

Research Institute for the Evaluation of Public Policies



# La sfida della misurazione degli effetti causali di un intervento

Enrico Rettore

<http://irvapp.fbk.eu>

January 2019

FBK-IRVAPP Working Paper No. 2019-01

# La sfida della misurazione degli effetti causali di un intervento

**Enrico Rettore**

Università di Trento  
FBK-IRVAPP, IZA  
[enrico.rettore@unitn.it](mailto:enrico.rettore@unitn.it)

FBK-IRVAPP Working Paper No. 2019-01

January 2019



Research Institute for the Evaluation of Public Policies  
Bruno Kessler Foundation  
Vicolo dalla Piccola 2, 38122 Trento (Italy)

Phone: (+39) 0461.314209

Fax: (+39) 0461.314240

E-mail: [info@irvapp.it](mailto:info@irvapp.it)

Website: <http://irvapp.fbk.eu>

The purpose of the IRVAPP Working Papers series is to promote the circulation of working papers prepared within the Institute or presented in IRVAPP seminars by outside researchers with the aim of stimulating comments and suggestions. Updated review of the papers are available in the Reprint Series, if published, or directly at the IRVAPP.

The views expressed in the articles are those of the authors and do not involve the responsibility of the Institute.

# La sfida della misurazione degli effetti causali di un intervento

Enrico Rettore

## Abstract

L'articolo presenta in modo non tecnico la logica e i principali metodi per la valutazione degli effetti di un intervento. Cioè, logica e metodi ai quali si ricorre per stabilire se uno specifico evento - l'esposizione all'intervento valutato - abbia modificato la condizione dei soggetti che vi sono stati esposti rispetto a quanto si sarebbe osservato in assenza dell'esposizione. Ciò che si sarebbe osservato in assenza dell'esposizione - l'esito controfattuale - è il benchmark rispetto al quale si compara ciò che si osserva in presenza dell'esposizione. Essendo tale esito non osservabile, serve trovare un gruppo di soggetti non esposti all'intervento - il gruppo di confronto - che consenta di approssimare in modo appropriato l'esito controfattuale dei soggetti esposti. La selezione di un appropriato gruppo di confronto è il problema fondamentale di qualsiasi valutazione degli effetti di un intervento. Se il valutatore può selezionare casualmente i due gruppi di soggetti - rispettivamente, esposti e non esposti all'intervento - ne risulta un assetto ideale per la valutazione degli effetti dell'intervento. Dopo aver illustrato anche i tipici problemi che sorgono quando si procede in questo modo, l'articolo presenta sinteticamente quattro studi di caso relativi a situazioni nelle quali il valutatore non è in grado di scegliere (al più, può influenzare) quali soggetti sono esposti all'intervento e quali non lo sono. L'articolo si conclude sottolineando l'importanza di predisporre per tempo le condizioni per la valutazione, identificando il gruppo di confronto in anticipo sullo svolgimento dell'intervento e pianificando i modi e i tempi di reperimento delle informazioni necessarie per la valutazione.

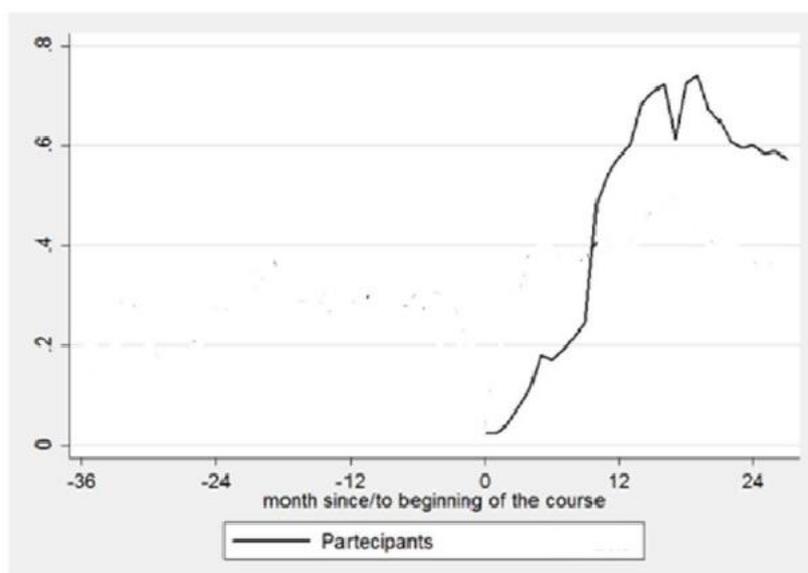
**Keywords:** Esiti fattuali e controfattuali, disegni sperimentali, disegni osservazionali, valutazioni prospettiche e retrospettive.

**JEL codes:** D4, C9

## 1. Di cosa parliamo quando parliamo di effetto causale di un intervento<sup>1</sup>

Un intervento produce degli effetti se *fa* capitare qualcosa. Cioè, se quel qualcosa *non* capiterebbe in assenza dell'intervento stesso. Per fissare le idee, consideriamo il caso dei corsi di formazione riservati a giovani disoccupati, nella fascia di età 20-29, diplomati della scuola media superiore, attivati nella Provincia Autonoma di Trento, anni 2010 e 2011. La fig. 1 riporta i tassi di occupazione dei partecipanti a questi corsi nei mesi a partire dall'inizio dei corsi stessi fino al 27° successivo. Questi corsi hanno avuto un effetto sul tasso di occupazione dei partecipanti se in assenza dei corsi gli *stessi* soggetti, negli *stessi* mesi, avrebbero sperimentato un tasso di occupazione *diverso* da quello osservato.

**Figura 1 – Tassi di occupazione dei partecipanti ai corsi di formazione nei mesi dall'inizio dei corsi stessi fino al 27° successivo, Provincia Autonoma di Trento 2010 e 2011.**



Fonte: Elaborazioni dell'autore.

L'esempio chiarisce da subito la distinzione, fondamentale per il seguito, tra ricerca degli effetti di una causa e ricerca delle cause di un effetto. Applicata all'esempio appena introdotto, la logica e i metodi discussi in questo articolo servono a rispondere al quesito se uno specifico evento - la partecipazione ai corsi di formazione - abbia o meno avuto un effetto sui tassi di occupazione dei partecipanti. Non rispondono al quesito - molto più generale - quali siano gli eventi che influiscono sulla probabilità di lavorare.

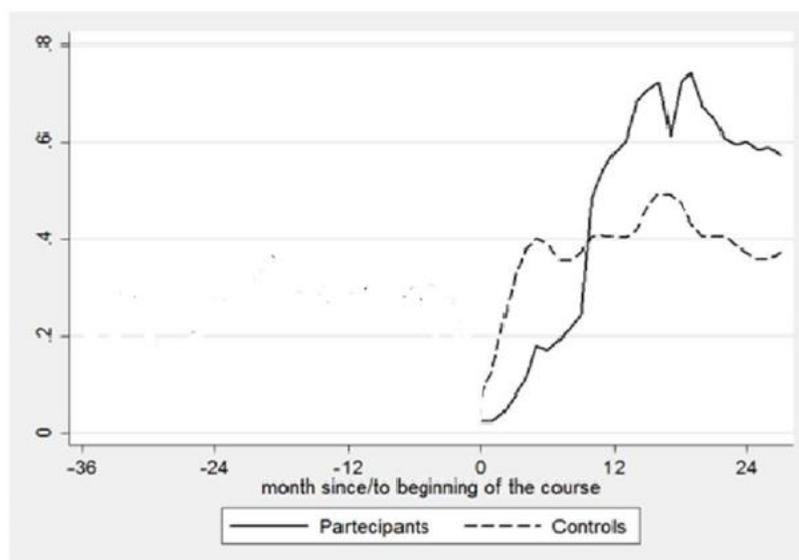
Questa è la trasparente definizione di effetto causale di un intervento: basata sul confronto ipotetico tra ciò che succede ai soggetti esposti all'intervento - il loro risultato fattuale - e ciò che gli succedrebbe - stessi soggetti, stesso periodo temporale - se non venissero esposti all'intervento - il loro risultato controfattuale.

<sup>1</sup> Basato sulla relazione tenuta al '2018 Meeting of the Community of Practice on Counterfactual Impact Evaluation of ESF interventions', Atene, 14 giugno 2018.

Questa definizione trasparente di effetto causale – basata sul confronto tra ciò che osserviamo in presenza dell'intervento e ciò che avremmo osservato se l'intervento non avesse avuto luogo - pone palesemente un gigantesco problema quando si passa alla pratica: il risultato fattuale è osservabile, il risultato controfattuale non lo è. Proseguendo l'esempio precedente, in fig. 1 manca un ingrediente essenziale per la misura dell'effetto causale dei corsi: il risultato controfattuale dei partecipanti ai corsi. Come misuriamo il tasso di occupazione che i partecipanti ai corsi avrebbero sperimentato se non avessero partecipato ai corsi?

L'unica via di uscita praticabile è rappresentata dal ricorso ad una approssimazione. Cioè, la sostituzione del risultato controfattuale dei soggetti esposti all'intervento con il risultato fattuale di un opportuno gruppo di soggetti non esposti, il gruppo di confronto. Continuando l'esempio precedente, in fig. 2 compaiono anche i tassi di occupazione di un gruppo di soggetti – stessa fascia di età, livello di istruzione, area di residenza - non partecipanti ai corsi.

**Figura 2 – Tassi di occupazione dei partecipanti e dei non partecipanti ai corsi di formazione nei mesi dall'inizio dei corsi stessi al 27° successivo, Provincia Autonoma di Trento 2010 e 2011.**



Fonte: Elaborazioni dell'autore.

Ma come stabilire se questo gruppo di non partecipanti approssima in modo accurato il tasso controfattuale dei partecipanti? La verifica diretta è ovviamente impossibile, essendo il risultato controfattuale dei partecipanti... controfattuale. Come si deve procedere in pratica per selezionare l'opportuno gruppo di confronto?

Questo è il passaggio cruciale di qualsiasi valutazione dell'impatto di un intervento. Più in generale, è il problema che si pone sempre quando si vogliono identificare relazioni di causa ed effetto.

Qui appare in tutta la sua rilevanza la distinzione introdotta poco sopra tra ricerca degli effetti di una causa e ricerca delle cause di un effetto. Per l'identificazione degli effetti di uno specifico evento serve trovare due gruppi di soggetti il più possibile simili tra loro – gli uni che

abbiano sperimentato quell'evento, gli altri che non l'abbiano sperimentato. Un compito impegnativo, ma in molte circostanze praticabile, come vedremo nelle sezioni successive. L'identificazione dell'insieme delle cause di un effetto moltiplica per il numero delle possibili cause lo sforzo richiesto per identificare l'effetto di una singola causa. Richiede cioè di replicare separatamente per ogni (ipotetica) causa la ricerca dei gruppi di soggetti comparabili, gli uni esposti gli altri non esposti a quella (ipotetica) causa. Un compito arduo nelle circostanze tipiche delle scienze sociali.

La soluzione del problema di reperimento del gruppo di confronto dipende dal grado di controllo che il valutatore ha sul processo di selezione, ovvero il processo in accordo al quale alcuni soggetti risultano esposti all'intervento, altri no. Il valutatore può decidere chi verrà esposto all'intervento e chi no? Se la risposta è affermativa – vedremo oltre in quali situazioni è plausibile lo sia – la soluzione consiste nella scelta casuale dei soggetti destinati, e dei soggetti non destinati, all'esposizione all'intervento. A tutti gli effetti, l'estrazione di una lotteria (sez. 2).

Se al contrario il valutatore non ha alcun grado di controllo sul processo di selezione – oppure se lo ha solo parzialmente - l'obiettivo non cambia: si tratta di selezionare un gruppo di soggetti non esposti all'intervento che consentano di approssimare accuratamente il risultato medio controfattuale dei soggetti esposti (sez. 3).

## **2. Il Randomized Control Trial (RCT)**

In un RCT la scelta tra i soggetti coinvolti nello studio di coloro che verranno esposti all'intervento avviene in modo casuale, ad es. mediante il lancio di una moneta. Nella nostra lingua, ne risulta un gioco di parole: per scoprire l'effetto causale dell'intervento si ricorre a una scelta casuale dei soggetti esposti all'intervento.

Se il numero di soggetti inclusi nei due gruppi è sufficientemente elevato, la scelta casuale assicura che i due gruppi siano mediamente equivalenti in ogni aspetto. La conseguenza fondamentale di tale equivalenza è che se entrambi i gruppi non fossero esposti all'intervento, risulterebbero mediamente equivalenti anche rispetto agli esiti finali. Vale a dire che l'esito fattuale – osservato -dei soggetti non esposti è mediamente eguale all'esito controfattuale – non osservato - dei soggetti esposti. Ne consegue che se i due gruppi sperimentano in media esiti diversi, tali differenze sono attribuibili univocamente all'unica differenza tra i due gruppi: gli uni sono stati esposti all'intervento, gli altri no.

Un paio di precisazioni sono a questo punto indispensabili. Entrambi i gruppi – gli esposti e i non esposti all'intervento – devono essere sufficientemente numerosi. Infatti, la scelta casuale dà luogo a due gruppi che per effetto del caso possono risultare diversi. L'unico modo per mantenere entro margini accettabili tali differenze dovute al caso è disporre di un adeguato numero di soggetti in entrambi i gruppi. Sono disponibili semplici regole statistiche per determinare la numerosità dei due gruppi (si veda ad esempio Bloom, 2006).

I due gruppi selezionati in modo casuale sono equivalenti in media. Per cui, il confronto tra gli esiti medi ottenuti dai due gruppi dà luogo ad una stima dell'effetto medio dell'intervento. Altrimenti detto, non c'è modo di scoprire l'effetto dell'intervento su ogni singolo soggetto che vi viene esposto. Ci sono soggetti che beneficiano maggiormente di altri dall'esposizione all'intervento? Ci sono soggetti che vengono addirittura danneggiati dall'esposizione? Si tratta, palesemente, di domande della massima importanza. Parziali risposte sono possibili svolgendo

l'analisi separatamente per vari sottogruppi definiti secondo caratteristiche individuali (età, genere, istruzione,...). Il prezzo da pagare per questo affinamento dei risultati, per quanto detto appena sopra, è che la numerosità del gruppo degli esposti e del gruppo di confronto deve essere sufficientemente elevata, distintamente per ognuno dei sottogruppi presi in considerazione.

Gli esperimenti con assegnazione casualizzata sono stati utilizzati per valutare l'impatto di innumerevoli interventi pubblici, sia in paesi sviluppati che in paesi in via di sviluppo (si veda ad esempio la rassegna in Duflo e Banerjee, 2017). Sono particolarmente adatti nel caso dei cosiddetti interventi pilota, vale a dire interventi messi in atto su piccola scala, con il preciso scopo di stabilire se sono efficaci.

La principale obiezione che viene mossa dai critici dell'utilizzo di RCT nelle scienze sociali è di natura etica: la lotteria esclude ingiustamente dall'intervento soggetti che potrebbero beneficiarne. Ma almeno nel caso degli interventi pilota si tratta di una obiezione infondata, proprio perché un intervento pilota viene messo in atto perché non si sa se l'intervento consenta di ottenere risultati desiderabili.

Quando si passa dalla teoria alla pratica, sorgono inevitabilmente problemi. Nel caso di RCT il problema di gran lunga più frequente è il mancato rispetto dell'assegnazione ad uno dei due gruppi da parte di una frazione dei soggetti coinvolti nello studio (non compliance nella letteratura internazionale): da un lato, soggetti assegnati all'esposizione all'intervento che si sottraggono (no shows); dall'altro, soggetti assegnati al gruppo di confronto che vogliono, e trovano il modo di, essere esposti all'intervento (cross-overs).

Il problema deriva dal fatto che avendo a che fare con esseri umani, si deve inevitabilmente tenere conto del fatto che hanno desideri, preferenze, idiosincrasie e che almeno entro certi limiti sono liberi di scegliere. Per questo motivo, meglio pensare ad RCT come uno strumento utile a migliorare i disegni di valutazione osservazionali, il tema delle prossime sezioni.

### **3. Cosa si può fare se non è possibile condurre un RCT? I disegni osservazionali.**

Che il valutatore abbia o meno pieno controllo sul processo di selezione fa la differenza per il modo in cui può procedere alla selezione del gruppo di confronto. Ma è del tutto irrilevante per il fine della selezione. L'obiettivo è quello detto nella sezione precedente: la selezione di un gruppo di soggetti non esposti all'intervento che consentano di approssimare accuratamente il risultato medio controfattuale dei soggetti esposti.

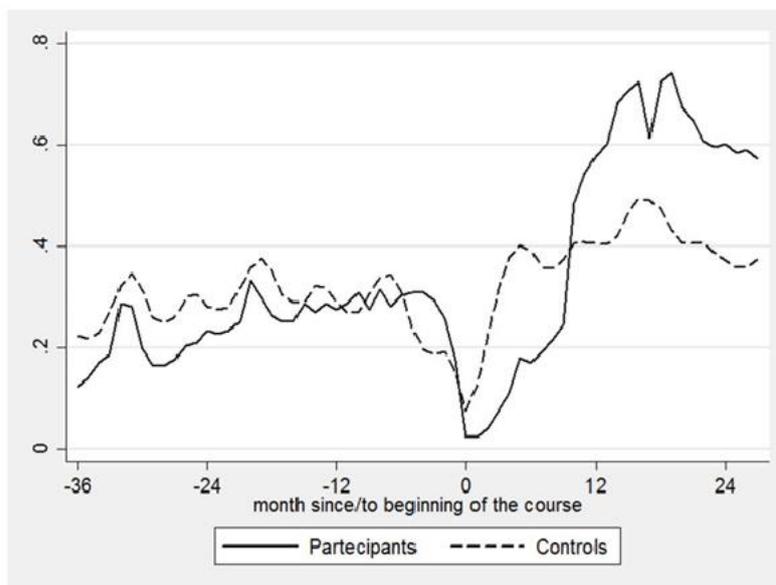
La differenza importante rispetto al caso di RCT è data dal fatto che il valutatore non ha alcun controllo sul processo di selezione (o lo ha solo parzialmente). Può solo osservare (o parzialmente influire su) ciò che accade attorno a lui. Una ovvia pre-condizione perché la valutazione dell'impatto abbia luogo è che oltre ai soggetti esposti all'intervento ci siano anche soggetti che non vi sono esposti. Per esemplificare le quattro principali strategie osservazionali a disposizione del valutatore, nel seguito considero alcuni studi di caso.

### 3.1. Il controllo delle differenze osservabili tra esposti e non esposti all'intervento: il matching (e i metodi connessi).

Nell'esempio considerato nella sezione precedente, i soggetti ammissibili ai corsi di formazione scelgono liberamente se partecipare o meno. Palesemente, si tratta di un caso nel quale il valutatore non ha la minima possibilità di influire sul processo di selezione. Nel caso considerato, il gruppo di confronto è costituito da soggetti nella stessa fascia di età, pari livello di istruzione, residenti nella stessa area geografica e disoccupati alla data di inizio dei corsi. Si tratta di soggetti che hanno avuto l'opportunità di partecipare ad uno dei corsi e che hanno scelto di non partecipare.

Il problema che il valutatore deve risolvere in questo caso è dato dalla possibile non comparabilità dei due gruppi: non essendo stati selezionati casualmente, non è detto che il risultato osservato sui non partecipanti approssimi in modo accurato ciò che si sarebbe osservato sui partecipanti se non avessero partecipato ai corsi. Un modo semplice per valutare la comparabilità dei due gruppi è dato dall'analisi della loro storia occupazionale precedente l'inizio dei corsi. Se i due gruppi fossero effettivamente comparabili, allora nei mesi precedenti l'inizio dei corsi – vale a dire nei mesi durante i quali l'effetto dei corsi non può ancora manifestarsi – i due gruppi dovrebbero presentare tassi di occupazione comparabili.

**Figura 3 – Tassi di occupazione dei partecipanti e dei non partecipanti ai corsi di formazione da 36 mesi prima a 27 mesi dopo l'inizio dei corsi stessi, Provincia Autonoma di Trento 2010 e 2011.**



Fonte: Elaborazioni dell'autore.

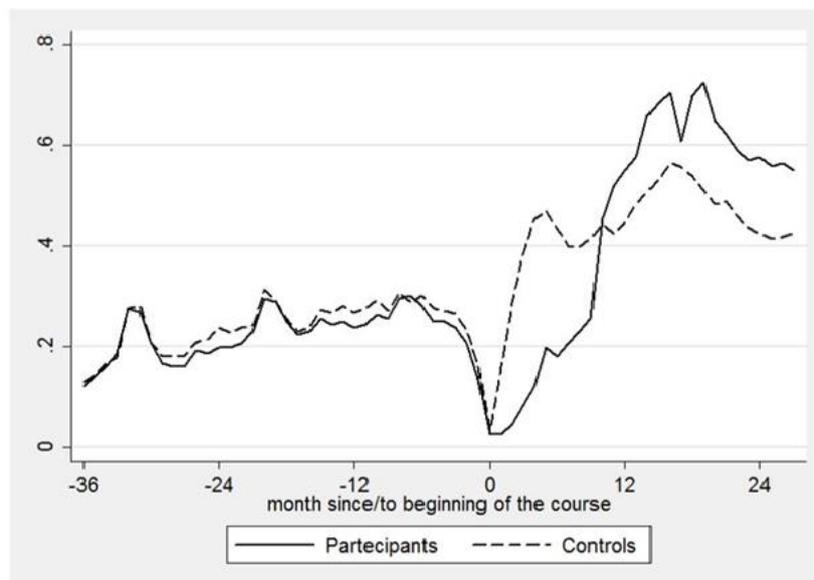
Come si vede in fig. 3, così non è nel caso considerato: ci sono chiari segni che i partecipanti ai corsi presentano tassi di occupazione sistematicamente inferiori ai non partecipanti, nell'arco dei tre anni precedenti l'inizio dei corsi. Questa evidenza è sufficiente per dubitare che il gruppo dei soggetti non partecipanti selezionato in questo modo fornisca una buona approssimazione del risultato controfattuale dei soggetti esposti.

Una soluzione praticabile consiste nel mimare ex post – per quanto possibile – ciò che si farebbe se fosse possibile condurre un RCT. Operativamente, si tratta di selezionare tra i soggetti non partecipanti solo quelli che nei periodi precedenti l’inizio dei corsi presentano caratteristiche comparabili a quelle dei partecipanti. Nel caso considerato, per ogni partecipante è disponibile una dettagliata descrizione delle sue esperienze lavorative nei tre anni precedenti l’inizio dei corsi (oltre a informazioni socio-demografiche). Il gruppo di confronto viene selezionato scegliendo tra i non partecipanti coloro che risultano più simili ai partecipanti rispetto all’insieme di queste informazioni.

Sono disponibili varie tecniche statistiche per implementare questa idea: matching, regressione, ponderazione (per i dettagli tecnici si veda ad es. Angrist e Pischke, 2014).

In fig. 4 sono presentati i risultati dell’analisi. Nei 36 mesi precedenti l’inizio dei corsi i tassi di occupazione dei due gruppi sono – per costruzione! - pressoché identici: il gruppo di confronto è stato selezionato includendovi solo i soggetti con carriere occupazionali comparabili a quelle dei partecipanti ai corsi. Nei primi mesi dopo l’inizio dei corsi il tasso di occupazione dei partecipanti è inferiore a quello dei non partecipanti. Si tratta del cosiddetto effetto lock-in, particolarmente pronunciato attorno al 6° mese: nei mesi di frequenza dei corsi, i corsisti sono impegnati in un’attività che gli rende difficile – se non impossibile – lo svolgimento di un lavoro. A partire dal 10° mese, il tasso di occupazione dei partecipanti risulta sistematicamente superiore a quello del gruppo di confronto di 10-15 punti percentuali.

**Figura 4 – Tassi di occupazione dei partecipanti e dei non partecipanti ai corsi di formazione, abbinati mediante matching, da 36 mesi prima a 27 mesi dopo l’inizio dei corsi stessi, Provincia Autonoma di Trento 2010 e 2011.**



Fonte: Elaborazioni dell’autore.

La differenza fondamentale tra un RCT e la soluzione appena descritta – che mima ex-post un RCT – consiste nel fatto che i due gruppi risultanti da una scelta casuale sono equivalenti in

media rispetto a qualsiasi caratteristica non modificabile dall'intervento, precedente e successiva alla messa in atto dell'intervento stesso. Mentre la soluzione che mima ex-post un RCT dà luogo a due gruppi equivalenti in media rispetto alle sole caratteristiche rispetto alle quali i due gruppi vengono forzati ad essere equivalenti, vale a dire caratteristiche osservate prima che l'intervento abbia luogo.

I metodi basati sul controllo delle caratteristiche osservabili danno il loro meglio quando è disponibile un ampio insieme di informazioni relative ai periodi precedenti la messa in atto dell'intervento, su tutti i soggetti inclusi nello studio. E' il caso dello studio presentato in questa sezione, basato su informazioni sulle carriere occupazionali tratte da archivi amministrativi.

### ***3.2. I disegni basati su una discontinuità nella regola di assegnazione***

Il caso considerato in questa sezione si riferisce agli effetti della regolarizzazione degli immigrati sul loro tasso di criminalità (Pinotti, 2017). I dati si riferiscono a coloro che hanno presentato domanda di regolarizzazione a dicembre 2007. All'epoca, vigeva una regola basata sul meccanismo delle quote (stabilite innanzitutto per anno e per provincia, con vari altri dettagli; si veda Pinotti, 2017). A partire dalle ore 8.00 del giorno stabilito, i candidati datori di lavoro dei richiedenti la regolarizzazione hanno presentato la domanda on-line. Le regolarizzazioni sono state concesse secondo l'ordine di presentazione delle domande, fino all'esaurimento della quota stabilita.

L'autore dello studio ha ottenuto l'accesso ai dati amministrativi relativi ai crimini commessi da tutti gli immigrati che hanno presentato domanda di regolarizzazione a dicembre 2007, sia regolarizzati che non, con l'intento di misurare l'effetto della regolarizzazione sulla probabilità di commettere un crimine.

Palesamente, si tratta di un processo di selezione dei regolarizzati/non regolarizzati basato su una regola sistematica – il momento della presentazione della domanda – anche in questo caso completamente diverso da quello di un RCT. Per cui, il confronto diretto tra il tasso di criminalità, rispettivamente, dei regolarizzati e dei non regolarizzati non identifica l'effetto causale cercato, per il solito motivo: il risultato medio osservato sui non regolarizzati potrebbe non corrispondere al risultato medio controfattuale dei regolarizzati.

In questa situazione, una buona soluzione – anche se non priva di controindicazioni, come vedremo nel seguito – consiste nel restringere l'analisi al sottoinsieme dei soggetti che hanno ottenuto, oppure mancato, la regolarizzazione di poco. Cioè coloro per i quali una marginale differenza nel momento di presentazione della domanda avrebbe invertito l'esito della selezione.

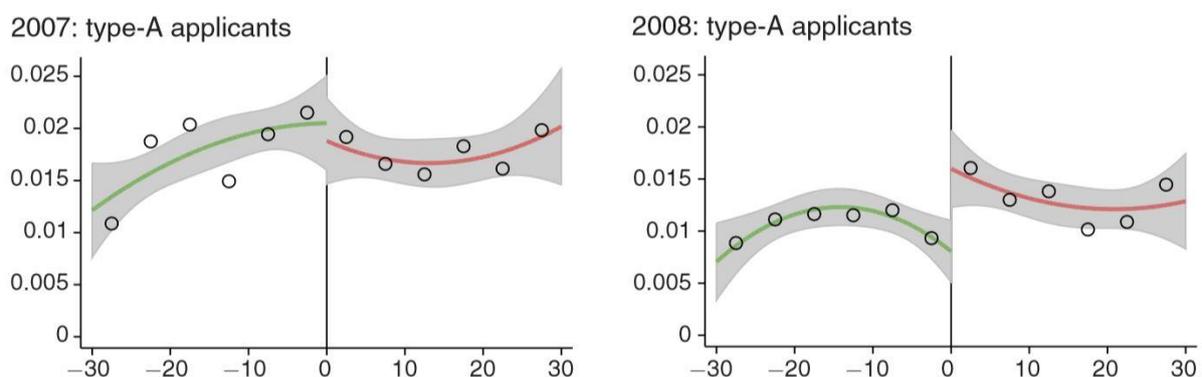
Qui sta la differenza chiave rispetto al caso trattato nella sezione precedente. In questo caso l'ottenimento della regolarizzazione non risulta dalla scelta dei soggetti aventi diritto. E' determinata solo dal momento della presentazione della domanda. Ne consegue che i primi richiedenti esclusi sono molto simili agli ultimi tra i richiedenti ammessi, rispetto all'unica caratteristica individuale rilevante per l'ammissione alla regolarizzazione: il momento della presentazione della domanda. Cioè, i primi tra i richiedenti esclusi forniscono una buona approssimazione del risultato controfattuale degli ultimi tra i richiedenti ammessi (e viceversa).

Questo confronto al margine – tra i primi esclusi e gli ultimi ammessi – consente di misurare l'effetto della regolarizzazione sugli ultimi tra gli ammessi (o, equivalentemente, sui primi tra i non ammessi). In fig. 5 sono rappresentati i tassi di criminalità (asse verticale) di coloro che hanno presentato domanda di regolarizzazione, al variare del momento di presentazione della domanda (asse orizzontale); rispettivamente, per l'anno successivo e per l'anno precedente la presentazione

della domanda. Convenzionalmente, lo zero lungo l'asse orizzontale corrisponde al momento di presentazione della domanda dell'ultimo ammesso; a sinistra dello zero si osservano i tassi di criminalità degli ammessi; a destra, dei non ammessi.

Nell'anno successivo alla presentazione della domanda – il 2008 - gli ultimi tra gli ammessi – i soggetti appena a sinistra del tempo zero - hanno avuto un numero medio di crimini circa pari a 0.008, mentre i primi tra gli esclusi – i soggetti appena a destra del tempo zero – hanno un numero medio di crimini pari a 0.015, circa il doppio del valore osservato per gli ammessi. Vale a dire che in questo caso, almeno nel breve termine, la regolarizzazione ha causato una rilevante diminuzione del tasso di criminalità.

**Figura 5 – Numero medio di crimini commessi per richiedente nell'anno precedente (a sinistra) e nell'anno successivo (a destra) la presentazione della domanda secondo l'esito della domanda: in verde i regolarizzati, in rosso i non regolarizzati. L'asse orizzontale misura il tempo in minuti dal momento della domanda dell'ultimo ammesso.**



Fonte: Pinotti (2017)

A conferma del fatto che i primi esclusi forniscono una buona approssimazione del risultato controfattuale degli ultimi ammessi, il grafico a sinistra di fig. 5 mostra che nell'anno precedente la presentazione della domanda – vale a dire l'anno nel quale nessuno tra i soggetti considerati godeva dei benefici della regolarizzazione – non si osserva alcuna differenza nel tasso di criminalità tra i due gruppi, rispettivamente, appena sopra e appena sotto lo zero.

L'effetto della regolarizzazione misurato in questo modo si riferisce, palesemente, ai soli ammessi al margine. Per quanto detto sulla somiglianza tra soggetti, rispettivamente, appena sopra e appena sotto il momento nel quale si è esaurita la quota, questo effetto ci dice anche quanto avrebbero guadagnato dalla regolarizzazione i primi tra gli esclusi.

Ma quale è l'effetto della regolarizzazione sugli ammessi che hanno presentato la domanda con largo anticipo sull'ultimo momento utile, ad es. 30 minuti prima? Quanto avrebbe influito la regolarizzazione sui non ammessi che hanno presentato la domanda con forte ritardo sull'ultimo momento utile, ad es. 30 minuti dopo? La strategia di stima dell'effetto basata sul confronto attorno alla soglia non consente di rispondere a queste domande. Vale a dire che questa strategia consente di ottenere una stima credibile dell'effetto dell'intervento al prezzo – alto – di restringere l'analisi ad un particolare sottoinsieme di soggetti. La letteratura più recente sta sviluppando metodi per

generalizzare la stima ottenuta per i soggetti al margine ad una popolazione più ampia (si vedano Battistin e Rettore, 2008; Angrist e Rokkanen, 2015).

Nella letteratura, questo problema è noto con il nome di mancato supporto comune (common support, nella letteratura anglosassone). Il problema ha luogo quando il valutatore cerca soggetti non esposti all'intervento che siano comparabili ai soggetti esposti, e almeno per qualche soggetto esposto la ricerca fallisce. Per cui, il confronto tra soggetti esposti e non esposti risulta praticabile solo per un sottoinsieme dei soggetti esposti. Nel caso appena esaminato – un caso estremo di mancanza di supporto comune – ad es., per gli ammessi che hanno presentato domanda 30 minuti prima dell'ultimo momento utile non è possibile ottenere una stima dell'effetto perché non c'è modo di ottenere soggetti non ammessi che siano comparabili rispetto al momento di presentazione della domanda: coloro che hanno presentato domanda 30 minuti prima del momento utile sono stati tutti ammessi. Per cui, il confronto tra ammessi e non ammessi risulta praticabile solo per i soggetti a ridosso dell'ultimo momento utile.

La differenza con RCT è palese. Almeno sulla carta (ma si veda la discussione nella successiva sezione 3.4), in un RCT l'intero insieme dei soggetti esposti risulta mediamente comparabile con l'insieme dei soggetti non esposti. Vale a dire che in un RCT non si pone alcun problema di mancato supporto comune.

### ***3.3. Il metodo della differenza di differenze (Diff-in-Diff's).***

Il caso considerato in questa sezione è tratto da un vecchio articolo (Card e Krueger, 1994), ma parla di un tema sul quale è tutt'ora in corso un dibattito acceso: quali sono gli effetti dell'introduzione di un salario minimo di legge?

Con decorrenza 1 Aprile 1991, una legge federale degli Stati Uniti ha alzato il salario orario minimo da \$3.35 a \$4.25. Nel New Jersey il salario minimo è stato ulteriormente alzato a \$5.05 a partire dal 1 Aprile 1992. All'epoca, si trattava del salario minimo più elevato tra gli stati dell'unione.

Gli autori dello studio hanno condotto un'indagine su un campione di ristoranti fast-food (Burger King, KFC, Wendy's, Roy Rogers) operanti in New Jersey e nell'area limitrofa della Pennsylvania. La prima intervista è stata condotta tra Febbraio e Marzo del 1992, vale a dire poco prima che diventasse operativo il nuovo salario minimo in New Jersey. A questa data, in entrambi gli stati vigeva un salario minimo pari a \$4.25. Sono state rilevate, tra le altre, informazioni sul numero di dipendenti, sul loro salario, sul prezzo dei prodotti venduti.

Tra Novembre e Dicembre dello stesso anno i ristoranti inclusi nel campione sono stati ricontattati aggiornando le informazioni già rilevate a inizio anno. A questa data, il salario minimo della Pennsylvania era immutato, mentre in New Jersey era salito a \$5.05 per effetto della riforma.

I due gruppi di ristoranti sono geograficamente prossimi (si veda la fig. 6). Ciò nonostante, vi sono alcune differenze degne di nota già prima della riforma del New Jersey, cioè in un periodo nel quale il salario minimo era esattamente lo stesso nei due stati. In Tab. 1, si osserva in particolare che i ristoranti della Pennsylvania (PA) presentano un numero medio di dipendenti superiore e che hanno una maggiore percentuale di dipendenti part-time.

Questa evidenza è sufficiente per dubitare che i ristoranti della Pennsylvania approssimino in modo accurato il risultato controfattuale dei ristoranti del New Jersey.

**Figura 6 – La mappa geografica del disegno di valutazione.**

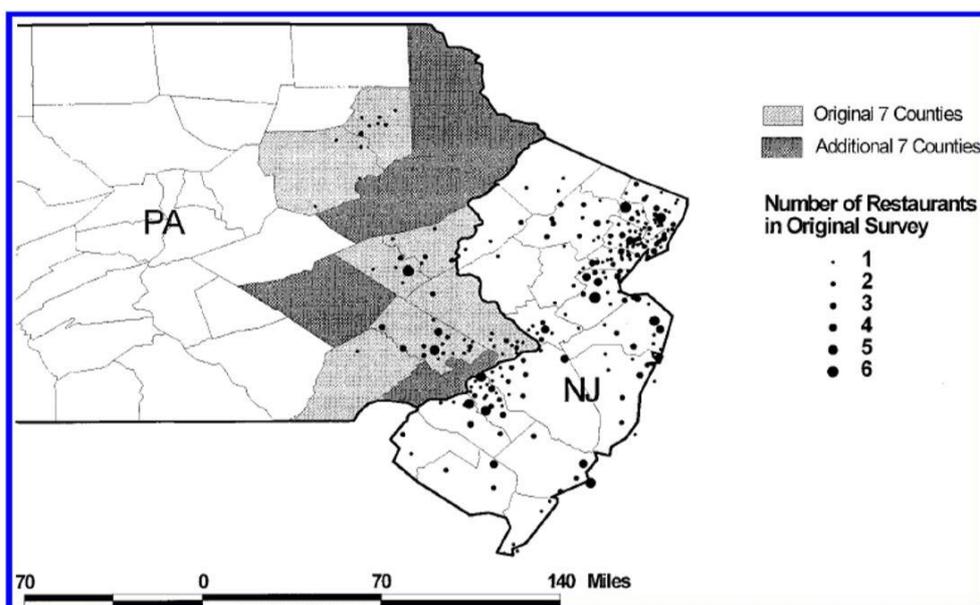


FIGURE 1. AREAS OF NEW JERSEY AND PENNSYLVANIA COVERED BY ORIGINAL SURVEY AND BLS DATA

Fonte: Card e Krueger (1994).

**Tabella 1 – I risultati delle prima ondata di indagine.**

	NJ	PA	t stat.
<i>Means in Wave 1:</i>			
a. FTE employment	20.4 (0.51)	23.3 (1.35)	-2.0
b. Percentage full-time employees	32.8 (1.3)	35.0 (2.7)	-0.7
c. Starting wage	4.61 (0.02)	4.63 (0.04)	-0.4
d. Wage = \$4.25 (percentage)	30.5 (2.5)	32.9 (5.3)	-0.4

Fonte: Card e Krueger (1994).

**Figura 7 – La distribuzione dei salari orari in Pennsylvania e New Jersey nelle due ondate di indagine.**

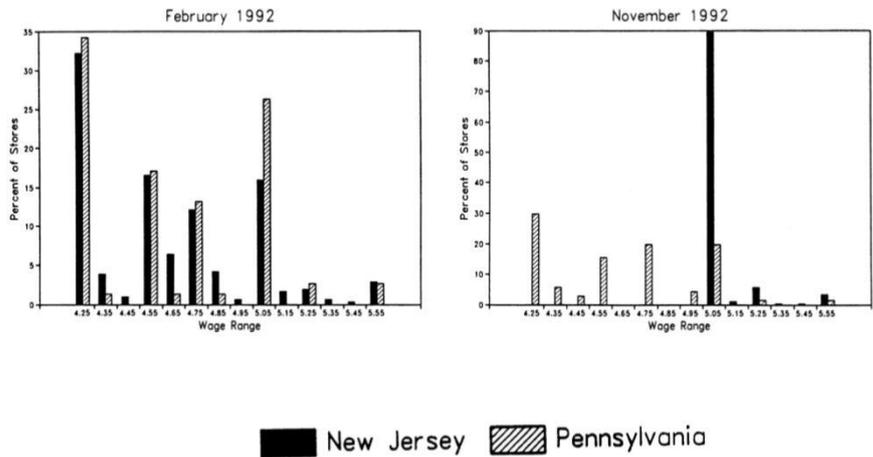


FIGURE 1. DISTRIBUTION OF STARTING WAGE RATES

Fonte: Card e Krueger (1994).

**Tabella 2 – Numero medio di dipendenti (equivalenti al tempo pieno) in Pennsylvania e New Jersey nelle due ondate di indagine.**

Table 3	PA	NJ	NJ-PA
1. FTE employment before, all available observations	23.33 (1.35)	20.44 (0.51)	-2.89 (1.44)
2. FTE employment after, all available observations	21.17 (0.94)	21.03 (0.52)	-0.14 (1.07)
3. Change in mean FTE employment	-2.16 (1.25)	0.59 (0.54)	2.76 (1.36)

(standard errors in parentheses)

Fonte: Card e Krueger (1994)

A Novembre 1992, i dati rilevati nella seconda intervista svolta presso i ristoranti mostrano innanzitutto che la riforma del New Jersey ha prodotto gli effetti attesi sulla distribuzione dei salari orari (si veda la fig. 7). A Febbraio/Marzo la distribuzione del salario orario è approssimativamente la stessa nei due stati; a fine anno, nel New Jersey sono spariti i salari orari inferiori al nuovo minimo di legge.

In Tab. 2 sono riportati i dati relativi al numero medio di dipendenti in entrambi gli stati ed in entrambe le occasioni di indagine<sup>2</sup>. Si osserva che tra Marzo e Novembre 1992 il numero medio di dipendenti per ristorante è calato in Pennsylvania di oltre due unità, mentre è rimasto pressoché stabile in New Jersey.

La soluzione adottata dagli autori per stimare l'effetto della riforma del salario minimo in New Jersey poggia su un'ipotesi detta di trend comune. L'ipotesi afferma che in assenza della riforma, la variazione dell'occupazione per i ristoranti del New Jersey sarebbe stata identica a quella osservata per i ristoranti della Pennsylvania. Questa ipotesi stabilisce un'equivalenza tra la variazione controfattuale dell'occupazione in New Jersey e la corrispondente variazione fattuale in Pennsylvania. Si tratta di un'ipotesi del tutto plausibile dato che la recessione che ha colpito la Pennsylvania (e tutta la costa Est degli US) nel 1992 è facile pensare che avrebbe causato una riduzione del tutto analoga dell'occupazione in New Jersey se in questo stato non fosse intervenuta una variazione del salario minimo.

Ed è un'ipotesi – questo è il punto centrale per la valutazione dell'impatto - che consente di stimare quale sarebbe stato il numero medio di occupati nei ristoranti del New Jersey in assenza della riforma del salario minimo:

$$\text{occupazione controfattuale in NJ in Nov. 1992} = \text{FTE in NJ in Mar. 1992} + (\text{FTE in PA in Nov. 1992} - \text{FTE in PA in Mar. 1992})$$

In parole, se non fosse avvenuta la riforma del salario minimo, a Novembre 1992 l'occupazione in New Jersey sarebbe stata pari all'occupazione lì osservata a Marzo, aumentata di una quantità pari alla variazione dell'occupazione osservata in Pennsylvania nello stesso arco di tempo. La differenza tra l'occupazione fattuale a Novembre 1992 e l'occupazione controfattuale calcolata nel modo detto fornisce una stima dell'impatto della riforma del salario minimo.

Si ricava immediatamente che tale stima è data dalla cosiddetta differenza di differenze (Diff-in-Diff's):

$$\text{Impatto} = (\text{FTE in NJ in Nov. 1992} - \text{FTE in NJ in Mar. 1992}) - (\text{FTE in PA in Nov. 1992} - \text{FTE in PA in Mar. 1992})$$

Cioè, la differenza tra la variazione dell'occupazione osservata in New Jersey e la corrispondente variazione osservata in Pennsylvania. Nel caso considerato, ne risulta un effetto positivo dell'aumento del salario minimo sull'occupazione media dei ristoranti fast-food. Questo risultato, inaspettato alla luce di quanto suggerisce la teoria economica ortodossa, ha suscitato un acceso dibattito (si veda ad es., Card e Krueger, 2000)<sup>3</sup>.

Anche in questo caso, la differenza con RCT è palese. La validità del metodo Diff-in-Diff's poggia in modo cruciale sulla correttezza dell'ipotesi di trend comune: in assenza dell'intervento oggetto di valutazione, i due gruppi di unità – nel caso discusso qui, i due gruppi di ristoranti – si muoverebbero lungo due traiettorie parallele. In un RCT, in assenza dell'intervento è certo – per il modo in cui vengono selezionati! - che i due gruppi di unità si muoverebbero lungo due traiettorie coincidenti, non solo parallele.

---

<sup>2</sup> Si tratta del numero dipendenti equivalenti a tempo pieno: un dipendente part-time conta quanto mezzo dipendente a tempo pieno.

<sup>3</sup> Peraltro, gli autori trovano un effetto positivo dell'aumento del salario minimo sul prezzo dei prodotti venduti nei fast food del New Jersey. Cioè, il costo dell'aumento del salario minimo è stato almeno in parte pagato dai consumatori.

L'ipotesi di trend comune non può, ovviamente, essere sottoposta a verifica, per il solito motivo: il trend controfattuale del gruppo esposto all'intervento non è osservabile. Tuttavia, un test indiretto consiste nel comparare le traiettorie dei due gruppi nei periodi precedenti la messa in atto dell'intervento. Scoprire che le due traiettorie non sono parallele, smentirebbe l'ipotesi di trend comune togliendo credibilità a questa strategia di stima dell'impatto.

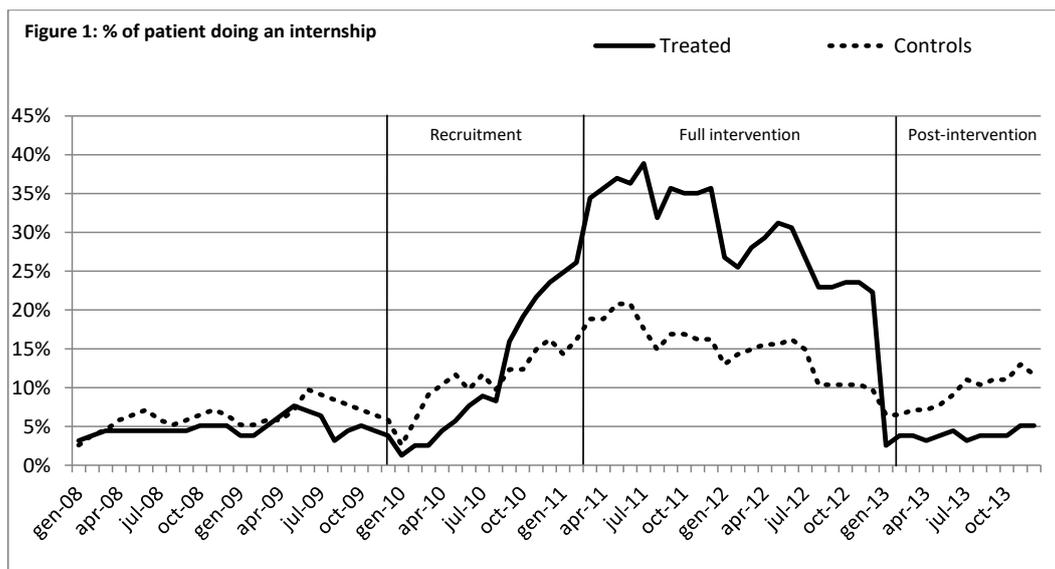
### 3.4. Il metodo delle variabili strumentali.

Il caso discusso in questa sezione è tratto da un recente articolo (Martini, Rettore e Barbetta, 2018). Illustra in modo trasparente che anche quando sulla carta è il valutatore a decidere chi deve essere esposto all'intervento, nella pratica succede che i suoi sforzi per tenere sotto controllo il processo di selezione siano almeno in parte vanificati dal comportamento sul campo dei vari attori coinvolti. Ne consegue che uno studio nato per essere RCT finisce per essere in buona misura osservazionale.

Lavoro&Psiche è un intervento pilota messo in atto per studiare gli effetti di una misura di sostegno alle persone affette da disturbi mentali nella ricerca di un lavoro. La componente di gran lunga più importante dell'intervento consiste nella disponibilità di un job coach, interamente dedicato al supporto nella ricerca di lavoro di un piccolo numero di soggetti (non più di 12-13 per addetto).

Nel corso del 2010 sono stati reclutati per lo studio 311 soggetti, bipartiti casualmente tra gruppo di trattamento e gruppo di controllo. Il periodo sperimentale ha avuto luogo tra l'inizio del 2011 e la fine del 2012. In questo periodo i soggetti inclusi nel gruppo di trattamento sono stati seguiti dal job coach previsto dall'intervento. Gli effetti dell'intervento sono stati valutati con riferimento agli esiti occupazionali nel corso del 2013.

**Figura 8 – Tassi di partecipazione ad un tirocinio per i soggetti inclusi, rispettivamente, nel gruppo di trattamento e nel gruppo di controllo.**



Fonte: Martini, Rettore, Barbetta (2018).

Il dato di fatto emerso dall'analisi di implementazione dell'intervento è che il principale ruolo svolto dal job coach durante il biennio dell'esperimento è consistito nel facilitare l'accesso ad un tirocinio ai soggetti assistiti. Vale a dire che l'effetto causale dell'intervento sugli esiti lavorativi successivi al biennio sperimentale - se c'è - passa dall'esperienza di un tirocinio.

La fig. 8 mostra l'andamento nel tempo della partecipazione ad un tirocinio separatamente per il gruppo di trattamento e per il gruppo di controllo. Nel caso del gruppo di trattamento è evidente il ruolo svolto dal job coach: il tasso di partecipazione cresce in modo vistoso all'inizio del periodo sperimentale, si mantiene 20-30 punti percentuali sopra il corrispondente tasso relativo al gruppo di controllo e cala in modo altrettanto vistoso alla fine del periodo stesso.

Ma il punto critico per la valutazione è dato dalla parziale violazione dell'assegnazione al trattamento: non tutti i soggetti inclusi nel gruppo di trattamento sperimentano un periodo di tirocinio, mentre lo sperimentano alcuni tra i soggetti inclusi nel gruppo di controllo.

Il caso di Lavoro&Psiche esemplifica in modo nitido il classico problema che si pone frequentemente in un RCT: anche se - come in questo caso - l'assegnazione casuale fa la differenza per l'effettiva esposizione all'intervento - il tirocinio, in questo caso - difficilmente la determina in modo univoco. Ne segue un dilemma:

- Se si confrontano i due gruppi di soggetti con/senza *job coach* si sfruttano appieno i benefici della randomizzazione, cioè si confrontano due gruppi di soggetti per costruzione in tutto e per tutto confrontabili. Ma questo confronto *non* identifica l'effetto della partecipazione ad un tirocinio perché la disponibilità del *job coach* - assegnata casualmente - *non* determina univocamente l'esperienza di un tirocinio.
- D'altra parte, nemmeno il confronto dei due gruppi che hanno/non hanno sperimentato un tirocinio identifica l'effetto del tirocinio, perché i due gruppi *non* sono determinati casualmente. Vale a dire che, in generale, potrebbero differire anche rispetto ad altre caratteristiche oltre all'esperienza del tirocinio.

La via di uscita - anche in questo caso non priva di controindicazioni - è data dal metodo delle variabili strumentali:

- Si parte dal confronto tra i due gruppi selezionati mediante randomizzazione. In questo modo si identifica l'effetto sugli esiti occupazionali di avere avuto a disposizione un job coach. In letteratura è chiamato effetto Intention to Treat (ITT).
- Si riscalda l'ITT per tenere conto del fatto che nel corso del periodo sperimentale tra coloro che hanno avuto a disposizione un job coach solo il 55% ha avuto accesso ad un tirocinio, mentre tra coloro che non hanno avuto a disposizione un job coach il 25% ha comunque trovato il modo di accedere ad un tirocinio:

$$\text{impatto del tirocinio} = \text{impatto della disponibilità di un } \textit{job coach} / (0.55 - 0.25)$$

Applicata al caso considerato, si ottiene un effetto medio del tirocinio sulla probabilità di lavorare almeno un giorno nel corso del primo anno successivo alla sperimentazione pari a 19 punti percentuali. L'effetto medio sul numero di giorni di lavoro è pari a circa 50.

Questa soluzione sfrutta i benefici della randomizzazione – l’equivalenza tra i due gruppi selezionati casualmente – apportando ex post una correzione per tenere conto del fatto che l’effettiva partecipazione al tirocinio non è determinata univocamente dall’esito della randomizzazione. Il prezzo di questa soluzione in generale non è trascurabile. Imbens e Angrist (1994) hanno mostrato che in questo modo si ottiene un effetto medio su un particolare sottogruppo di soggetti, i cosiddetti compliers. Nel caso considerato qui, si tratta dei soggetti che accedono al tirocinio se e solo se vengono assistiti da un job coach. Vale a dire che l’effetto medio trovato in questo modo in generale non può essere generalizzato a coloro che sono in grado di accedere al tirocinio anche in assenza di job coach, né a coloro che non accedono al tirocinio nemmeno se assistiti dal job coach<sup>4</sup>.

Nel caso considerato qui, gli autori producono evidenze convincenti che il risultato ottenuto per i compliers può essere generalizzato anche agli altri soggetti (si veda l’articolo per i dettagli). Ma si tratta di un caso particolarmente favorevole. In generale, i compliers sono diversi dal resto della popolazione, per cui l’effetto medio che vale per loro non può essere generalizzato all’intera popolazione.

La lezione generale che si può trarre da questo caso è che per quanto il valutatore faccia del suo meglio per tenere sotto controllo la composizione dei due gruppi di soggetti destinati all’esposizione/mancata esposizione all’intervento, gli altri attori coinvolti nell’implementazione dell’intervento – a partire dai soggetti inclusi nello studio – hanno almeno in parte il potere di modificare le scelte fatte dal valutatore.

#### 4. Considerazioni conclusive

La logica controfattuale, qui introdotta per risolvere il problema dell’identificazione degli effetti di un intervento, è in realtà alla base del metodo scientifico di identificazione delle relazioni di causa ed effetto, quale che sia il particolare ambito disciplinare nel quale si colloca lo studio. Ad es., Diamond (1997), formula nitidamente nel linguaggio controfattuale la sua ipotesi fondamentale che a causare le disegualianze nel grado di sviluppo delle varie parti del globo siano le loro caratteristiche geografiche e non differenze biologiche tra le varie popolazioni:

‘I expect that if the populations of Aboriginal Australia and Eurasia could have been interchanged during the Late Pleistocene, the original Aboriginal Australians would now be the ones occupying most of the Americas and Australia, as well as Eurasia, while the original Aboriginal Eurasians would be the ones now reduced to downtrodden population fragments in Australia.’

È ancora Diamond (1997) ad insistere che è questa la logica da adottare per risolvere un problema di identificazione di una relazione causale, si sia o meno nelle condizioni di svolgere un RCT:

‘But laboratory experimentation can obviously play little or no role in many of the historical sciences. One cannot interrupt galaxy formation, start and stop hurricanes and ice ages, experimentally exterminate grizzly bears in a few national parks, or re-run the course of dinosaur evolution ... Instead, one must gain knowledge in these historical sciences by other means, such as *observation, comparison, and so-called natural experiments* ... How can

---

<sup>4</sup> Imbens e Angrist (1994) mostrano che condizione necessaria per la validità di questo risultato è l’assenza di soggetti *defiers*. Nel caso considerato, sono soggetti che riescono ad accedere al tirocinio se non sono assistiti dal *job coach*, ma non vi riescono se assistiti. In molte circostanze, questa inclusa, si tratta di una condizione del tutto plausibile.

students of human history profit from the experience of scientists in other historical sciences? A methodology that has proved useful involves the so-called natural experiments ... While neither astronomers studying galaxy formation nor human historians can manipulate their systems in controlled laboratory experiments, they both can take advantage of natural experiments, by *comparing systems* differing in the *presence or absence of some putative causative factor.*' [corsivo mio]

Se praticabile, RCT è senza dubbio il modo più affidabile per ottenere stime credibili dell'effetto causale di un intervento. Ma... serve essere preparati a procedere in modo osservazionale. Per due distinti motivi.

Primo, anche nel RCT meglio disegnato è facile che succeda qualcosa di non previsto dal valutatore – e fuori dal suo controllo - che in qualche misura altera il protocollo sperimentale, rendendo necessarie correzioni ex post. Il caso discusso in sez. 3.4 esemplifica in modo efficace.

In secondo luogo, ci sono miriadi di domande interessanti riguardanti gli interventi pubblici (e più in generale, le relazioni causali nelle scienze sociali), molte meno opportunità di condurre RCT. Sarebbe un peccato non dare risposta a quelle domande solo perché non c'è modo di condurre un RCT.

Ma anche quando non è possibile condurre un RCT, è importante avere chiara la distinzione tra valutazioni prospettiche e valutazioni retrospettive. Sono dette prospettiche le valutazioni progettate congiuntamente – o quanto meno in parallelo - all'intervento oggetto di valutazione. Cioè le valutazioni per le quali vengono predisposte per tempo le condizioni per il loro svolgimento. Sono invece dette retrospettive le valutazioni disegnate dopo che l'intervento oggetto di valutazione si è concluso.

Il terzo e il quarto caso presentati nella sez. precedente – uno con randomizzazione, l'altro osservazionale, si noti - sono esempi notevoli di valutazione prospettica. In entrambi i casi i due gruppi – esposti e non esposti – sono stati identificati dai valutatori prima dell'inizio dell'intervento. In entrambi i casi la regola di selezione è trasparente: assegnazione casuale in un caso, discontinuità geografica nell'altro. In entrambi i casi, sono state predisposte per tempo le condizioni per limitare il rischio della mancata comparabilità dei due gruppi: nel caso di Lavoro&Psiche (sez. 3.4) selezionando casualmente i due gruppi; nel caso della riforma del salario minimo (sez. 3.3) selezionando in modo ragionevole – prossimità geografica - il gruppo di confronto e rilevando prima dell'inizio dell'intervento caratteristiche delle unità coinvolte utili a stabilire il grado di comparabilità dei due gruppi.

I casi discussi nelle sez. 3.1 e 3.2 sono invece esempi di valutazioni retrospettive: a intervento completato, il valutatore ha scoperto che erano disponibili i dati utili alla valutazione, in entrambi i casi dati di origine amministrativa. I dati di origine amministrativa possono risultare – come nei due casi detti – di grande utilità per la valutazione di un intervento. La loro ovvia limitazione è data dal fatto che si tratta di dati generati per le finalità amministrative proprie dell'istituzione che li detiene, non per finalità scientifiche. Se va bene, risolvono il problema del valutatore, se va male sono inutili. Nel quale caso, la valutazione retrospettiva risulta impraticabile.

In definitiva, per ridurre il rischio di fallire la valutazione – cioè di non essere in grado di identificare un adeguato gruppo di confronto - è di fondamentale importanza iniziare a studiarne la fattibilità non appena si inizia a progettare l'intervento oggetto di valutazione.

## Riferimenti

- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2014). *Mastering' metrics: The path from cause to effect*. Princeton University Press.
- Angrist, J. D., & Rokkanen, M. (2015). Wanna get away? Regression discontinuity estimation of exam school effects away from the cutoff. *Journal of the American Statistical Association*, 110(512), 1331-1344.
- Battistin, E., & Rettore, E. (2008). Ineligibles and eligible non-participants as a double comparison group in regression-discontinuity designs. *Journal of Econometrics*, 142(2), 715-730.
- Bloom, H. S. (2006). The core analytics of randomized experiments for social research, MDRC Working Papers on Research Methodology.
- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply. *American Economic Review*, 84(4), 772-793.
- Card, D., & Krueger, A. B. (2000). Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: reply. *American Economic Review*, 90(5), 1397-1420.
- Diamond J. (1997). *Guns, Germs and Steel. The Fates of Human Societies*. Norton&co, New York.
- Duflo, E., & Banerjee, A. (Eds.). (2017). *Handbook of Field Experiments* (Vol. 1). Elsevier.
- Imbens, G., & Angrist, J. D. (1994). Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica*, 62(2), 467-475.
- Martini, A., Rettore, E., & Barbetta, G. (2017). The Impact of Traineeships on the Employment of the Mentally Ill: The Role of Partial Compliance, IZA discussion paper n. 10582.
- Pinotti, P. (2017). Clicking on heaven's door: The effect of immigrant legalization on crime. *American Economic Review*, 107(1), 138-68.