent* tenendo conto della probabilità di occupazione riveniente dalla prima equazione. Questa strategia econometrica consente di tener conto, nella stima dei redditi da lavoro, della possibile distorsione del risultato causata dal fatto che nel campione considerato non tutti sono occupati e che la differente probabilità di occupazione potrebbe inficiare il risultato. Trattandosi di una selezione del campione che riguarda solo gli occupati e che, pertanto, elimina una parte del campione, potrebbe verificarsi infatti una distorsione da autoselezione del campione. Potenzialmente coloro che lavorano rispetto a coloro che non lavorano potrebbero avere caratteristiche differenti che comportano una maggiore probabilità di essere occupati. Attraverso la correzione di Heckman, si calcola la probabilità di essere occupati e si corregge l'equazione principale dei salari. In tal senso, si includono nella prima equazione variabili correlate con la probabilità di essere occupati e non con i redditi. In particolare, le variabili incluse nell'equazione dell'occupazione che non sono state incluse nel successivo stage sono padre occupato o pensionato (0/1); madre occupata o pensionata (0/1); voto diploma; macro-area d'origine Sud (0/1), università in cui si è frequentato il corso di laurea triennale al Sud (0/1), spostamento per studio.

Al fine di verificare i risultati ottenuti attraverso le prime regressioni, l'analisi prosegue attraverso la

stima dell'effetto medio del trattamento sui trattati. Tramite le regressioni OLS è possibile infatti cogliere i nessi tra le variabili considerate che possono essere definite correlazioni robuste, tuttavia tali metodologie non permettono di stimare effetti causali. Inoltre, i suddetti metodi non tengono conto della distorsione da selezione dovuta a una maggiore probabilità per alcuni individui di frequentare un corso di laurea specialistica. Tale ostacolo è superato scegliendo come tecnica di appaiamento degli individui trattati e non trattati il *propensity score matching*.

Attraverso L'ATT è possibile verificare l'efficacia di una politica attuata, laddove per efficacia si intende la capacità di produrre i cambiamenti desiderati tra i beneficiari effettivi (Martini e Sisti 2009).

$$\begin{aligned} \text{Effetto medio del trattamento sui trattati} = \\ E(\delta | T=1) = E(Y^1 - Y^0 | T=1) = E(Y^1 | T=1) - E(Y^0 | T=1) \end{aligned} \quad (2)$$

L'ATT è composto da un primo termine $E(Y^1 | T=1)$ e da un secondo termine $E(Y^0 | T=1)$ che rappresentano rispettivamente una quantità fattuale, relativa a coloro che hanno conseguito una laurea magistrale e una quantità controfattuale, relativa agli individui più simili che non hanno conseguito il titolo. Utilizzando l'outcome fattuale relativo ai soggetti che non hanno conseguito il titolo magistrale $E(Y^0 | T=0)$ per approssimare l'outcome controfattuale riferito ai laureati magistrali $E(Y^0 | T=1)$ potremmo avere una stima distorta dell'effetto causale in quanto risulterebbe una grandezza composta da due parti: l'ATT e la distorsione dovuta all'omissione di variabili (*selection bias*). Il *selection bias* si spiega perché gli individui hanno alcune caratteristiche osservate o non osservate, osservabili o non osservabili (Lucchini 2013). Nel nostro specifico caso potrebbero rientrare tra queste: l'abilità, la motivazione, la personalità, ecc. Tali caratteristiche potrebbero influenzare simultaneamente sia il conseguimento della laurea magistrale, sia l'esito sulla variabile Y (reddito). Dunque l'ATT risulta la differenza tra trattati e non trattati nel valore atteso dell'outcome, corretta tenendo conto che i due gruppi potrebbero avere esito differente anche senza trattamento.

Al fine di poter parlare di inferenze causali da dati d'indagine come quelli utilizzati in questo studio, è necessario che l'assegnazione al trattamento, il conseguimento della laurea magistrale per l'ap-

punto, equivalga all'assegnazione randomizzata. Ciò si realizza utilizzando un certo numero di covariate nella creazione di un *propensity score*.

In questa tipologia di studi è opportuno considerare che l'assegnazione al trattamento non è randomizzata, pertanto, i gruppi dei trattati e dei controlli potrebbero essere sistematicamente differenti. L'effetto trattamento potrebbe quindi ridursi semplicemente alla stima di differenze preesistenti, piuttosto che all'effetto causale del trattamento (Graham e Kurlaender 2011; Cooke e Campbell 1979; Shadish *et al.* 2002)

Al fine di azzerare il *selection bias* i trattati e i non trattati saranno ugualmente bilanciati, rispetto alle variabili rilevanti per l'outcome¹.

Con il termine *propensity score* (Rosenbaum e Rubin 1983) si indica la probabilità di ricevere un determinato trattamento condizionata per una serie di variabili pre-trattamento. Il *propensity score* negli esperimenti randomizzati è noto ed è definito dal disegno dello studio. Negli studi osservazionali, invece, il vero *propensity score* non è noto, tuttavia può essere stimato utilizzando un modello di regressione logistica, in cui il trattamento (0/1) viene regredito sulle caratteristiche di base osservate (Austin 2011).

Il *propensity score* si ottiene attraverso una compressione delle covariate pre-trattamento in un vettore monodimensionale. Senza dati mancanti nelle covariate $\{X_i\}$, il *propensity score* e_i (3) è la probabilità che l'unità i -esima venga trattata dato il suo vettore di covariate X_i (Rubin 2001).

$$e_i \equiv e(X_i) \equiv \Pr(W_i=1 | X_i) \quad (3)$$

È quindi su tale vettore che si effettua il bilanciamento delle caratteristiche pre-trattamento. I trattati e non trattati, a parità di *propensity score*, risulteranno bilanciati sulle covariate selezionate, pertanto differiranno solo per il termine d'errore. Nel modello del *propensity score* quindi sono state selezionate le variabili che potrebbero impattare sul trattamento e sull'outcome. L'abbinamento delle unità è stato effettuato con la procedura *nearest-neighbor*. Ad ogni individuo trattato viene abbinato l'individuo non trattato, più vicino sul vettore di *propensity score*.

Al fine di creare il *propensity score* cioè l'indice di

propensione che denota la probabilità che l'individuo riceva il trattamento, il quale permette di stimare l'effetto medio del trattamento (aver conseguito la laurea specialistica) sul salario, sono state selezionate le variabili di seguito spiegate. Innanzitutto si è inclusa la variabile di genere, si ritiene che essere donna possa influenzare contestualmente il trattamento e la variabile risultato, risultando costante nel tempo. Si è scelto, inoltre, di utilizzare una *dummy* che indica se almeno uno dei due genitori è laureato, tenendo conto dell'importante ruolo che esercita il livello di istruzione dei genitori sul livello di istruzione dei figli (Behrman *et al.* 1992; Korenman e Winship 2000). Si ritiene infatti che la presenza dei genitori laureati in famiglia rappresenti un background tale da poter favorire il proseguimento degli studi dei propri figli (Checchi *et al.* 2006; Cappellari e Lucifora 2009; Cammelli *et al.* 2011). Un'altra variabile è relativa alla occupazione/pensione della madre e/o del padre, l'inclusione della stessa è opportuna in quanto la prosecuzione degli studi potrebbe essere una scelta legata alla situazione economica familiare.

Nel modello si tiene conto anche del voto del diploma utilizzato come variabile continua. Questo in accordo con la letteratura che sottolinea la correlazione tra competenze di base e successivi esiti occupazionali (Brunello e Checchi 2007). A tal fine, si è utilizzata anche la variabile liceo, che prende valore 1 se il laureato ha frequentato il liceo, 0 se ha studiato in istituti tecnici e professionali. Si considera, inoltre, la macroarea geografica dell'università in cui si è conseguita la laurea di I livello (1 se è al Nord, 0 se è al Centro o al Sud).

Un'altra importante variabile riguarda l'indirizzo di studi della laurea triennale che può influenzare il trattamento; infatti, alcune lauree dopo i tre anni risultano offrire maggiori opportunità occupazionali, rispetto ad altre che si potrebbero definire complete solo con il conseguimento degli ultimi due anni (Borero *et al.* 2004). Gli indirizzi considerati riguardano i seguenti ambiti: agrario/chimico farmaceutico/architettura²; scientifico e geo-biologico; politico-sociale e difesa; educazione fisica; giuridico³; economico-statistico; insegnamento; linguistico; letterario psicologico.

Attraverso tale metodo ci si aspetta che gli in-

1 Utilizziamo a tal proposito il comando di STATA *psmatch2* e il comando *pstest*.

2 Architettura è a ciclo unico, tuttavia poche altre lauree facenti capo ad Architettura hanno il percorso suddiviso nei due livelli.

3 Giurisprudenza è a ciclo unico, tuttavia alcune lauree nell'ambito giuridico erano suddivise in percorsi a due livelli.

dividui differiscano esclusivamente per il conseguimento del titolo specialistico: coloro che hanno conseguito il biennio specialistico (trattati), rispetto a coloro che hanno conseguito il biennio triennale (controlli).

Un individuo che prosegue con la laurea magistrale potrebbe essere maggiormente motivato rispetto ad altri che non effettuano la stessa scelta e, di conseguenza, ci si aspetta che possa avere anche una maggiore probabilità di guadagnare di più. Le stime effettuate con la strategia del PSM restituiscono effettivamente un ATT a patto che vengano rispettate due ipotesi. Anzitutto, il vettore di variabili su cui si basa il matching deve risultare indipendente dall'assegnazione al trattamento. Inoltre, la distribuzione dell'outcome, condizionata al set X risulta indipendente dal trattamento. Tale assunzione prende il nome di CIA, ossia Conditional Independence Assumption, solo se la CIA è rispettata la selezione degli individui può essere espressa in funzione delle sole caratteristiche pre-trattamento.

Partendo dall'idea che la CIA sia rispettata nelle nostre stime, esaminiamo se i risultati cambiano quando la CIA viene forzosamente indebolita seguendo il metodo proposto da Ichino, Mealli e Nannicini. Il test di sensitività consiste nel simulare una potenziale variabile *unobserved calibrated confounder* che includeremo nella creazione del *propensity score* e quindi nella stima dell'ATT. La variabile *unobserved confounder*, che potrebbe essere quella rela-

tiva alle abilità dell'individuo o alla motivazione, la creeremo basandoci sulla distribuzione di caratteristiche predeterminate, come le covariate (donna, liceo ecc.) al fine di valutare la validità degli effetti stimati dall'ATT.

Attraverso il metodo suddetto otterremo quindi stime puntuali dell'ATT tenendo conto di possibili scenari in cui venga meno la CIA. Imponendo i valori dei parametri che caratterizzano la distribuzione del fattore *confounder* U , stimiamo nuovamente l'ATT includendo la U simulata. Modulando le ipotesi sulla distribuzione del fattore *confounder* possiamo valutare la robustezza dell'ATT stimato. Attraverso questo test di sensitività è possibile comprendere quale ipotesi riguardante un potenziale *confounder*, porterebbe a un ATT diverso (Ichino *et al.* 2008).

La distribuzione della variabile *confounder* è di seguito formalizzata:

in cui $i, j \in \{0,1\}$ che danno la probabilità che $U=1$ in ciascuno dei quattro gruppi definiti dal trattamento e dal valore del risultato.

$$Pr(U=1 | T=i, Y=j, W) = Pr(U=1 | T=i, Y=j) \equiv p_{ij} \quad (4)$$

Dati i valori dei parametri p_{ij} , procediamo nell'analisi attribuendo un valore di U a ciascun soggetto, secondo la sua appartenenza a uno dei quattro gruppi definiti dallo stato di trattamento e dal risultato. Quindi includiamo U nell'insieme di

Tabella 1. Statistiche descrittive sul campione selezionato

Variabili	N	media	sd	max	min	p50
Laurea magistrale	22.906	0,596	0,491	1	0	1
Padre occupato/pensione	23.204	0,955	0,207	1	0	1
Madre occupata/pensione	23.204	0,611	0,488	1	0	1
Padre laureato	23.204	0,171	0,377	1	0	0
Madre laureata	23.204	0,145	0,352	1	0	0
Liceo	23.204	0,658	0,475	1	0	1
Voto diploma	22.970	83,410	12,578	101	60	83
Voto dip >95	22.653	0,264	0,441	1	0	0
Residenza preuniv. Sud	22.961	0,317	0,466	1	0	0
Dirigente padre/madre	23.204	0,428	0,495	1	0	0

Nota: sono esclusi dall'analisi i corsi di laurea a ciclo unico, i laureati nell'ambito medico sanitario perché quasi tutti i percorsi sono a ciclo unico e coloro che, pur essendo campionati poiché nel 2011 hanno conseguito una laurea triennale, al momento dell'intervista risulta che abbiano conseguito anche la magistrale.

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

variabili utilizzate per stimare il *propensity score*, stimiamo nuovamente il *propensity score* con questa variabile e calcoliamo l'ATT secondo lo stimatore *Nearest Neighbor*. Ripetiamo cento volte la stima per ottenere un risultato dell'ATT più solido.

Le variabili continue come i redditi devono essere trattate come delle variabili binarie (Ichino *et al.* 2008), pertanto eseguiremo questa trasformazione.

3. Statistiche descrittive

Il nostro campione è composto da laureati triennali e magistrali, in particolare sono stati eliminati i laureati che hanno conseguito lauree a ciclo unico e gli individui che hanno comunque conseguito una magistrale dopo il 2011.

Tra le nostre osservazioni hanno conseguito la laurea magistrale il 60% del campione, il 40% si è

fermato alla laurea triennale. Il padre è occupato nel 95,5% dei casi, la madre nel 61,1% dei casi. Il 17,1% dei laureati ha un padre che ha conseguito il medesimo titolo. Avere una madre laureata è invece meno frequente, riguarda infatti il 14,4% del campione. Hanno frequentato il liceo il 65,8% dei giovani laureati, il voto medio del diploma è di 83,4 su 101 (100 e lode), il 26% ha preso un voto che va da 95 in su. Provengono dal Sud il 32% degli individui. Il ruolo dirigenziale dei genitori si riscontra nel 43% dei casi.

Le statistiche descrittive della tabella 2 mostrano che tra i laureati triennali e i laureati magistrali, riguardo al reddito da lavoro, è possibile riscontrare una differenza media di circa 6 punti che equivalgono a 100 euro di differenza tra i due gruppi. Considerando i valori mediani, tale differenza diventa di 120 euro. Certamente tra

Tabella 2. Statistiche descrittive reddito da lavoro dei laureati triennali e laureati magistrali con applicazione dei pesi campionari

	Laurea	N	Media	Sd	Massimo	Minimo	p50
Ln Reddito FTE	Triennale	5.988	7,208	0,418	8,898	5,737	7,244
	Magistrale	14.521	7,268	0,428	8,987	5,729	7,326
	Totale	20.509	7,244	0,425	8,987	5,729	7,280
Reddito FTE	Triennale	5.988	1.467,815	625,016	7.314,286	310	1.400
	Magistrale	14.521	1.562,843	663,535	8.000	307,692	1.520
	Totale	20.509	1.524,415	649,891	8.000	307,692	1.450

Nota: sono esclusi dall'analisi i corsi di laurea a ciclo unico, i laureati nell'ambito medico sanitario perché quasi tutti i percorsi sono a ciclo unico e coloro che, pur essendo campionati poiché nel 2011 hanno conseguito una laurea triennale, al momento dell'intervista risulta che abbiano conseguito anche la magistrale.

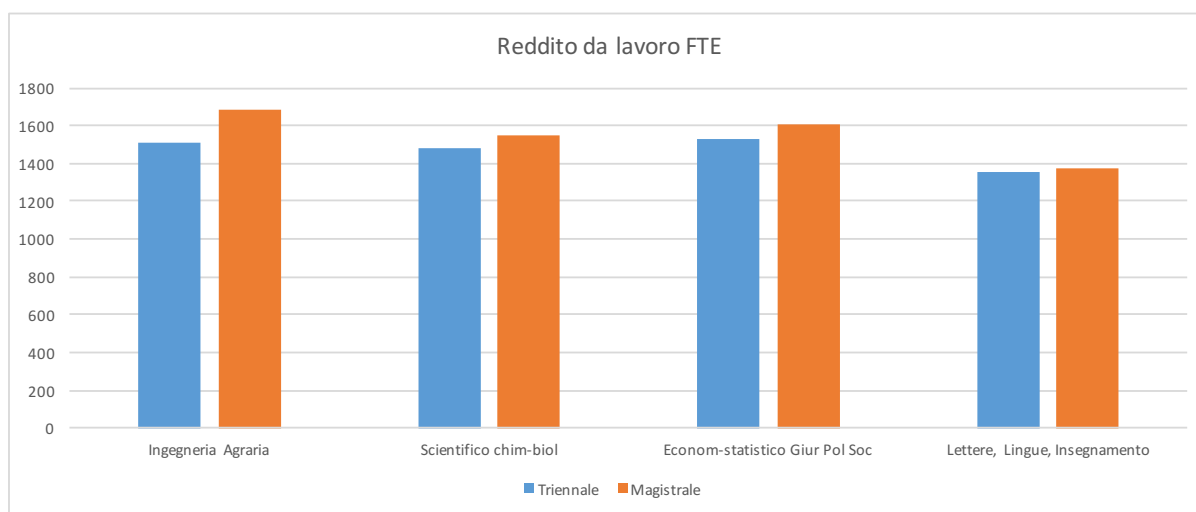
Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

Tabella 3. Statistiche descrittive reddito da lavoro per ambito di laurea

	N	Media	Sd	Massimo	Minimo	Mediana
Ingegneria Agraria	5.391	1.634,959	661,2968	6.000	307,692	1.580
Scientifico chim.-biol.	2.365	1.525,498	601,198	6.685,714	310	1.450
Economico-statistico; Giuridico; Politico-sociali	8.096	1.572,285	653,2089	7.428,572	307,692	1.520
Lettere, Lingue, Insegnamento	4.568	1.364,994	621,8434	8.000	307,693	1.300
Totale	20.509	1.524,415	649,8911	8.000	307,692	1.450

Nota: sono esclusi dall'analisi i corsi di laurea a ciclo unico, i laureati nell'ambito medico sanitario perché quasi tutti i percorsi sono a ciclo unico e coloro che, pur essendo campionati poiché nel 2011 hanno conseguito una laurea triennale, al momento dell'intervista risulta che abbiano conseguito anche la magistrale.

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

Grafico 1. Reddito da lavoro per ambito di laurea per laureati triennali e laureati magistrali (euro)

Nota: sono esclusi dall'analisi i corsi di laurea a ciclo unico, i laureati nell'ambito medico sanitario perché quasi tutti i percorsi sono a ciclo unico e coloro che, pur essendo campionati poiché nel 2011 hanno conseguito una laurea triennale, al momento dell'intervista risulta che abbiano conseguito anche la magistrale.

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

gli obiettivi del presente lavoro rientra quello di verificare se tali differenze siano da attribuire al conseguimento del più alto titolo di studio o si sarebbero verificate ugualmente.

È interessante osservare (tabella 3) quali differenze caratterizzano i laureati in termini di redditi da lavoro. Da queste prime analisi descrittive si evince infatti che ci sono delle differenze a seconda dei gruppi di laurea considerati. Senza tener conto della distinzione tra laurea triennale e laurea magistrale, è evidente come i laureati nell'ambito umanistico o dell'insegnamento abbiano uno stipendio o un reddito ben al di sotto della media. In tutti gli altri casi il reddito da lavoro è al di sopra della media, in particolare per i laureati in Ingegneria e Agraria e Architettura (escluse Architettura e Ingegneria edile-Architettura che sono a ciclo unico).

Osservando le differenze tra laureati di primo e secondo livello, rappresentate nel grafico 1, i laureati magistrali hanno circa 180 euro di differenza in media, rispetto ai laureati triennali. La differenza tra laureati triennali e magistrali sembrerebbe appiattirsi per gli altri ambiti di studio raggiungendo, nel caso dell'ambito economico-statistico circa 80 euro, nel campo scientifico chimico-biologico circa 50 euro di differenza tra i due livelli di laurea e nell'ambito umanistico poco più di 20 euro.

4. Analisi dei risultati

In questo paragrafo si stimano e si analizzano le differenze dei redditi da lavoro dei laureati magistrali e dei laureati triennali. Innanzitutto, le prime stime fanno riferimento all'equazione minceriana e sono finalizzate all'analisi del reddito da lavoro sulla base dei livelli di laurea conseguiti e della durata in mesi del lavoro attuale, nonché di un insieme di covariate riguardanti l'individuo, la tipologia di lavoro e il background familiare.

La laurea magistrale nella prima equazione è associata al 5% in più di reddito da lavoro. Nella stima riportata nella seconda colonna, corretta per l'occupazione, è associata a un coefficiente leggermente più basso: 4,5%. La durata del lavoro espressa in mesi è correlata a cambiamenti significativi del reddito da lavoro, in particolare, all'aumentare di un mese di *tenure*, il reddito da lavoro aumenta dello 0,4% nella prima stima e dello 0,3% nella seconda equazione corretta per la probabilità di occupazione.

Dalle stime (tabella 4) emerge che la tipologia di laurea sembra che comporti delle variazioni significative tra i redditi da lavoro; i laureati maggiormente penalizzati, secondo i risultati riportati nella prima colonna della tabella 4, sono quelli che hanno conseguito il titolo nell'ambito umanistico con -11,6%. Sembrerebbe, tuttavia, correggendo per la probabilità di essere occupati, che l'ambito della laurea

Tabella 4. Regressioni OLS relative ai redditi da lavoro espressi in logaritmo (1) e con correzione à la Heckman (2)

Variabile	(Ln) Reddito da lavoro FTE b/se (1)	(Ln) Reddito da lavoro FTE (Heckman) b/se (2)
Laurea magistrale	0,050* [0,020]	0,045* [0,021]
Durata lavoro mesi	0,004*** [0,000]	0,003*** [0,000]
Donna	-0,099*** [0,009]	-0,084*** [0,010]
Lavora Sud	-0,173*** [0,021]	-0,140*** [0,021]
Lavora Estero	0,371*** [0,023]	0,371*** [0,021]
Settore Laurea: Scientifico Chimico Biologico Farmaceutico	-0,011 [0,013]	0,100*** [0,015]
Settore Laurea: Economico Statistico Politico Sociologico Giuridico	-0,018 [0,012]	0,026 [0,013]
Settore Laurea: Umanistico Insegnamento Psicologico Linguistico	-0,116*** [0,015]	-0,051** [0,017]
_cons	7,103*** [0,119]	7,320*** [0,106]
Occupazione		
Laurea magistrale		-0,024 [0,041]
Donna		-0,111*** [0,027]
Nubile/celibe		0,179*** [0,038]
Madre occ./pensionata		0,078** [0,025]
Settore Laurea: Scientifico Chimico Biologico Farmaceutico		-0,606*** [0,038]
Settore Laurea: Economico Statistico Politico Sociologico Giuridico		-0,217*** [0,035]
Settore Laurea: Umanistico Insegnamento Psicologico Linguistico		-0,340*** [0,041]
_cons		0,727*** [0,131]
athrho		-1,074***
_cons		[0,050]
Insigma		-0,801***
_cons		[0,015]
Wald test (rho = 0): chi2(1)		chi2(1) = 462,71
		Prob > chi2 = 0,0000
N	1.4637	20.460
r2	0,194	

Note:

Livelli di significatività: * 0,05 ** 0,01 *** 0,001.

Variabili Include reddito da lavoro: mobilità internazionale, durata studi, voto diploma, età laurea, isco, padre e madre occ pension, overeducated, studente lavoratore, padre laureato, madre laureata, settore, isco. Variabili incluse nell'equazione occupazione: Laurea magistrale, donna, nubile celibe, padre occupazione/ pensione madre occupazione/ pensione, età laurea, durata studi, laurea aggregata, domicilio al Sud, regione università, laurea triennale, spostamento per studio, voto diploma.

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015. Applicazione dei pesi campionari

umanistica incida anzitutto sull'occupazione e che, una volta superata tale transizione, vi siano differenziali salariali più rilevanti per i laureati nell'ambito umanistico, ambito in cui il reddito diminuisce del 5,1% rispetto a quanto avverrebbe con una laurea nell'ambito ingegneristico. Nell'ambito economico statistico i risultati non sono significativi. Per ciò che concerne l'ambito scientifico, invece, si registra il 10% in più di reddito da lavoro. Lavorare al Sud comporta un guadagno inferiore del 17,3% e con la correzione à la Heckman del 14%, tale risultato è in linea con studi precedenti realizzati sulla medesima indagine (Brunetti *et al.* 2018; Ferri 2019).

Per quanto riguarda l'equazione con correzione à la Heckman, rileviamo la significatività dei parametri *athrho* ed *lnsigma*. La variabile *athrho* che indica la correlazione tra le due equazioni è negativa e statisticamente significativa. *lnsigma*, anch'essa significativa e negativa, rappresenta il logaritmo naturale della deviazione standard del residuo dell'equazione dei redditi. Il Wald test d'indipendenza tra l'equazione principale e l'equazione di selezione, conferma i risultati, infatti ci permette di rigettare l'ipotesi nulla. Pertanto, da quest'ultimo test possiamo desumere che se avessimo utilizzato esclusivamente gli individui con la variabile dipendente osservata, cioè

gli individui con un reddito da lavoro, avremmo ottenuto stime incoerenti.

Per mezzo della stima sui redditi, e della stessa corretta attraverso il *first stage*, cioè la stima della probabilità di occupazione, si è riscontrato che la laurea magistrale è associata a un aumento del reddito da lavoro. Di seguito si cercherà di appurare che tale associazione sia riconducibile ad effetti causali e che i coefficienti rimangano significativi e di eguale grandezza. L'analisi prosegue, pertanto, con un metodo differente volto a consolidare i risultati precedentemente ottenuti.

L'abbinamento di individui 'simili più simili' è stato realizzato attraverso la tecnica di matching spiegata nel paragrafo relativo alla metodologia. Il *propensity score* è stato calcolato utilizzando le variabili che possono influenzare contestualmente il trattamento e il risultato (tabella 5). Nello specifico sono state scelte la variabile relativa al genere, la variabile continua del voto di diploma, la dummy relativa all'aver frequentato un liceo, e la dummy relativa alla macroarea dell'università. L'occupazione di almeno uno dei genitori e la laurea di almeno uno dei genitori sono state ritenute variabili utili alla creazione del vettore monodimensionale perché consentono di appaiare individui più simili anche sulla base del background. Le variabili successi-

Tabella 5. Bilanciamento variabili utilizzate nel propensity score matching

Variabile	Media			t-test	
	Trattati	Controlli	%bias	t	p>t
Donna	0,50807	0,5128	-0,9	-0,8	0,422
Voto_diploma	85,957	86,026	-0,6	-0,47	0,636
Liceo	0,70198	0,69711	1	0,9	0,368
Università laurea trienn. Nord	0,52093	0,52274	-0,4	-0,31	0,759
Genitori_occupati o pensionati	0,98157	0,98484	-2,1	-2,16	0,031
Genitori_laureati	0,30213	0,30734	-1,2	-0,96	0,337
Settore laurea trienn: Agrario/Chimico/Farm.	0,07233	0,07817	-2,1	-1,88	0,060
Settore laurea trienn: Scientifico-Geo Biologico	0,1158	0,1069	2,9	2,4	0,016
Settore laurea trienn: Polit. Soc-Difesa	0,09869	0,09953	-0,2	-0,24	0,813
Settore laurea trienn: Economico-Statistico	0,18563	0,18194	1	0,81	0,420
Settore laurea trienn: Educazione Fisica	0,03019	0,03012	0	0,03	0,972
Settore laurea trienn: Giuridico	0,0361	0,03756	-0,5	-0,66	0,511
Settore laurea trienn: Insegnamento	0,0137	0,01419	-0,3	-0,35	0,725
Settore laurea trienn: Linguistico	0,05495	0,05182	1,4	1,18	0,238
Settore laurea trienn: Letter-Psicologico	0,1423	0,14613	-1,3	-0,92	0,356

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

Tabella 6. Bias delle covariate usate nella creazione del propensity score e indicatori di sintesi

Campione	Ps R2	LR chi2	p>chi2	MeanBias	MedBias	B	R
Unmatched	0,134	3.685,27	0,000	18,8	20,6	94,3*	1,12
Matched	0,001	20,58	0,151	1,1	1,0	5,4	1,05

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

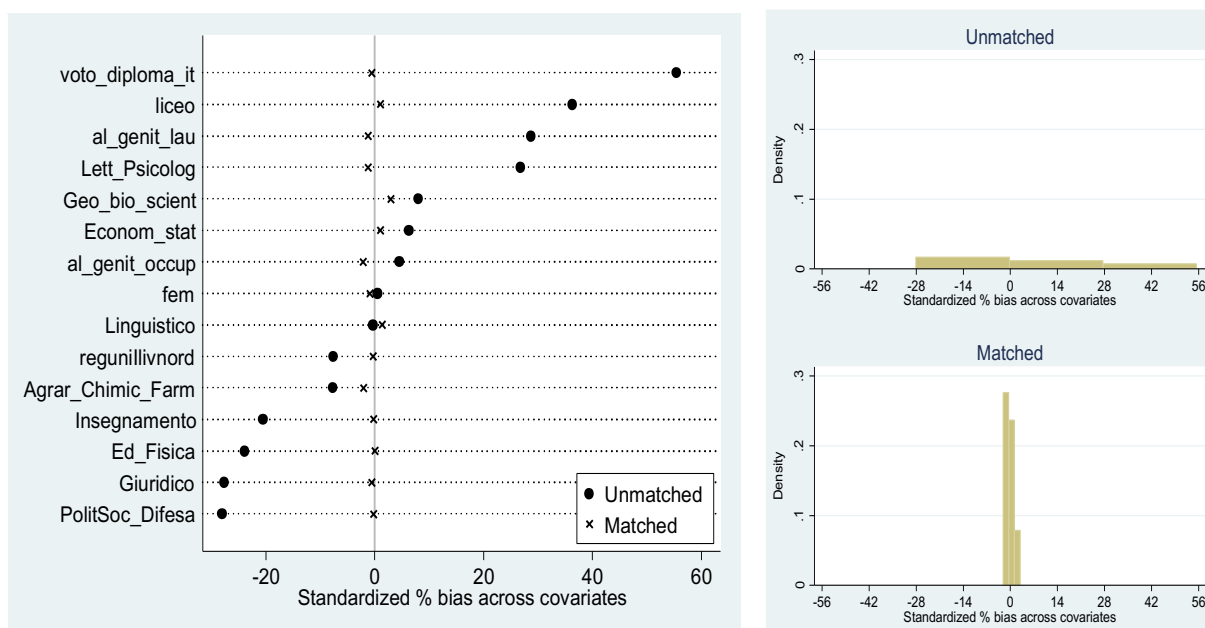
ve riguardano tutte le tipologie di lauree ad un buon livello di disaggregazione, dal momento che abbiamo verificato nelle stime precedenti una importante correlazione tra tali variabili e il reddito. Attraverso la stima dell'ATT, cerchiamo poi di cogliere dei nessi causali tra il conseguimento della laurea magistrale e il cambiamento del reddito da lavoro.

Innanzitutto, per mezzo del *propensity score* appaiamo i laureati triennali ai laureati magistrali più simili. La conferma che le covariate usate per appaiare trattati e controlli sono effettivamente bilanciate la otteniamo grazie al test ($p > \chi^2$) del Likelihood Ratio (LR), dove non emerge alcuna differenza significativa tra i campioni abbinati (tabella 6). Inoltre, lo pseudo R^2 risulta molto basso, passa da 0,134 per gli individui non abbinati a 0,001 per i laureati abbinati. Oltre a ciò, gli indicatori di sintesi della distribuzione del valore assoluto del bias indicano che quest'ulti-

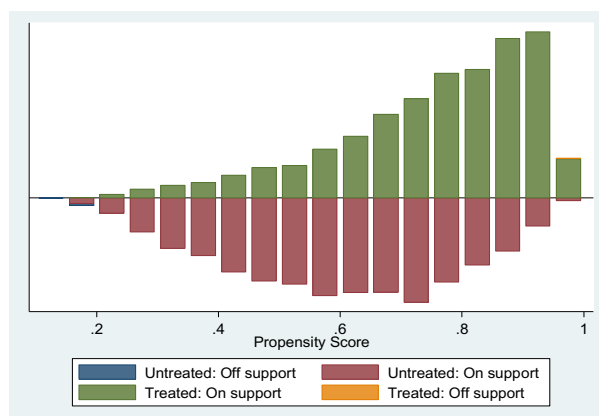
mo risulta molto più basso nel gruppo appaiato: bias medio (1,1) e mediano (1,0). Rubin (2001) suggerisce che B, la differenza standardizzata assoluta delle medie del *propensity score* tra trattati e controlli abbinati, deve essere inferiore a 25. Il rapporto tra le varianze del *propensity score* dei due gruppi (R) deve essere compreso tra 0,5 e 2 affinché i campioni possano essere considerati sufficientemente bilanciati (Rubin 2001). Nel nostro caso B è pari a 5,4 ed R è pari a 1,05, pertanto riscontriamo un adeguato bilanciamento.

Dalla figura 1 inoltre risulta evidente quanto, creando il *propensity score* e quindi abbinando trattati e controlli, si sia ridotto il bias tra le covariate. Come si nota, le distanze tra trattati e controlli sono state ridotte al minimo lungo tutte le dimensioni prese in esame.

Di seguito abbiamo rappresentato l'istogramma del *propensity score* in base alla variabile trattamen-

Figura 1. Bias standardizzato delle covariate usate nella creazione del propensity score

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

Grafico 2. Distribuzione del propensity score dei trattati (laureati magistrali) e dei controlli (laureati triennali), con distinzione degli individui all'interno dell'area di supporto comune

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

Tabella 7. Laureati triennali e laureati magistrali identificati come trattati e controlli nell'area del supporto comune e fuori dall'area del supporto comune

Assegnazione al trattamento	Fuori supporto	Supporto	Totale
Non trattati (laureati triennali)	13	5.909	5.922
Trattati (laureati magistrali)	9	14.378	14.387
Totale	22	20.287	20.308

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

Tabella 8. ATT: Effetto medio della laurea magistrale sul reddito dei laureati

	Trattati	Controlli	Differenza	S.E.	Tstat
ATT (Effetto medio della laurea magistrale sul reddito dei laureati)	7,2735	7,2066	0,0669	0,0187	3,58

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

to (0/1). Il grafico 2 mostra il supporto comune tra i due gruppi e indica che c'è una distribuzione simile del *propensity score* tra i due gruppi. In altre parole, nel nostro studio, abbiamo casi sufficienti e ragionevoli che possono essere utilizzati come controlli rispetto ai trattati. Gli individui facenti parte del supporto comune, con laurea triennale sono 5.909, con laurea magistrale sono 14.378. Il totale delle osservazioni utilizzate per le analisi è di 20.308.

Riguardo all'effetto medio del trattamento sui trattati⁴, otteniamo i risultati di seguito presentati nella tabella 8. Emerge dalle stime che l'aver conseguito una laurea magistrale aumenta il reddito da lavoro del 6,7% e il risultato è statisticamente significativo.

Oltre alle stime dell'ATT, tenendo conto della probabilità che siano state omesse alcune variabili rilevanti ai fini dell'analisi, commenteremo i test di sensitività (tabella 9) seguendo il metodo proposto da Ichino *et al.* (2008).

Attraverso questa tecnica viene creato il nuovo *propensity score* e viene nuovamente stimato (con 100 ripetizioni) l'effetto medio del trattamento sui trattati includendo di volta in volta la variabile *confounder* (U), simulata seguendo la distribuzione di ciascuna delle variabili citate nella tabella 9. Ogni variabile *confounder* aggiunta nelle stime, che potrebbe simulare delle variabili non osservabili (per esempio l'abilità e la motivazione), permette di ottenere un *outcome effect* e un *selection effect*. L'effe-

4 Ottenuto attraverso l'utilizzo del comando psmatch2 in Stata.

Tabella 9. ATT e test di sensitività con calibrated confounder (y=reddito da lavoro FTE)

	ATT	Std. Err.	Outcome effect	Selection effect
Base-No confounder	0,061	0,011	-	-
Neutrale	0,059	0,013	1	1
Donna	0,059	0,013	0,545	1,020
Università, laurea I livello Nord	0,062	0,013	0,898	0,855
Liceo	0,067	0,014	0,876	2,109
Almeno un genitore occupato	0,063	0,012	1,035	1,338
Almeno un genitore laureato	0,061	0,013	1,080	1,966
Settore laurea trienn - Agraria Chim. Farm.	0,061	0,012	0,894	0,765
Settore laurea trienn - Geo-biol/scientif.	0,063	0,012	0,958	1,305
Settore laurea trienn - Polit. soc-difesa	0,064	0,013	1,104	0,446
Settore laurea trienn - Ed. fisica	0,061	0,012	0,768	0,341
Settore laurea trienn - Giuridico	0,063	0,013	1,081	0,335
Settore laurea trienn - Insegnamento	0,061	0,012	0,711	0,275
Settore laurea trienn - Linguistico	0,062	0,012	0,710	0,999
Settore laurea trienn - Lettere Psicologia	0,064	0,013	0,750	2,558

Fonte: elaborazioni delle Autrici su Indagine campionaria sull'inserimento professionale dei laureati, Istat 2015

to outcome indica, laddove esso fosse maggiore di uno, che al di là del trattamento, il reddito aumenterebbe comunque se la componente non osservata avesse la stessa distribuzione della dummy simulata. Osserviamo che per le variabili che riguardano percorsi di studio giuridici e politico sociali, e, l'effetto outcome supera 1. Anche avere almeno un genitore occupato e laureato, sembrerebbe comportare al di là della laurea magistrale una maggiore probabilità di avere un reddito più elevato.

L'effetto selezione rappresenta la probabilità di proseguire con la magistrale e quindi di essere trattati qualora la variabile non osservata avesse la stessa distribuzione della dummy simulata. Nel caso in cui la variabile *confounder* (U) fosse simile alla distribuzione della variabile liceo, la probabilità di proseguire con una laurea magistrale sarebbe molto alta, l'effetto selezione⁵ è di 2.111 ($\Lambda > 1$). L'effetto selezione risulta molto alto (2.558) anche nell'ambito letterario o psicologico, di fatto - qualora la variabile *confounder* avesse la stessa distribuzione della dummy suddetta - la probabilità di proseguire con la magistrale, e quindi di essere trattati, aumenterebbe. Avere almeno uno dei genitori laureati sembra incidere dal punto di vista dell'effetto selezione, dove

si riscontra il valore 1.966. Pertanto, nel momento in cui la variabile *confounder* simula la distribuzione della dummy relativa ai genitori laureati, è più probabile che si proseguano gli studi fino alla laurea magistrale.

Comparando i risultati dell'ATT stimato in precedenza con gli ATT stimati nuovamente utilizzando le variabili *confounder* simulate (che potrebbero essere l'abilità o la motivazione) possiamo capire quanto siano solidi i risultati fin qui ottenuti. Osserviamo che i coefficienti sono tutti positivi e significativi, segno che non c'è alcuna delle variabili selezionate che possa far variare in misura rilevante i risultati. Ciò che emerge dalla tabella 9 è innanzitutto una leggera differenza in termini di effetto medio del trattamento sui trattati. Se il primo metodo dava un riscontro del 6,9% in più di reddito da lavoro grazie al conseguimento della magistrale, il metodo che permette di ottenere l'effetto medio (Ichino *et al.* 2008) restituisce come risultato 6,1% di differenza tra laureati triennali e i laureati magistrali⁵. Si evidenzia che nonostante le stime risultino connotate in molti casi da un effetto selezione alto (cioè maggiore probabilità di essere trattati), i risultati dell'effetto medio della laurea magistrale sui redditi

5 Per mezzo del comando `sensatt`.

dei laureati rimangono significativi e si confermano in termini di coefficienti. È degno di nota il risultato delle stime che aggiungono una variabile *confounder* con la stessa distribuzione della variabile liceo, dal momento che l'effetto medio aumenta risultando 6,7%. Probabilmente ciò si spiega in quanto la variabile può essere considerata più delle altre una proxy delle skill dell'individuo.

Conclusioni

Lo studio permette di indagare su uno dei punti più rilevanti dei sistemi di istruzione europei introdotto con il Processo di Bologna: la divisione del percorso di laurea in un primo titolo triennale e in un eventuale successivo titolo biennale. In tal senso la domanda che il lavoro si pone riguarda il differente effetto sul reddito da lavoro dei due diversi tipi di lauree: triennale e magistrale.

Tra i primi obiettivi infatti, la suddivisione del percorso di istruzione terziaria, avrebbe dovuto favorire la transizione all'occupazione. Dopo alcuni anni di assestamento è importante comprendere se il percorso che si ferma alla laurea triennale favorisca non solo una più immediata transizione all'occupazione, ma anche se incida sulle condizioni economiche rispetto alla laurea magistrale.

Inoltre è utile comprendere se, in accordo con la teoria dei differenziali salariali compensativi, l'investimento negli ultimi due anni di completamento del percorso di istruzione terziaria (7° livello EQF) in Italia consente di percepire un rendimento nel breve periodo e se, come evidenziato in letteratura, sia lecito aspettarsi delle differenze in termini salariali nel caso in cui si decida di investire nel biennio di istruzione magistrale.

Gli effetti della laurea magistrale sul reddito da lavoro dopo quattro anni dal conseguimento del titolo sembrano significativi. In particolare le differenze più significative riguardano l'ambito degli studi universitari, motivo per cui abbiamo costruito il *propensity score* disaggregando gli ambiti di studio in modo da confrontare i laureati triennali e i laureati magistrali facenti

capo allo stesso settore di studi.

Nello specifico dalle regressioni emerge che l'aumento del reddito da lavoro associato al conseguimento della laurea di II livello è del 5%. Correggendo per la probabilità di occupazione (Heckman selection), il coefficiente diventa +4,5%.

Attraverso la stima dell'ATT realizzata sulla base del *propensity score matching*, l'effetto medio del trattamento sui trattati è di 6,7% in più di reddito per i laureati magistrali. I test di sensitività confermano questo risultato e, a seconda della variabile *confounder* aggiunta nelle stime, offrono una conferma dei precedenti risultati con un effetto medio della magistrale che va da 5,9% a 6,7% in più di reddito da lavoro quattro anni dopo il conseguimento del titolo.

Relativamente ai redditi da lavoro e agli obiettivi che ci si prefiggeva con la riforma, è possibile affermare che la laurea magistrale garantisce maggior reddito rispetto alla triennale, almeno nel primo periodo d'ingresso nel mercato del lavoro. I differenziali di reddito sembrerebbero coincidere con le aspettative, coerentemente con la teoria dei differenziali compensativi e con la letteratura: a un investimento più ingente in istruzione corrisponde un reddito da lavoro più elevato (Becker 1964; Checchi 2006).

Certamente bisognerà verificare anche se tali differenze possano essere riconducibili al fatto che si ricoprano ruoli professionali più elevati, come quelli manageriali e se, invece, la differenza in negativo per i laureati triennali possa essere connessa a un inferiore livello nell'ambito lavorativo (Teichler 2011), nonché al reperimento di un lavoro non coerente con il proprio ambito d'istruzione o con il proprio livello d'istruzione.

Il presente lavoro è un primo approccio al tema trattato e sarà ulteriormente sviluppato in virtù di una serie di interessanti elementi emersi nel corso delle elaborazioni. In particolare, nel corso del tempo sarà utile comprendere se i differenziali di reddito attribuibili al maggior livello di istruzione, che emergono nei primi quattro anni dalla laurea, persistono anche a fronte di una *tenure* più lunga.

Bibliografia

- Altonji J.G., Arcidiacono P., Maurel A. (2016), The Analysis of Field Choice in College and Graduate School. Determinants and Wage Effects, in Hanushek E.A., Machin S., Woessmann L. (eds.), *Handbook of the Economics of Education Vol.5*, Amsterdam, Elsevier, pp.305-396
- Arai K. (1998), *The economics of education. An analysis of college-going behavior*, New York, Springer
- Austin P.C. (2011), An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies, *Multivariate Behavioral Research*, 46, n.3, pp.399-424
- Averett S.L., Burton M.L. (1996), College attendance and the college wage premium, *Differences by gender, Economics of Education Review*, 15, n.1, pp.37-49
- Avery C., Hoxby C.M. (2004), Do and Should Financial Aid Packages Affect Students' College Choices?, in Hoxby C.M. (ed.), *College Choices. The Economics of Where to Go, When to Go, and How to Pay For It*, Chicago, University of Chicago Press, pp.239-301
- Becker G.S. (1993), *Human capital. A theoretical and empirical analysis with special reference to education. Third edition*, Chicago, University of Chicago Press
- Becker G.S. (1964), *Human Capital. A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, New York, Columbia University Press
- Behrman J.R., Kletzer L.G., McPherson M.S., Schapiro M.O. (1992), *The college investment decision. Direct and indirect effects of family background on choice of postsecondary enrollment and quality*, Williams Project on the Economics of Higher Education, Discussion Paper n.18, Williamstown MA, Williams College
- Boero G., McKnight A., Naylor R.A., Smith J. (2004), Graduates and the Graduate Labour Market. Evidence from the UK and Italy, in Checchi D., Lucifora C. (eds.) *Education, Training and Labour Market Outcomes in Europe*, New York, Palgrave Macmillan, pp.129-165
- Brunello G., Checchi D. (2007), Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence, *Economic policy*, 22, n.52, pp.782-861
- Brunetti I., Ferri V., Cirillo V. (2018), Differenziali salariali fra occupati laureati con contratto a tempo determinato e indeterminato. Una misura dell'effetto contratto, *Sinapsi*, VIII, n.3, pp.35-49
- Cammelli A., Antonelli G., Di Francia A., Gasperoni G., Sgarzi M. (2011), Mixed Outcomes of the Bologna Process in Italy, in Schomburg H., Teichler U. (eds.), *Employability and Mobility of Bachelor Graduates in Europe. Key Results of the Bologna Process*, Rotterdam, Sense Publishers, pp.143-170
- Cappellari L., Lucifora C. (2009), The "Bologna Process" and college enrollment decisions, *Labour Economics*, 16, n.6, pp.638-647
- Catsiapis G. (1987), A Model of Educational Investment Decisions, *The Review of Economics and Statistics*, 69, n.1, pp.33-41
- Checchi D. (2006), *The economics of education. Human capital, family background and inequality*, Cambridge, Cambridge University Press
- Checchi D., Fiorio C.V., Leonardi M. (2006), Sessanta anni di istruzione scolastica in Italia, *Rivista di Politica Economica*, n.96, pp.285-318 <<https://bit.ly/3rWU6k8>>
- Cipillone P. (1995), Education and earnings, in Carnoy M. (ed.), *International encyclopedia of economics of education. Second edition*, New York, Elsevier Science and Technology
- Cook T.D., Campbell D.T. (1979), *Quasi-Experimentation. Design & analysis issues for field settings*, Boston, Houghton Mifflin
- Del Boca A. (2010), Il capitale umano, in *Economia del Lavoro*, Borjas G.J. (a cura di), p.185-229
- Ellwood D.T., Kane T.J. (2000), Who is getting a college education? Family background and the growing gaps in enrollment, in Danziger S., Waldfogel J. (eds.), *Securing the future: Investing in children from birth to college*, New York, Russell Sage Foundation, pp.283-324
- Ferri V. (2019), The impact of international students mobility on wages, *Rivista Italiana di Economia Demografia e Statistica*, LXXIII, n.2, pp.135-146
- Gatto R., Potestio P. (2008), Istruzione e status lavorativo dei giovani in Italia. Progressi, ritardi e involuzione negli anni 1993-2005, *Economia & Lavoro*, XLII, pp.241-264
- Graham S.E., Kurlaender M. (2011), Using Propensity Scores in Educational Research. General Principles and Practical Applications, *The Journal of Educational Research*, 104, n.5, pp.340-353
- Heckman J. J. (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica: Journal of the econometric society*, 47, n.1, pp.153-161
- Hossler D., Schmit J., Vesper N. (1999), *Going to college. How social, economic, and educational factors influence the decisions students make*, Baltimore MD, The Johns Hopkins University Press
- Ichino A., Mealli F., Nannicini T. (2008), From Temporary Help Jobs to Permanent Employment. What Can We Learn from Matching Estimators and their Sensitivity?, *Journal of Applied Econometric*, 23, n.3, pp.305-327

- Korenman S., Winship C. (2000), A reanalysis of *The Bell Curve*. Intelligence, family background and schooling, in Arrow K., Bowles S., Durlauf S. (eds.), *Meritocracy and economic inequality*, Princeton NJ, Princeton University Press, pp.137-178
- Leighton M., Speer J.D. (2020), Labor market returns to college major specificity, *European Economic Review*, 128, article 103489
- Lucchini M. (2013), Il contributo del modello controfattuale all'irrobustimento della sociologia, *Quaderni di sociologia*, LVII, n.62, pp.55-76
- Martini A., Sisti M. (2009), *Valutare il successo delle politiche pubbliche. Metodi e casi*, Bologna, Il Mulino
- Mincer J. (1958), Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, *Journal of Political Economy*, 66, n.4, pp.281-302
- Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and earnings*, Cambridge (MA), NBER
- Mumper M., Freeman M.L. (2005), The causes and consequences of public college tuition inflation, in Smart J.C. (ed.), *Higher education. Handbook of theory and research. Volume XX*, Netherlands, Springer, pp.307-361
- Paulsen M.B., Toutkoushian R.K. (2008), Economic Models and Policy Analysis in Higher Education. A Diagrammatic Exposition, in Smart J.C. (eds.), *Higher Education. Handbook of Theory and Research. Volume XXIII*, Netherlands, Springer, pp.1-48
- Perna W. L. (2006), Studying College access and choice: a proposed conceptual model, *Higher education: Handbook of Theory and research*, book series (HATR, Vol.21), pp.99-15
- Piras R. (2007), Rendimento del capitale umano, qualità dell'istruzione e fuga dei cervelli dal Mezzogiorno, *Economia e Lavoro*, XLI, n.2, pp.119-138
- Ricci A. (2011), Rendimenti del capitale umano e lavoro. Cosa succede in Italia, *Osservatorio Isfol*, n.2, pp.123-138
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B. (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, 70, n.1, pp.41-55
- Rubin D.B. (2001), Using propensity scores to help design observational studies. Application to the tobacco litigation, *Health Services & Outcomes Research Methodology*, 2, pp.169-188
- Schultz T.W. (1963), *The Economic Value of Education*, New York, Columbia University Press
- Schultz T.W. (1960), Capital formation by education, *Journal of political economy*, 68, n.6, pp.571-583
- Shadish W.R., Cook T.D., Campbell D.T. (2002), *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*, Boston, Houghton Mifflin
- Sursock A., Smidt H. (2010), *Trends 2010. A decade of change in European Higher Education*, Brussels, European University Association
- Teichler U. (2011), Bologna - Motor or stumbling block for the mobility and employability of graduates?, in Schomburg H., Teichler U. (eds.), *Employability and Mobility of Bachelor Graduates in Europe*, Rotterdam, SensePublishers, pp.3-41
- Terraneo M. (2010), Istruzione e lavoro. La condizione dei neolaureati italiani, *Stato e Mercato*, 90, n.3, pp.425-470
<<https://bit.ly/3uB0Ypg>>
- Thurow L.C. (1975), *Generating inequality. Mechanisms of distribution in the U.S. economy*, New York, Basic Book.

Valentina Ferri

v.ferri@inapp.org

Ricercatrice Inapp della Struttura Imprese e lavoro e dottore di ricerca in Economia della popolazione e dello sviluppo. Nel 2019 ha conseguito il Master Ca' Foscari in Analisi e valutazione delle politiche pubbliche presso il Senato della Repubblica. La sua attività di ricerca in Inapp è incentrata su capitale umano, formazione, occupazione, transizioni istruzione-lavoro, imprese e fondi interprofessionali. Tra le sue pubblicazioni più recenti: *L'impatto della formazione continua in azienda. Rapporto ROLA 2019* (a cura di Bernava M., Ferri V., 2020); *The impact of international students mobility on wages* (RIEDS, 2019).

Giuliana Tesaro

g.tesaro@inapp.org

Ricercatrice Inapp nell'ambito del Progetto Analisi strategica delle politiche pubbliche (Struttura Metodologie e strumenti per le competenze e le transizioni). La sua attività di ricerca in Inapp è incentrata su formazione, mercato del lavoro, imprese e fondi interprofessionali. Tra le sue pubblicazioni più recenti: *Giovani scoraggiati: i Neet italiani che non cercano lavoro* (Ferri V., Tesaro G., RIEDS, 2020); *Pensions reforms, workforce ageing and firm-provided welfare* (Croce G., Ricci A., 2018).