

# **Gli effetti dei programmi di aiuti rimborsabili sulla crescita e la sopravvivenza delle PMI**

**Un disegno valutativo longitudinale  
applicato al caso della Toscana**

**Marco Mariani**

**Fabrizia Mealli**

**Elena Pirani**

**STUDI E APPROFONDIMENTI**



---

## RICONOSCIMENTI

Questo studio è stato commissionato all'IRPET da Regione Toscana - Area di coordinamento Industria, Artigianato e Innovazione Tecnologica - Settore Ricerca Industriale, Innovazione e Trasferimento Tecnologico.

La ricerca è stata svolta nell'ambito dell'Area Territorio, istituzioni locali, finanza e metodi di valutazione dell'IRPET, coordinata da Patrizia Lattarulo.

La realizzazione di questo rapporto è stata curata da Marco Mariani (IRPET) e da Elena Pirani (IRPET) e si è avvalsa della collaborazione e del tutoraggio scientifico di Fabrizia Mealli (Dipartimento di Statistica, Università di Firenze).

Gli autori desiderano ringraziare, per la collaborazione prestata:

- Artigiancredito Toscano, e in particolare Gianni Faralli;
- Fidi Toscana, e in particolare Pietro Bracci Testasecca e Alessio Alloi.

Il Servizio editoriale dell'IRPET ha curato l'allestimento del testo.

---

Lo studio presentato fa parte di una collana a diffusione digitale e può essere scaricato dal sito Internet:  
<http://www.irpet.it>

© IRPET Dicembre 2012 — ISBN 978-88-6517-040-3

REGIONE  
TOSCANA



## Indice

1. Introduzione	5
2. Gli interventi valutati	6
3. La scelta delle variabili di risultato e conseguenze per l'analisi statistica	7
4. I dati	8
5. La strategia di valutazione	11
5.1 Il problema dell'inferenza causale	11
5.2 Selezione preliminare dei controlli: <i>propensity score matching</i>	13
5.3 Soluzioni metodologiche in presenza di trattamenti sequenziali	14
6. Disegno e attuazione del modello strutturale marginale	15
6.1 Stima degli IPTW	16
6.2 I modelli strutturali	18
6.3 Precisazioni sulla stima dei modelli strutturali	20
7. Analisi di efficacia	21
7.1 Il programma dei finanziamenti a tasso zero per le imprese artigiane	21
7.2 Il programma dei finanziamenti a tasso zero per le imprese industriali	25
8. Considerazioni conclusive	27
Riferimenti bibliografici	29



## 1. Introduzione

La valutazione ex-post dell'efficacia di interventi pubblici rivolti a lavoratori, imprese, o aree del territorio si è molto sviluppata negli ultimi decenni, anche come conseguenza di normative che la impongono, divenendo un strumento irrinunciabile del management dei programmi e delle politiche di intervento in campo economico e sociale. In linea generale, la "valutazione" è tesa a stabilire in quale misura un certo intervento abbia contribuito a modificare la situazione preesistente in una direzione auspicata. In altre parole, la valutazione punta a stabilire se la situazione osservata a seguito dell'intervento è diversa da quella che si sarebbe osservata in assenza dello stesso.

Nel contesto delle politiche di sostegno alle imprese, l'Amministrazione Regionale della Toscana ha attuato un insieme di politiche per la fornitura di aiuti rimborsabili alle PMI, avvalendosi di appositi fondi rotativi. In particolare, gli interventi che prenderemo in considerazione in questo lavoro possono essere distinti in due grandi categorie:

1) i finanziamenti a tasso zero offerti alle imprese artigiane attraverso il consorzio fidi delle imprese artigiane (Artigiancredito Toscana)<sup>1</sup>;

2) i finanziamenti a tasso zero per le imprese industriali offerti attraverso il Confidi regionale (Fidi Toscana)<sup>2</sup>.

La proposta di valutazione presentata in questo rapporto ha il duplice obiettivo di verificare: a) se e in che misura queste politiche abbiano favorito la crescita delle PMI che ne hanno beneficiato, b) se e in che misura ne abbiano ridotto il rischio di uscita dal mercato.

La realizzazione di questa proposta di valutazione è resa particolarmente difficile da due circostanze. La prima è una problematica tipica di qualsiasi studio valutativo, ed è rappresentata dal fatto che la situazione in assenza di intervento, detta controfattuale, non può essere direttamente osservata. Essa può tuttavia essere approssimata per mezzo di tecniche statistiche che ricreano un insieme di soggetti del tutto simili a quelli che hanno beneficiato dell'intervento, tranne che per il fatto di aver beneficiato dell'intervento stesso.

La seconda problematica è invece specifica a casi di studio come quello qui presentato e alla particolare strategia di identificazione dell'effetto che lo caratterizza. Nelle situazioni in cui si valuta un'intera stagione di politiche pubbliche, con bandi distribuiti su un certo numero di anni consecutivi, può infatti accadere che alcune imprese ottengano il finanziamento agevolato in diversi momenti, più o meno consecutivi. Questa circostanza rende impraticabili, almeno per queste imprese, le tradizionali strategie "statiche" di identificazione dell'effetto, come ad esempio il *matching*. È tuttavia possibile mutuare dalla letteratura biostatistica ed epidemiologica alcune metodologie che consentono di trattare adeguatamente la situazione descritta. In particolare, il problema chiave affrontato da queste metodologie è quello del cosiddetto *confondimento dinamico*, che si crea laddove le caratteristiche individuali delle imprese (ad es. una determinata misura di performance) sono sì influenzate dal trattamento ricevuto (o dai trattamenti ricevuti), ma allo stesso tempo influenzano la probabilità di "subire" ulteriori trattamenti futuri.

Questo tipo di metodologie ha trovato ad oggi un numero limitatissimo di applicazioni in ambito economico, nessuna delle quali riguarda politiche per le imprese, aspetto rende il presente lavoro particolarmente innovativo e originale. D'altra parte lo svantaggio di questa originalità risiede nel fatto di non poter effettuare raffronti diretti con studi simili sia sotto il profilo dei programmi valutati sia sotto quello della strategia valutativa adottata.

Il rapporto è articolato come segue. Dopo aver brevemente illustrato nel paragrafo 2 le caratteristiche del programma oggetto di valutazione, il paragrafo 3 descrive le finalità dell'attività di valutazione e la scelta delle variabili obiettivo. Nel paragrafo 4 presentiamo le caratteristiche dei dati utilizzati e alcune sintetiche statistiche descrittive sulle imprese beneficiarie e non, mentre la strategia di valutazione è introdotta nel paragrafo 5, e discussa nel dettaglio, con riferimento alle specificazioni adottate nel presente lavoro, nel paragrafo 6. I risultati dell'analisi di efficacia sono pre-

<sup>1</sup> Misura 1.2 - "Aiuti agli investimenti di piccole imprese artigiane e cooperative di produzione e lavoro", attuata nel periodo di programmazione Docup 2000-06.

<sup>2</sup> Misura 1.1 - Aiuti agli investimenti produttivi ed ambientali delle imprese industriali e cooperative / Azione 1.1.1c) "Agevolazioni nella forma di aiuti rimborsabili", attuata nel periodo di programmazione Docup 2000-06.

sentati e discussi nel paragrafo 7, separatamente per ciascuno dei due programmi. L'ultimo paragrafo conclude proponendo alcune considerazioni di sintesi.

## 2.

### Gli interventi valutati

Oggetto di questa valutazione sono due programmi pubblici attuati da Regione Toscana negli anni 2000, i quali hanno riguardato la concessione di finanziamenti a tasso zero (aiuti rimborsabili) alle PMI.

I due programmi hanno riguardato, il primo, le imprese artigiane e, il secondo, le imprese industriali. Un'ulteriore differenza tra i due programmi riguarda il loro periodo di implementazione: il programma per le imprese artigiane è stato attuato a partire dal 2002, mentre quello per le imprese industriali ha trovato avvio soltanto a partire dal 2005. Per entrambi i programmi, le richieste di finanziamento potevano essere presentate dalle imprese appartenenti a uno spettro molto ampio di settori: manifatturiero, costruzioni, energia e acqua, estrattivo, diversi tipi di servizi. I progetti di investimento delle PMI potevano essere connessi allo sviluppo aziendale, all'industrializzazione dei risultati della R&S e al trasferimento di impresa. Le spese ammissibili includevano l'acquisizione di attivi materiali, immateriali, o la prima partecipazione a fiere. Nonostante questa pluralità di obiettivi, la stragrande maggioranza delle richieste di finanziamento ha riguardato progetti di sviluppo aziendale da realizzare attraverso l'acquisizione di attivi. Il prestito poteva arrivare a coprire il 60-70% dell'investimento a seconda di alcune circostanze specifiche (imprese giovanili o femminili). La realizzazione dell'investimento doveva essere ultimata entro 18 mesi dall'ammissione all'aiuto. La richiesta dell'aiuto poteva avvenire sia a titolo di anticipo che a saldo, mentre il piano di rimborso poteva avere una durata di 5-7 anni a seconda che l'investimento complessivo fosse inferiore o superiore a un determinato ammontare (300mila euro).

In entrambi i casi era prevista la formazione di una graduatoria degli investimenti agevolabili sulla base di una serie di criteri prestabiliti nel bando. Dopodiché le domande venivano agevolate in base all'ordine di graduatoria fino all'esaurimento della disponibilità del fondo di rotazione. Nel caso in cui un'impresa fosse ammessa ma non finanziata per mancanza di fondi, essa veniva automaticamente inserita nella prima graduatoria successiva con il medesimo punteggio. Come detto, il programma per le imprese artigiane è stato attuato a partire dal 2002, quello per le imprese industriali a partire dal 2005, ed entrambi sono ancora in corso di attuazione nel 2012, seppur con alcune modifiche<sup>3</sup>. Il periodo che prendiamo in esame è tuttavia limitato agli interventi attuati con risorse relative al periodo di programmazione 2000-2006, che comunque ha una durata considerevole (con queste risorse sono stati attuati interventi fino al 2009) e vede coinvolte 1.085 imprese e poco più di 1.200 prestiti (Tab. 1).

Tabella 1  
STATISTICHE DI SINTESI DEGLI AIUTI CONCESSI

Periodo di attuazione dei programmi considerati in questo studio	Destinatari programmi	
	Imprese artigiane 2002-2009	Imprese industriali 2005-2009
N. Imprese beneficiarie dei prestiti	873	212
N. Dei prestiti concessi	1.003	253
N. Prestiti per impresa, in media	1,15	1,19
Prestito minimo (euro)	20.662	10.710
Ammontare medio del prestito concesso (euro)	173.345	439.812
1° quartile (25%)	60.000	91.500
Mediana (50%)	108.000	200.000
3° quartile (75%)	215.000	427.000

<sup>3</sup> Nel periodo di programmazione 2007-2013 i due interventi sono stati unificati sotto la linea d'intervento 1.4.a/2 "Fondo per prestiti e altri strumenti finanziari" del POR-Creo della Regione Toscana. Questa linea è gestita in da Fidi Toscana e Artigiancredito Toscano, che allo scopo si sono associati in un raggruppamento temporaneo di impresa.

Il programma destinato alle imprese artigiane è quello per cui si registra il maggior numero di interventi, con finanziamenti di circa 170mila euro in media. La linea per le imprese industriali ha visto invece realizzarsi un numero più ristretto di interventi, ma i prestiti avevano in questo secondo caso una dimensione ben più significativa, pari a poco meno di 440mila euro in media.

Dalla tabella 1 si evince come i due programmi, sebbene molto simili per finalità e modalità di svolgimento, si differenziano per la numerosità dei soggetti coinvolti e per la dimensione degli aiuti concessi.

Un ulteriore aspetto da sottolineare è la presenza di un certo numero di imprese che ha beneficiato di più di un finanziamento. Anche se solo leggermente, questa circostanza è relativamente più frequente nel programma per le imprese non artigiane (1,16 prestiti in media per impresa) che nell'altro caso (1,08). Gli incentivi singoli rappresentano la maggior parte di tutti i prestiti concessi alle imprese artigiane e non, mentre i prestiti "ripetuti" si attestano rispettivamente intorno al 13% e al 15% (Tab. 2). In questi casi di finanziamento multiplo, il numero di ripetizioni è nella maggior parte dei casi uguale a due, mentre ripetizioni in numero superiore sono poco frequenti.

Tabella 2  
SEQUENZE DI AIUTI

Numero di prestiti ottenuti	Programma imprese artigiane Periodo 2002-2009				Programma imprese industriali Periodo 2005-2009			
	N. Imprese	%	N. Prestiti	%	N. Imprese	%	N. Prestiti	%
Un solo prestito	763	87,4	763	76,1	181	85,4	181	71,5
Due prestiti	92	10,5	184	18,3	23	10,8	46	18,2
Tre prestiti	17	1,9	51	5,1	6	2,8	18	7,1
Quattro prestiti	0	0,0	0	0,0	2	0,9	8	3,2
Cinque prestiti	1	0,1	5	0,5	0	0,0	0	0,0
TOTALE	873	100,0	1.003	100,0	212	100,0	253	100,0

Sebbene i dati resi disponibili da Artigiancredito e da Fidi Toscana sulla partecipazione e sullo svolgimento dei programmi arrivino fino agli anni più recenti, nel prosieguo di questo studio concentreremo l'attività di valutazione ai finanziamenti concessi fino al 2008, poiché con riferimento agli anni più vicini, incluso il 2009, è disponibile negli archivi a nostra disposizione un numero molto limitato di dati che possano fare da complemento ai dati direttamente rilevati dai gestori dei due programmi. Inoltre, è opportuno rilevare che tali interventi pubblici necessitano di un certo periodo di tempo per dispiegare i loro effetti, pertanto la vicinanza temporale delle ultime *wave* (la *wave* corrisponde ai bandi emessi in un determinato anno) del programma pubblico non permetterebbe una corretta e significativa attività di valutazione. Pertanto, il numero di imprese beneficiarie coinvolte nella nostra valutazione di efficacia si riduce a 827 imprese artigiane e a 209 imprese industriali. Nonostante questa riduzione delle osservazioni che prenderemo in esame, le proporzioni in cui sono presenti i trattamenti ripetuti rimangono sostanzialmente analoghe a quelle presentate in tabella 1.

### 3.

#### La scelta delle variabili di risultato e conseguenze per l'analisi statistica

Nel caso della valutazione di interventi pubblici, la definizione dell'*output* da considerare non è sempre immediata ed univoca. Nel paragrafo 2 è stato messo in evidenza quali fossero gli obiettivi dei programmi presi in esame, rilevando come la quasi totalità dei progetti di investimento sui quali è intervenuto il finanziamento a tasso zero riguardassero lo sviluppo aziendale, obiettivo che è stato perseguito attraverso l'acquisizione di attivi materiali e non. Lo sviluppo aziendale può essere misurato sia attraverso variabili di processo (*throughput*) che di output ultimo.

Tra le prime potremmo includere il volume di investimento attivato dopo l'ottenimento del finanziamento e chiederci se esso è superiore a quello che le imprese sarebbero comunque state in grado di attivare nella situazione controfattuale senza incentivo. Questo tipo di quesito riguarda il livello di addizionalità/incrementalità che la presenza del finanziamento agevolato induce

nell'attivazione di investimenti da parte delle imprese: un esito positivo non è scontato, in quanto potrebbe accadere che le imprese abbiano meramente sostituito un finanziamento che avrebbero potuto ottenere a titolo oneroso (ad es. un finanziamento bancario) con il finanziamento pubblico gratuito. Purtroppo, la disponibilità di dati di bilancio per le imprese beneficiarie dei due programmi, come anche per imprese simili non beneficiarie, è assai lacunosa, dal momento che si è molto spesso di fronte a società di persone o ditte individuali. Questa circostanza non permette di osservare i volumi di investimento attivati negli anni e ci impone di rinunciare a considerare l'investimento attivato come variabile risultato.

La ratio su cui si fonda il programma dei finanziamenti a tasso zero, tuttavia, è che attraverso la realizzazione di investimenti le imprese si sviluppino. Pertanto ci si dovrebbe attendere che il fatto di aver realizzato un determinato investimento porti nel tempo a risultati tangibili su alcune caratteristiche delle imprese beneficiarie, che possono esprimersi in termini di dimensione, di stock di competenze disponibili, ecc. Ancora una volta, i dati a nostra disposizione ci impongono una scelta forse drastica: quella di concentrare l'attenzione su poche grandezze, in particolare sul numero di addetti e sui livelli di fatturato osservabili negli anni successivi al finanziamento, in modo da stabilire in quale misura essi siano riconducibili all'investimento co-finanziato, e in quale misura essi si sarebbero comunque prodotti. Seppur sub-ottimale, questo obiettivo conoscitivo ci pare coerente con la logica ispiratrice dei programmi in esame e, più in generale, con la logica che caratterizza molti altri programmi simili che si rivolgono alle PMI con un atteggiamento poco selettivo in merito alla tipologia e alle qualità degli investimenti co-finanziabili.

In secondo luogo, oltre alla crescita, un altro obiettivo di questa tipologia di programmi può essere quello di aiutare le PMI a rimanere attive sul mercato, impedendone – o almeno ritardandone – la fuoriuscita. Per questa ragione, la terza variabile risultato che abbiamo preso in considerazione riguarda proprio la permanenza in attività delle imprese: in particolare si verificherà se l'agevolazione ha causato un allungamento della vita residua delle imprese beneficiarie, rispetto a quella che sarebbe stata la vita residua che ci saremmo potuti attendere in sua assenza. Nel caso della cessazione dell'attività di impresa, la definizione della variabile segnaletica da considerare non è sempre immediata ed univoca. Nella nostra analisi abbiamo scelto di considerare la data di liquidazione dell'impresa oppure, quando presente, la data di fallimento. Pertanto, le aziende sono considerate come sopravvivenenti finché non transitano dallo stato di impresa attiva a quello di impresa in liquidazione o fallita. È chiaro che l'avvio di una liquidazione non necessariamente implica l'insolvenza, il fallimento o una cessazione imminente dell'attività. Inoltre, la liquidazione da sola non permette di comprendere la natura e la gravità di ciò che accade all'impresa. D'altra parte, considerare i soli fallimenti (sentenza del tribunale) potrebbe essere limitativo per analizzare le dinamiche di uscita. La scelta della liquidazione come evento rilevante porta a considerare diversi tipi di circostanze: essa può riflettere sia situazioni di inizio volontario di una chiusura o dismissione, sia situazioni di gravi difficoltà che impongono la chiusura o la dismissione che emergono sia a prescindere che per effetto di un'eventuale sentenza del tribunale.

Si noti fin d'ora che le tre variabili-risultato scelte richiedono di essere trattate ciascuna in modo specifico sul piano statistico. Pertanto, l'implementazione del modello valutativo terrà conto, di volta in volta, delle caratteristiche delle tre variabili (cfr. cap. 5).

#### 4. I dati

I dataset relativi ai beneficiari dei programmi descritti nel paragrafo 2, forniti da Artigiancredito Toscano e da Fidi Toscana, sono stati integrati con quelli dall'Archivio Statistico delle Imprese Attive (ASIA). In particolare, abbiamo ricostruito un panel con tutte le imprese toscane dal 2000 al 2009 (ultimo anno di disponibilità dell'archivio ASIA) nel quale, oltre ad aspetti quasi sempre invariabili nel tempo come la forma giuridica e il settore, si sono registrate anno per anno anche variabili quali gli addetti o la classe di fatturato che invece possono più facilmente cambiare nel tempo. Il panel comprende anche imprese nate dopo il 2000, che vi sono presenti solo a partire dal loro anno di fondazione. Al contempo, le imprese possono uscire dal panel nel caso in cui cessino (o avvino la cessazione della) propria attività: utilizzando il Registro delle Imprese abbiamo verifi-

cato l'eventuale avvio di una procedura di liquidazione, o il verificarsi di un fallimento, negli anni compresi tra il 2002 e il 2009, registrandone la data esatta e integrandola al dataset panel.

Partendo dall'archivio così ricostruito abbiamo individuato, sulla base dei soli dati relativi al biennio immediatamente precedente l'inizio dei programmi – ovvero 2000-2001 per le imprese artigiane e 2003-2005 per le imprese non artigiane – due popolazioni di imprese simili da seguire negli anni: da un lato quella delle imprese che negli anni successivi saranno beneficiarie di almeno un prestito a tasso zero riconducibile a uno dei due programmi analizzati, dall'altro una popolazione di imprese il più possibile simili alle prime (controlli), ma che negli anni seguenti non fruiranno mai dei prestiti in esame. Dal punto di vista metodologico, questa selezione preliminare è stata effettuata attraverso un *propensity-score matching*, abbinando a ciascuna delle imprese future trattate i sei controlli più simili determinati sulla base di un *propensity score* stimato. Particolare attenzione è stata dedicata a che in ciascun abbinamento vi fosse un'esatta coincidenza tra impresa trattata e controlli sotto i profili del settore (ATECO a 2 cifre), della classe di età, della classe di addetti, della classe di fatturato e della forma giuridica (per una descrizione dettagliata di questa procedura si rimanda al par. 5.2).

La selezione preliminare di imprese non trattate effettuata con il *propensity-score matching* ci permette di presentare alcune statistiche descrittive sulle imprese beneficiarie degli interventi relative al momento subito prima che questi venissero posti in essere, comparandole a statistiche analoghe relative a imprese mai trattate. Le tabelle 3 e 4 presentano, rispettivamente per imprese

Tabella 3  
IL PROGRAMMA PER LE IMPRESE ARTIGIANE. STATISTICHE DESCRITTIVE SULLE IMPRESE BENEFICIARIE E RELATIVI CONTROLLI

	Valori assoluti			Valori percentuali		
	I) trattati	II) tot. Settori eligibili	III) controlli	I) trattati	II) tot. Settori eligibili	III) controlli
<b>Numero imprese</b>	873	53.308	4.193	100,0	100,0	100,0
<b>Forma giuridica</b>						
Individuale	277	36.044	1.573	31,7	67,6	37,5
Persone	517	16.604	2.377	59,2	31,2	56,7
Capitali	57	537	180	6,5	1,0	4,3
Coop.	22	123	63	2,5	0,2	1,5
<b>Classe di età</b>						
1-6	308	18.693	1.408	35,3	35,1	33,6
7-10	102	7.400	544	11,7	13,9	13,0
>10	463	27.215	2.241	53,0	51,1	53,4
Età media	12,5	12,4	13,2			
<b>Classe di fatturato</b>						
0-19mila euro	26	3.012	117	3,0	5,7	2,8
20-49mila euro	23	10.331	172	2,6	19,4	4,1
50-99mila euro	50	10.232	292	5,7	19,2	7,0
100-199mila euro	104	10.385	597	11,9	19,5	14,2
200-499mila euro	199	10.724	1.027	22,8	20,1	24,5
500-999mila euro	190	5.038	898	21,8	9,5	21,4
1000-1999mila euro	137	2.376	602	15,7	4,5	14,4
2000-3999mila euro	100	913	368	11,5	1,7	8,8
4000-4999mila euro	16	109	44	1,8	0,2	1,0
5000-9999mila euro	24	151	63	2,7	0,3	1,5
>10milioni euro	4	37	13	0,5	0,1	0,3
<b>Classe di addetti</b>						
1-2	238	35.372	1.305	27,3	66,4	31,1
3-5	237	10.989	1.197	27,1	20,6	28,5
6-9	189	4.396	874	21,6	8,3	20,8
10-19	166	2.280	688	19,0	4,3	16,4
20-49	38	265	123	4,4	0,5	2,9
>=50	5	6	6	0,6	0,0	0,1
Media addetti	7,2	2,9	6,0			
<b>Settore</b>						
Manif. tradizionale	434	16.773	2.119	49,7	31,5	50,5
Manif. offerta specializz.	48	1.549	149	5,5	2,9	3,6
Manif. alta intensità R&S	15	1.041	69	1,7	2,0	1,6
Manif. alte economie di scala	91	2.105	361	10,4	4,0	8,6
Costruzioni	138	19.062	793	15,8	35,8	18,9
Servizi imprese	29	2.381	132	3,3	4,5	3,1
Altri servizi	118	10.397	570	13,5	19,5	13,6

artigiane e industriali, i valori medi per alcune variabili selezionate, distinguendo tra: a) le imprese che sono state poi effettivamente trattate; b) tutte le imprese che pur non essendo state trattate erano potenzialmente “eligibili” appartenendo agli stessi settori economici delle trattate; c) la sottopopolazione delle imprese “abbinata” (6 per ciascuna trattata), ovvero imprese che non sono state trattate ma sono simili alle prime non solo sotto il profilo dei settori di appartenenza, ma anche sotto quello della forma giuridica, dell’età, della classe di addetti e di fatturato.

La tabella 3 si riferisce al programma per le imprese artigiane. Si può osservare che, nella maggior parte dei casi, le future trattate artigiane presentano caratteristiche che in media sono piuttosto diverse dalle loro omologhe scelte con il solo criterio settoriale. Ad esempio tra le prime sono relativamente meno incidenti le ditte individuali rispetto a forme giuridiche più complesse e articolate. Ancora, la distribuzione per dimensione, sia in termini di addetti che di fatturato, delle imprese trattate è relativamente più sbilanciata verso le classi di ordine superiore. Non soltanto le future trattate sono dimensionalmente più grandi già prima che l’intervento abbia luogo, ma esse si distribuiscono in maniera diversa tra i settori economici, essendo relativamente più concentrate nei settori manifatturieri tradizionali e in quelli ad elevate economie di scala, meno nelle costruzioni e nei servizi.

Tabella 4  
IL PROGRAMMA PER LE IMPRESE INDUSTRIALI. STATISTICHE DESCRITTIVE SULLE IMPRESE BENEFICIARIE E RELATIVI CONTROLLI

	Valori assoluti			Valori percentuali		
	i) trattati	II) tot. settori eligibili	III) controlli	i) trattati	II) tot. settori eligibili	III) controlli
<b>Numero imprese</b>	212	246.150	1.201	100,0	100,0	100,0
<b>Forma giuridica</b>						
Individuale	3	147.404	59	1,4	59,9	4,9
Persone	31	54.637	174	14,6	22,2	14,5
Capitali	167	42.102	936	78,8	17,1	77,9
Coop.	11	2.007	32	5,2	0,8	2,7
<b>Classe di età</b>		v.a.				
1-6	56	121.909	370	26,4	49,5	30,8
7-10	16	31.004	124	7,6	12,6	10,3
>10	140	93.237	707	66,0	37,9	58,9
Età media	16,9	10,0	15,6			
<b>Classe di fatturato</b>						
0-19mila euro	12	57.543	79	5,7	23,4	6,6
20-49mila euro	0	55.260	14	0,0	22,5	1,2
50-99mila euro	1	41.739	26	0,5	17,0	2,2
100-199mila euro	10	33.489	57	4,7	13,6	4,8
200-499mila euro	10	27.529	100	4,7	11,2	8,3
500-999mila euro	17	12.234	97	8,0	5,0	8,1
1000-1999mila euro	32	8.245	221	15,1	3,4	18,4
2000-3999mila euro	44	5.003	190	20,8	2,0	15,8
4000-4999mila euro	9	1.045	46	4,3	0,4	3,8
5000-9999mila euro	37	2.132	191	17,5	0,9	15,9
10000-19999mila euro	25	1.109	113	11,8	0,5	9,4
20000-49999mila euro	13	574	53	6,1	0,2	4,4
>50milioni euro	2	248	14	0,9	0,1	1,2
<b>Classe di addetti</b>						
1-2	27	187.264	195	12,7	76,1	16,2
3-5	13	35.002	95	6,1	14,2	7,9
6-9	20	11.615	135	9,4	4,7	11,2
10-19	53	7.703	295	25,0	3,1	24,6
20-49	59	3.341	303	27,8	1,4	25,2
>=50	40	1.225	178	18,9	0,5	14,8
Media addetti	28,4	3,4	25,8			
<b>Settore</b>						
Manif. tradizionale	92	18.792	523	43,4	7,6	43,6
Manif. offerta specializz.	23	2.183	122	10,9	0,9	10,2
Manif. alta intensità R&S	10	735	46	4,7	0,3	3,8
Manif. alte economie di scala	37	6.729	209	17,5	2,7	17,4
Costruzioni	16	19.746	104	7,6	8,0	8,7
Servizi imprese	21	80.502	129	9,9	32,7	10,7
Altri servizi	13	117.463	68	6,1	47,7	5,7

Se invece che alle loro omologhe settoriali raffrontiamo le future trattate a un insieme di imprese simili sotto un numero più elevato di profili, si può osservare come le differenze rilevate tendano ad attenuarsi, talvolta in modo marcato.

La tabella 4 propone un analogo raffronto per le imprese industriali partecipanti al secondo programma. È ancora più evidente, qui, come la popolazione delle imprese trattate si caratterizzi per forme giuridiche più complesse, per dimensioni maggiori in termini di addetti e di giro d'affari, ma anche per una maggior esperienza (in termini di età dell'impresa).

La distribuzione per settore delle imprese non artigiane trattate è inoltre fortemente sbilanciata in favore dei settori manifatturieri, rispetto ai servizi. Anche in questo caso, si può rilevare come le differenze appena rilevate tendano a ridursi fortemente dopo l'abbinamento delle 6 imprese controllo più simili.

Come emergerà in tutta evidenza nel paragrafo seguente, l'individuazione di un insieme di imprese non trattate il più possibile omogeneo rispetto all'insieme delle trattate è un aspetto di fondamentale importanza per la correttezza e la credibilità della valutazione dell'efficacia di una determinata politica. La strategia di valutazione verrà quindi attuata tenendo conto dei trattati e della sola sottopopolazione dei controlli simili sulla base delle caratteristiche descritte.

## 5.

### La strategia di valutazione

In questo paragrafo, descriviamo, da un punto di vista metodologico e operativo, i possibili percorsi di analisi per la valutazione dell'impatto dei programmi in esame. Lo stile che si è scelto per la trattazione dell'argomento, seppur rigoroso da un punto di vista formale e metodologico, cerca di andare incontro anche ai lettori meno esperti di metodi statistici. In bibliografia abbiamo comunque inserito molti riferimenti utili per approfondire l'argomento: gli ultimi venti anni sono stati, infatti, segnati dallo sviluppo di una vasta letteratura al riguardo che ha sfruttato spesso sinergie tra approfondimenti metodologici in ambito statistico-econometrico e analisi empirica, come testimoniato dalla rassegna di Imbens e Wooldridge (2009), che può essere considerata un eccellente quadro di riferimento. Dopo un'introduzione alle principali problematiche e alle strategie suggerite dalla letteratura metodologica con riferimento alle valutazioni di efficacia dei programmi condotte secondo un approccio microeconomico (par. 4.1), ci addentreremo negli aspetti più specificamente connessi a questo lavoro (par. 4.2-4.3).

#### 5.1 *Il problema dell'inferenza causale*

Nell'ambito della valutazione di interventi pubblici o, più in generale della *program evaluation*, uno degli obiettivi principali è la misurazione dell'efficacia assoluta, o dell'impatto, degli interventi: assumendo che l'intervento sia costituito da un insieme di azioni rivolte a specifici soggetti con l'obiettivo di modificare, in una direzione desiderata, la loro condizione o i loro comportamenti, l'impatto è inteso come il *contributo netto* dell'intervento alla modificazione di tali condizioni o comportamenti.

Un'assunzione usuale nell'ambito dell'inferenza causale è l'assunzione di stabilità, nota con il nome di "Stable Unit Treatment Value Assumption" (SUTVA - Rubin, 1980; 1990). Si assume cioè che l'intervento su un soggetto non modifichi il comportamento degli altri soggetti. Nell'ambito di interventi economico-sociali, tale ipotesi conduce a supporre che l'intervento non modifichi il risultato dei non partecipanti, ovvero che le dimensioni dell'intervento siano sufficientemente ridotte e tali da non modificare l'assetto generale del sistema. In termini economici, nella valutazione dell'impatto ci si muove in un contesto di equilibrio parziale, trascurando – o ipotizzando assenti – effetti di spiazzamento che possono essere analizzati soltanto con un'analisi a livello di equilibrio generale.

La formalizzazione statistica, e la successiva applicazione, del problema della stima dell'impatto implica dell'individuazione di una (o eventualmente più) variabile statistica  $Y$ , detta variabile risultato. La valutazione di impatto presuppone di poter confrontare per questa variabile risultato la situazione osservata a seguito del trattamento al quale l'unità di analisi (in questo caso l'impresa) è sottoposta, con una situazione ipotetica, usualmente definita *controfattuale*, che si sa-

rebbe osservata in assenza di trattamento. Ogni unità è quindi caratterizzata da due risultati *potenziali* (Rubin, 1974),  $Y_1$  e  $Y_0$ , che rappresentano il valore che la variabile risultato avrebbe, rispettivamente, in presenza e in assenza del trattamento: l'effetto dell'intervento per ogni unità è definito come  $(Y_1 - Y_0)$ . È ovvio come non sia possibile osservare entrambi i risultati per una stessa unità e ciò costituisce quello che Holland (1986) indica come il problema fondamentale dell'inferenza causale, il problema di identificabilità. Tale inosservabilità sposta l'attenzione su quantità stimabili, ovvero caratteristiche della distribuzione della differenza  $(Y_1 - Y_0)$  nella popolazione. Solitamente l'obiettivo della valutazione è espresso in termini di valore atteso della differenza  $E(Y_1 - Y_0) = E(Y_1) - E(Y_0)$ , che prende il nome di effetto medio del trattamento. Un'altra quantità di interesse è l'effetto medio del trattamento sui trattati:  $E(Y_1 - Y_0 / A = 1)$ , dove  $A$  è la variabile che assume valore 1 se il soggetto viene trattato e 0 altrimenti.

Il problema centrale della valutazione riguarda la possibilità di utilizzare l'informazione fornita dai trattati e dai non trattati per stimare tali effetti medi. Questa possibilità dipende dall'ambito di studio – sperimentale o osservazionale – e quindi dalla natura del meccanismo di assegnazione dei soggetti a uno dei due gruppi, quello dei trattati e quello non trattati (detti anche *controlli*).

Potendo muoversi in ambito sperimentale, l'assegnazione ai due gruppi avviene casualmente (o attraverso randomizzazione). La randomizzazione implica che i due risultati potenziali siano indipendenti dall'assegnazione al trattamento,  $Y_1, Y_0 \perp A$ , e ciò assicura in termini probabilistici una sostanziale omogeneità dei due gruppi di soggetti rispetto sia a caratteristiche osservabili (che potrebbero essere nel nostro ambito ad esempio la composizione per dimensione, settore o altro) che a quelle non direttamente osservabili ma potenzialmente rilevanti. Confrontando i risultati (medi) dei due gruppi è possibile quindi ottenere una stima corretta dell'effetto causale medio.

Dovendo invece operare in un contesto osservazionale (come nel caso dei finanziamenti a tasso zero, dove il beneficio viene erogato a chi ne fa domanda e soddisfa alcuni requisiti predeterminati) il confronto tra i trattati e i controlli può condurre a commettere errori sistematici detti genericamente *selection bias*: si tratta appunto di errori dovuti al processo di (auto)selezione dei soggetti nel gruppo dei trattati o dei non trattati che rende tali gruppi potenzialmente diversi tra loro anche prima che l'intervento abbia luogo. Il confronto tra trattati e non trattati può essere allora condotto se, da un lato, è plausibile fare appropriate ipotesi circa il meccanismo di assegnazione al trattamento e, dall'altro vengono utilizzati appropriati strumenti statistici che tengano conto delle differenze tra i due gruppi.

Al fine di risolvere il problema di identificabilità sopra richiamato (ovvero l'impossibilità di osservare entrambi i risultati potenziali su una stessa impresa) è quello di cercare di ricondurre lo studio osservazionale ad un ipotetico esperimento randomizzato caratterizzato da probabilità di assegnazione al trattamento che variano in funzione dalle covariate. Per raggiungere questo obiettivo occorre fare un'ulteriore assunzione, quella di *assenza di confondimento* (*unconfoundedness*) (Rosenbaum e Rubin, 1983), o *selezione sulle osservabili*, che afferma che condizionatamente alle variabili osservabili  $X$  precedenti il trattamento, l'assegnazione al trattamento è indipendente dai risultati potenziali:  $Y_1, Y_0 \perp A | X$ . Ciò significa che, anche se imprese con caratteristiche diverse possono avere una diversa propensione a “subire” il trattamento e tali caratteristiche possono essere associate ai risultati potenziali, per le imprese che hanno le stesse caratteristiche osservabili si assume che esse siano state assegnate a caso al trattamento.

Data la potenziale presenza di caratteristiche non osservabili “distribuite” in maniera diversa nei due gruppi, questa assunzione è piuttosto forte e non sempre sostenibile, tuttavia essa può essere un buon punto di partenza per la valutazione in contesti osservazionali; inoltre, tale ipotesi sarà tanto più plausibile e conforme alla realtà quanto più ricco è l'insieme di variabili osservabili di cui si dispone.

Sulla base di questa ipotesi, sono poi diversi i metodi statistici a cui si può fare ricorso per operare confronti “a parità di condizioni”, anche in relazione al tipo di trattamento oggetto di studio. In caso di trattamenti binari (ad es. presenza/assenza del trattamento somministrato in un determinato momento di tempo) ad esempio ricordiamo le procedure di *matching*, di stratificazione, di ponderazione e di regressione (Rosenbaum e Rubin, 1984; Heckman *et al.*, 1997; Dehejia e Wahba, 2002; Hirano *et al.* 2000); in caso di trattamenti multipli (ad es. presenza/assenza del trattamento in più momenti consecutivi nel tempo) fra le tecniche più recenti ricordiamo i modelli strutturali – *nested* e *marginali* – (Robins, 1986; Robins *et al.*, 2000), il *propensity score matching* longitudinale

(Achy-Brou *et al.*, 2010) e l'approccio bayesiano (Zajonc, 2010). Ritorniamo sulla modellizzazione da noi implementata nel par. 5.3, subito dopo aver descritto qui di seguito la procedura adottata per la selezione preliminare del gruppo dei controlli, operazione necessaria per una maggiore affidabilità dei risultati della valutazione.

## 5.2 Selezione preliminare dei controlli: propensity score matching

Come annunciato nel paragrafo 3, poiché l'insieme delle imprese di controllo a disposizione era molto ampio ma anche piuttosto eterogeneo rispetto alle imprese trattate, nelle fasi preliminari dello studio si è deciso non solo di escludere le imprese appartenenti a settori non eligibili e quindi comunque non ammissibili alle politiche di finanziamento, ma anche di operare una preselezione delle imprese non trattate da utilizzare poi nell'analisi valutativa. Questa operazione viene definita *matching*. In linea generale, il *matching* consiste nell'accoppiare ciascuno dei soggetti trattati con uno (o più) soggetti del gruppo dei non trattati con uguali caratteristiche osservabili. In pratica si costruisce un gruppo di controllo con uguale distribuzione delle caratteristiche osservabili, potendo in questo modo imputare le eventuali differenze (in media) solamente al trattamento. La soluzione ottimale sarebbe rappresentata dal *matching* cosiddetto "esatto", ovvero selezionare dal gruppo di controllo individui esattamente "uguali" a ciascun individuo trattato, tuttavia in presenza di molte variabili osservabili (anche continue) questa strada è spesso impraticabile.

In queste circostanze, una soluzione ampiamente soddisfacente è allora quella di abbinare le imprese minimizzando la distanza/dissimilarità con riferimento al valore delle covariate: due soggetti pur non presentando gli stessi valori delle covariate, possono essere giudicati sufficientemente vicini/simili per essere confrontati su ognuna delle covariate prese in esame. Tra le varie alternative possibili, si è scelto di misurare la distanza basandosi su un modello che stimi la propensione a ricevere il trattamento condizionatamente alle loro covariate, il cosiddetto *propensity score matching*. La probabilità di ricevere il trattamento  $p(X) = Pr(A=1|X)$ , che può essere stimata dai dati, viene detta *propensity score*. Rosenbaum e Rubin (1983) hanno mostrato che se  $0 < P(A_i=1|X_i) < 1$  per ogni  $X_i$  allora la condizione di assenza di confondimento implica che i due risultati potenziali siano indipendenti da  $A$  anche condizionatamente al valore del *propensity score*:  $Y_1, Y_0 \perp A|X$  implica  $Y_1, Y_0 \perp A|p(X)$ . Tale risultato fa sì che sia sufficiente condizionarsi al valore del *propensity score* per garantire l'indipendenza tra risultati potenziali e assegnazione al trattamento; esso assicura infatti l'uguaglianza della distribuzione delle covariate osservate per i trattati e i non trattati, condizionatamente al solo valore del *propensity score*. Nell'algoritmo di stima del *propensity score* si è adottata una specificazione che prevedesse, quando possibile, esatta coincidenza tra impresa trattata e controlli sotto i profili del settore ATECO a 2 digit, della classe di età, della classe di addetti, della classe di fatturato e della forma giuridica, ritenute variabili fondamentali per l'abbinamento. Chiaramente, in caso di mancanza di controlli uguali, l'algoritmo passava al più "vicino". Per la provincia, il numero di addetti nei due anni precedenti e il settore ATECO a 3 digit si è invece optato per un abbinamento non esatto (cfr. Tab. 5). Ad ogni impresa trattata sono poi stati abbinati i sei controlli più simili determinati sulla base del *propensity score* così stimato.

Si deve comunque precisare che, a prescindere dal metodo che viene poi utilizzato per stimare l'effetto del trattamento, un'analisi della distribuzione del *propensity score* per i due gruppi dei trattati e dei controlli permette di valutare la "distanza" tra i due gruppi e valutare quindi anche la scelta operata del gruppo dei controlli. Poiché ha senso confrontare soltanto imprese con valori del *propensity score* simili, se, ad esempio, non si riscontrassero sovrapposizioni nella distribuzione del *propensity score* nei due gruppi, il gruppo di controllo scelto non costituirebbe un valido elemento di paragone ai fini della valutazione dell'impatto. Nel nostro caso, analisi sulla robustezza dei risultati della procedura di *matching* confermano un soddisfacente bilanciamento nella distribuzione del *propensity score* (e quindi delle covariate osservate sulle quali è costruito) tra il gruppo dei trattati e il gruppo dei controlli, confermando la bontà dell'operazione e dunque andando a costituire una valida base di partenza per le analisi successive.

Tabella 5  
LE VARIABILI UTILIZZATE NEL MATCHING INIZIALE E NELLA COSTRUZIONE DEI PESI

Variabili	Tipo	Specificazione	Matching iniziale al tempo $t$ ( <i>matching</i> esatto o <i>propensity score</i> )	Costruzione pesi/trattamento al tempo $t$	Costruzione dei pesi al tempo $t$
Forma giuridica	Categorica	Ditta individuale; soc. di persone; soc. di capitali; cooperativa	Si (esatto)	Si	Si
Età	Continua	anni dalla fondazione	Si, ( $t-2$ ) (ps)	Si, ( $t-1$ )	Si, ( $t-1$ )
Classe di età	Categorica	1-6 anni; 7-10; 11 e oltre	Si, ( $t-2$ ) (esatto)	Si, $t$ base	Si, $t$ base
Classe di fatturato	Categorica	11 classi distinte	Si, ( $t-1$ ) (esatto), ( $t-2$ ) (ps)	Si, $t$ base	Si, $t$ base
Cambio classe fatturato	Categorica	=-1 se diminuisce di classe; =0 se stabile; =1 se aumenta tra ( $t-2$ ) e ( $t-1$ )	-	Si, ( $t-1$ ; $t-2$ ; $t-3$ , $t-4$ )	Si, ( $t-1$ )
Addetti	Continua	numero addetti	Si, ( $t-1$ e $t-2$ ) (ps)	Si, ( $t-1$ ; $t-2$ ; $t-3$ , $t-4$ )	Si, ( $t-1$ e $t-2$ )
Classe di addetti	Categorica	1-2; 3-5; 6-9; 10-19; 20-49; 50 addetti e oltre	Si, ( $t-2$ ) (esatto)	Si, $t$ base	
Settore ateco	Categorica	Settori ATECO a 2 cifre	Si (esatto)	-	-
Settore ateco	Categorica	Settori ATECO a 3 cifre	Si (ps)	-	-
Settori di attività	Categorica	Tradizionale; offerta specializz.; alta intensità R&S; alte economie di scala; costruz.; servizi imprese; altri servizi	-	Si	Si
Provincia	Categorica	Province toscane	Si (ps)	Si	Si
Trattamento ( $t$ )	Dicotomica	=1 trattati; =0 controlli	come variabile di risultato del PS	come variabile risultato ( $t$ ); storia dei trattamenti i tutti gli anni precedenti	Cumulo trattamenti ricevuti
Respinta ( $t-1$ )	Dicotomica	=1 domanda presentata ma respinta; =0 non presentata	-	si, storia delle domande respinte in tutti gli anni precedenti	-

### 5.3 Soluzioni metodologiche in presenza di trattamenti sequenziali

Le proprietà positive dei metodi ricordati nel paragrafo 5.1 sono ben definite con riferimento a trattamenti binari, ovvero a situazioni in cui l'interesse è rivolto agli effetti di un particolare intervento attuato in un determinato momento di tempo rispetto alla situazione di assenza di questo medesimo intervento. Spesso, però, il trattamento può avere più livelli, o può essere ripetuto nel tempo: le diverse dosi di un medicinale, le diverse tipologie di formazione professionale, le diverse intensità di sussidi alle imprese sono alcuni esempi di trattamenti con diversi livelli; la ripetizione della somministrazione di un farmaco nel tempo, la partecipazione a più corsi di formazione o l'aver percepito più sussidi in momenti distinti, rappresentano esempi di trattamenti ripetuti. In letteratura, diversi contributi hanno generalizzato il concetto di assenza di confondimento al caso di trattamenti multipli (Imbens, 2000; Lechner, 2001; Imai e van Dyk, 2004) o sequenziali (Gill e Robins, 2001; Lechner, 2009; Achy-Brou *et al.*, 2010).

Concentriamo ora l'attenzione su trattamenti ripetuti o sequenziali, dal momento che essi sono presenti in misura non trascurabile nei programmi oggetto di questa valutazione. Come detto in precedenza, nel caso di trattamenti sequenziali il problema statistico da affrontare nella valutazione dell'effetto è rappresentato dal confondimento dinamico, che si verifica quando variabili che sono influenzate da trattamenti passati possono a loro volta influenzare la futura assegnazione al trattamento nella sequenza. Pertanto si può verificare che il trattamento al tempo  $t+1$  non solo è influenzato dal/i precedente/i trattamento/i, ma anche dal livello di una o più covariate che, a loro volta, possono essere influenzate da trattamenti precedenti. Ad esempio, il fatturato realizzato da un'impresa può essere influenzato dal fatto che questa impresa ha percepito in passato uno o più finanziamenti agevolati. A sua volta, questo valore del fatturato può influenzare non solo le performance future dell'impresa o la sua possibilità di sopravvivenza in futuro, ma anche la probabilità che questa acceda in un momento successivo ad un altro finanziamento agevolato. È chiaro che in presenza di "confondenti" tempo dipendenti influenzati da precedenti trattamenti, i metodi standard per la stima dell'effetto negli studi longitudinali sono distorti.

Una condizione sufficiente per garantire l'assenza di confondimento, e la conseguente assegnazione casuale al trattamento, in ciascun istante di tempo il cui il programma viene attuato, è che ad ogni tempo  $k$  tra i soggetti con la stessa storia passata di trattamenti  $\bar{A}=A_0, \dots, A_k$ , il trattamento  $A_k$  non sia associato alla storia passata delle covariate osservabili fino a quel momento,  $\bar{L}$ , e a tutta la storia dei trattamenti ricevuti. Le soluzioni proposte in letteratura per questo problema sono diverse, e tra le più recenti ricordiamo i modelli strutturali *nested* e la *g-computation* (Robins, 1986), i modelli marginali strutturali (Robins *et al.*, 2000) che utilizzano l'*inverse probability weight*, il *propensity score matching* longitudinale (Achy-Brou *et al.*, 2010) e l'approccio bayesiano (Zajonc, 2010). Senza entrare qui troppo nel dettaglio, ricordiamo che questi approcci hanno in comune l'idea che una situazione di assenza di confondimento sia ripristinabile, in ciascun momento di tempo, condizionandosi alle storie di covariate e trattamenti fino a quel momento. Le differenze principali riguardano la fase di modellazione e, dunque, di stima. In particolare, un approccio *nested* richiede di modellare in modo diretto e ricorsivo in ciascun momento di tempo la relazione di dipendenza tra una certa variabile risultato (ad es. gli addetti) e tutta la storia di covariate e trattamenti (confondenti) (Robins 1993 e 1994). La stima di tali modelli è tuttavia piuttosto complessa e computazionalmente molto onerosa, a meno che non si riduca drasticamente il numero di variabili da considerare nell'analisi. I modelli strutturali marginali rispondono invece all'esigenza di individuare soluzioni più facilmente trattabili: essi richiedono infatti di modellare prima la relazione tra le storie dei confondenti e il processo di selezione/assegnazione al trattamento (probabilità di assegnazione) e poi, in un momento distinto, la relazione tra una determinata variabile risultato e i trattamenti (modello strutturale). Anche l'alternativa di calcolare un *propensity score* longitudinale, il quale rappresenta una sintesi della storia dei confondenti da inserire poi in un modello di regressione, segue questa logica; tuttavia quest'ultima è una strada più difficilmente percorribile in caso di presenza di un elevato numero di variabili. La scelta è quindi caduta sui modelli strutturali marginali, i quali consentono tra l'altro, non solo di stimare gli effetti di un programma, ma anche di analizzarne la persistenza nel tempo.

Più in particolare l'implementazione di un modello strutturale marginale avviene in due momenti distinti:

- 1° passo: stimare la probabilità di assegnazione al trattamento con un *propensity score* analogo a quello già discusso per il caso statico, utilizzando come variabili indipendenti le storie delle covariate e dei trattamenti. L'inversa di questo *propensity score* verrà utilizzata, con gli opportuni aggiustamenti, come peso (*Inverse Probability-of-Treatment Weight*, IPTW) in modo da creare una *pseudo-popolazione* nella quale è ripristinata la condizione di assenza di confondimento, vale a dire nella quale la storia di trattamenti  $\bar{A}$  è indipendente da quella delle covariate  $\bar{L}$ .
- 2° passo: specificare una forma funzionale idonea a rappresentare la relazione tra la variabile risultato e i trattamenti, funzione che viene stimata sulla *pseudo-popolazione*, controllando soltanto per le covariate  $L_0$  osservate in un anno base, precedente a ogni trattamento. L'assenza di confondimento fa sì che stimando la funzione non si ottenga più, come accade nei classici modelli di regressione, un valore atteso condizionato ma un effetto potenziale interpretabile in senso causale, il che giustifica l'aggettivo "strutturale" di questa modellistica. Il modello viene detto marginale in quanto permette di stimare effetti medi per dei gruppi o popolazioni. Nel nostro caso la popolazione di interesse è quella delle imprese che hanno ricevuto uno o più finanziamenti a tasso zero.

Nel prossimo paragrafo documenteremo con maggior dettaglio l'implementazione pratica dei due passi appena descritti e le specificazioni adottate nel nostro studio.

## 6. Disegno e attuazione del modello strutturale marginale

Nel paragrafo precedente abbiamo mostrato come un modello strutturale marginale consti di due passi distinti: quello della stima dei pesi e quello della specificazione e stima del modello strutturale. Documentiamo ora come questi due passaggi sono stati disegnati e implementati nel nostro studio valutativo.

### 6.1 Stima degli IPTW

Al fine di creare una *pseudo-popolazione* nella quale sia ripristinata la condizione di assenza di confondimento, vale a dire nella quale la storia di trattamenti  $\bar{A}$  è indipendente da quella delle covariate  $\bar{L}$ , l'approccio dei modelli strutturali marginali consiste nello stimare i cosiddetti *Inverse Probability-of-Treatment Weight*, IPTW, ovvero pesi dati dall'inverso della probabilità di trattamento. La probabilità di assegnazione al trattamento viene dunque calcolata con un *propensity score* analogo a quello già discusso per il caso statico, utilizzando come variabili indipendenti le storie delle covariate e dei trattamenti. L'inversa di questo p-score, con gli opportuni aggiustamenti, rappresenta il peso  $w$  da applicare alla popolazione in esame per determinare la *pseudo-popolazione*. L'effetto dell'operazione di pesatura è di creare una pseudopopolazione data da  $w_i$  copie di ogni soggetto  $i$ . In questa pseudo popolazione il trattamento è *unconfounded* rispetto alle covariate utilizzate.

Propedeutica alla costruzione dei pesi è la stima di un *propensity score* per ciascun trattamento della sequenza possibile. Il *propensity score* è stimabile con un semplice modello per variabili di risposta binarie: un probit o, come nel nostro caso, un logit. La variabile dipendente è costituita dall'assegnazione al trattamento  $A(k)$  osservata ex-post in ogni punto temporale  $k$ , dove  $A(k)=1$  per i trattati e  $A(k)=0$  per i controlli. Le variabili indipendenti comprendono le caratteristiche delle imprese al tempo  $k$  ma anche nei periodi precedenti (storia delle covariate  $\bar{L}$ ) e la storia dei trattamenti precedenti fino al momento temporale subito precedente a  $k$ , ovvero  $\bar{A}(k-1)$ . Pertanto, il peso finale dell' $i$ -esima impresa  $W(t)$  sarà dato dalla produttoria dei singoli pesi calcolati per ogni tempo  $t=k$ . L'IPTW per ogni impresa sarà dato da:

$$W(t) = \prod_{k=0}^t \left\{ \frac{1}{f[A(k)|\bar{A}(k-1), \bar{L}(K)]} \right\}^{A(k)} \left\{ \frac{1}{1-f[A(k)|\bar{A}(k-1), \bar{L}(K)]} \right\}^{1-A(k)}$$

Laddove l'impresa sia, in un determinato momento di tempo, sotto trattamento, quindi  $A(k)=1$ , contribuirà al prodotto il 1° termine della produttoria, mentre per le imprese controllo  $A(k)=0$  verrà utilizzato il 2° termine della produttoria. Chiaramente, un'impresa può essere in momenti distinti trattata e controllo, e può essere altresì trattata in più periodi.

Al mero scopo di contenere la variabilità, la letteratura suggerisce di stimare una versione "stabilizzata" dei pesi, definibile come segue:

$$SW(t) = \prod_{k=0}^t \left\{ \frac{f[A(k)|\bar{A}(k-1), V]}{f[A(k)|\bar{A}(k-1), \bar{L}(K)]} \right\}^{A(k)} \left\{ \frac{1-f[A(k)|\bar{A}(k-1), V]}{1-f[A(k)|\bar{A}(k-1), \bar{L}(K)]} \right\}^{1-A(k)}$$

che differisce dalla precedente solo al numeratore, dove è presente un ulteriore *propensity score* condizionato alla sola storia di trattamenti  $\bar{A}$  e al valore che le covariate assumono in un anno base  $k=0$ , espresse con il termine  $V$ .

Oltre alla stima dei pesi  $SW(t)$ , è opportuno nel nostro caso tener conto del fatto che alcune imprese possono uscire dal mercato, e dunque dall'insieme sotto osservazione, in uno qualsiasi degli anni intermedi. La fuoriuscita, al pari dell'assegnazione a trattamento, è un fenomeno selettivo. I due fenomeni, però, rispondono a leggi potenzialmente diverse, ovvero le ragioni per cui un imprenditore richiede un finanziamento agevolato non sono probabilmente le stesse per cui decide di chiudere l'impresa. In modo da aggiustare i pesi  $SW(t)$  per la probabilità di fuoriuscita, abbiamo definito e stimato dei pesi stabilizzati dove i *propensity score* esprimono la probabilità che l'impresa esca in un anno  $k$ , condizionatamente alla sua storia di covariate e trattamenti fino a  $(k-1)$ . Questo secondo peso, che chiamiamo  $SW_E(t)$ , può essere espresso come:

$$SW_E(t) = \prod_{k=0}^t \frac{Pr\{E(k)|\bar{E}(k-1) = 0, \bar{A}(k-1), V, T > k\}}{Pr\{E(k)|\bar{E}(k-1) = 0, \bar{A}(k-1), \bar{L}(k-1), T > k\}}$$

In questo secondo caso il termine di destra non è necessario, in quanto laddove si verifici per la prima volta che  $E(k)=0$ , ciò significa che l'impresa fuoriesce dal mercato e dunque la sua vicenda non può essere più seguita da quel momento in poi.

Il peso finale da applicare alla popolazione di trattati e controlli allo scopo di ricreare una pseudo-popolazione esente da problemi di confondimento, è dato, al tempo  $t=k$ , da:

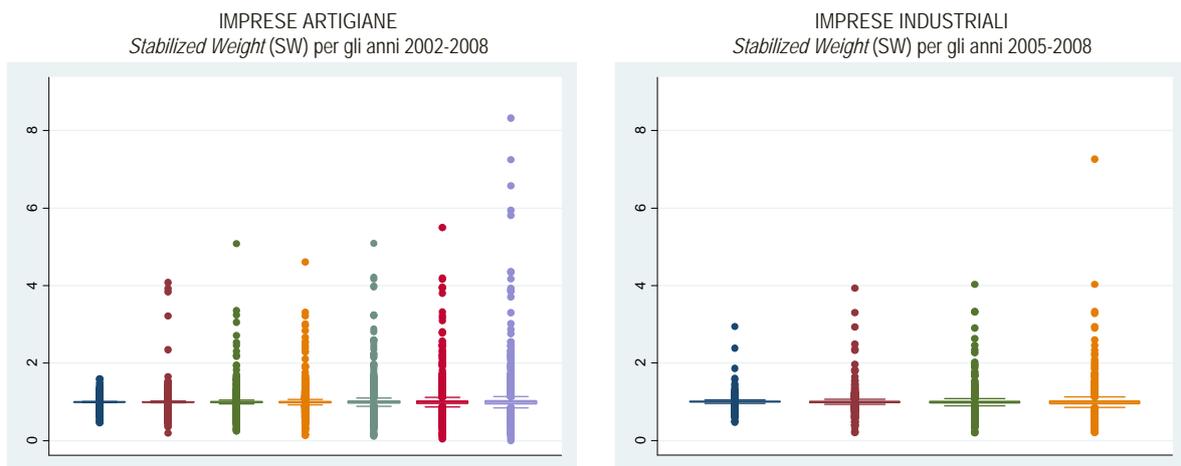
$$SW_F(t)=SW(t)SW_E(t)$$

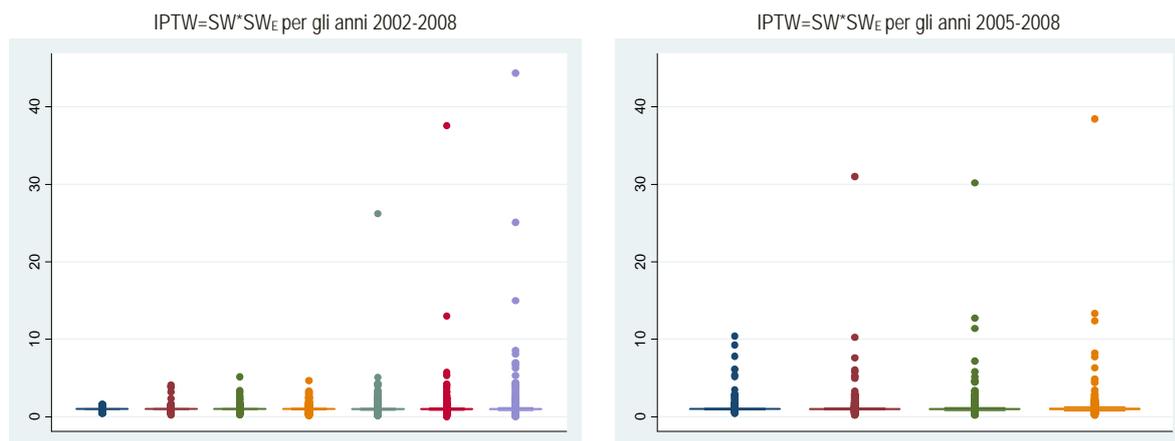
Tale peso verrà applicato a quei modelli strutturali in cui la variabile risultato è diversa dalla sopravvivenza stessa, ossia ai modelli per gli addetti e per il fatturato. Quando la variabile risultato del modello strutturale è invece la sopravvivenza, applicheremo il solo peso  $SW(t)$ . Ma quali sono, nello specifico, le variabili che abbiamo utilizzato per la stima dei *propensity score*? La soluzione adottata è leggermente diversa tra  $SW(t)$  e  $SW_E(t)$ . Nel primo caso, oltre ad includere sempre per intero le storie di trattamento e le covariate a un anno base, la storia delle covariate è stata inclusa limitatamente alla finestra dei quattro anni immediatamente precedenti il trattamento. Gli estremi di tale finestra, evidentemente, variano a seconda dell'anno per il quale si stima il *propensity score*. Nel caso di  $SW_E(t)$  l'ampiezza della finestra è limitata ai due anni precedenti l'eventuale fuoriuscita. La tabella 5 presenta le variabili impiegate per la *matching* iniziale, e per la stima dei *propensity score* (e quindi dei pesi).

Caratteristica importante dei pesi così determinati è che la loro media sia 1, poiché l'ampiezza della pseudo-popolazione equivale a quella della popolazione oggetto di studio, mentre deviazioni da questo valore medio indicherebbero un'inadeguata specificazione del modello. I grafici della Figura 1 riportano le distribuzioni dei pesi (nella versione stabilizzata con e senza la correzione per le imprese che escono dal mercato) per tutti gli anni delle politiche studiate. Come si può vedere, il valore medio è intorno a 1 e il range di variazione, dovuto a imprese con caratteristiche leggermente al di sopra della media e pertanto con *propensity score* più elevati, rimane pienamente nei limiti dell'accettabilità statistica.

Figura 1

DISTRIBUZIONI DELL'INVERSE PROBABILITY-OF-TREATMENT WEIGHT, IPTW, E DELL'INVERSE PROBABILITY-OF-TREATMENT WEIGHT CORRETTO PER L'USCITA DELLE IMPRESE DAL MERCATO, PER LE IMPRESE ARTIGIANE E LE IMPRESE INDUSTRIALI PER GLI ANNI DEI TRATTAMENTI





## 6.2 I modelli strutturali

Attraverso l'impiego dei pesi abbiamo ricostruito una pseudo-popolazione, composta da imprese sia trattate che non, nella quale non sono più presenti problemi di selezione statica o dinamica. Il secondo passo dell'analisi consiste nella specificazione della relazione che lega il trattamento (o i trattamenti) alla variabile risultato, ossia il modello strutturale. Più in particolare, potendo essere i trattamenti fruiti in diversi momenti di tempo oltre a essere cumulabili, occorre definire una forma funzionale opportuna che leghi questi ultimi alla variabile risultato. Le forme funzionali adottate con riferimento a ciascuna variabile risultato sono presentate e discusse di seguito.

Al fine di rendere l'esposizione più agevole, introduciamo fin d'ora alcune notazioni sulla simbologia utilizzata.  $Y$  rappresenta la variabile risultato, e quindi alternativamente addetti, classe di fatturato o sopravvivenza dell'impresa, al tempo  $t+1$  o all'anno specificato;  $A_t$  è la variabile indicatrice del trattamento e assume valore 1 per le trattate e valore 0 per i controlli, per ogni anno di trattamento  $t$  con  $t=1, \dots, k$ ;  $\mathbf{L}$  indica il vettore delle covariate misurate all'anno base (ovvero due anni prima dell'inizio delle politiche valutate); i  $\beta$  rappresentano i parametri stimati dai modelli; gli  $\varepsilon$  rappresentano gli errori stimati dai modelli di regressione. Per semplicità di notazione è stata omessa l'indicizzazione  $i$  relativa all'impresa.

- *Modelli per gli addetti e il fatturato: analisi dell'articolazione temporale dell'effetto*

Per analizzare l'articolazione temporale dell'effetto abbiamo specificato, per ciascuno degli anni in cui finanziamento agevolato è stato somministrato, il seguente modello:

$$Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 A_1 + \dots + \beta_k A_t + \beta \mathbf{L} + \varepsilon \quad [1]$$

Si osservi che la specificazione adottata è molto flessibile: i trattamenti sono inseriti in forma additiva, cosa che permette di verificare, per un determinato anno  $t+1$ , la presenza e l'ampiezza degli effetti dei trattamenti somministrati in ciascuno degli anni precedenti, controllando per i valori assunti dalle covariate all'anno base precedente all'inizio dei trattamenti,  $\mathbf{L}$ , ovvero in una situazione di che non può essere influenzata dall'eventuale presenza di un trattamento.

Questo modello può essere agevolmente stimato con il metodo dei minimi quadrati ordinari quando la variabile risultato sono gli addetti, con un logistico ordinale quando la variabile risultato è espressa come classi di fatturato. L'effetto del programma in ogni anno di trattamento è rappresentato dal valore dei coefficienti  $\beta_1, \dots, \beta_k$  ed essi sono interpretabili in senso differenziale. Nel caso degli addetti l'effetto esprime la differenza tra gli addetti dei trattati e quelli dei controlli al tempo  $(t+1)$ , differenza che si è generata a causa del trattamento. Nel caso del fatturato, invece, i coefficienti  $\beta$  stimati, opportunamente trasformati attraverso la funzione esponenziale, se consideriamo la variazione dei livelli in senso cumulativo, consentono di determinare quanto più elevato è l'*odds* (ovvero il rischio) dei trattati rispetto a quello dei controlli di trovarsi al tempo  $(t+1)$  in una classe di fatturato superiore a quella iniziale. Con alcuni passaggi matematici, gli *odds ratio* pos-

sono essere trasformati in probabilità, pertanto, anche senza procedere direttamente a questa trasformazione, il coefficiente relativo all'effetto può essere interpretato in senso probabilistico.

Questa precisazione fa anche intuire come gli effetti sugli addetti e sul fatturato facciano riferimento a fenomeni distinti anche sul piano economico. Nel caso degli addetti l'effetto è una mera differenza, che potrebbe aversi sia nel caso in cui sia i trattati che i controlli accrescano i propri addetti nel tempo, sia nel caso in cui entrambi li riducano. Quando si guarda al fatturato, invece, il focus è sull'avanzamento di classe e dunque l'effetto esprime una differenza tra le "probabilità" di crescita del fatturato. Non ci possiamo dunque attendere che le due grandezze vadano necessariamente di pari passo.

- *Modelli per gli addetti e il fatturato: analisi dell'eterogeneità dell'effetto*

Con il modello precedente abbiamo stimato l'effetto causale medio del trattamento sull'intera popolazione delle imprese trattate. In realtà, l'effetto può manifestarsi in modo diverso tra alcuni sottoinsiemi di imprese beneficiarie. Ad esempio il finanziamento a tasso zero potrebbe essere efficace per le piccolissime imprese ma non per le imprese più grandi, per le giovani imprese ma non per quelle più anziane. In questi casi si dice che l'effetto è eterogeneo. Per effettuare questo tipo di analisi abbiamo deciso di concentrare l'attenzione sugli effetti alla fine dei programmi, ossia al 2009. Si potrebbe obiettare che, nel caso gli effetti fossero transitori anziché durevoli, questa soluzione assegna implicitamente maggior importanza ai trattamenti più recenti rispetto a quelli più lontani nel tempo. Va però considerato che i finanziamenti a tasso zero in esame intendevano finanziare investimenti di medio periodo, infatti era previsto un piano di rimborso dalla durata di 5-7 anni, pertanto la soluzione adottata ci sembra un compromesso ragionevole. Il modello strutturale può essere espresso nel seguente modo:

$$Y_{2009} = \beta_0 + \beta_1(A \times X) + \beta L + \varepsilon \quad [2]$$

dove  $X$  indica alternativamente la classe di età, la classe di addetti, la forma giuridica e il settore di attività misurate all'anno base, ovvero le caratteristiche di raggruppamento della popolazione fatte interagire con la variabile trattamento  $A$  per stimare l'eventuale presenza di effetti eterogenei. In questo caso  $A$  non è indicizzato a nessun anno, in quanto in questa modellazione è una dummy che identifica il trattamento indipendentemente dal tempo in cui si è verificato: nella [2]  $A$  è pari a 1 per le imprese che hanno ricevuto almeno un trattamento in tutto il periodo considerato, indipendentemente dall'anno in cui tale trattamento è stato ricevuto, e uguale a 0 per le imprese che non sono mai state trattate. Sono presenti anche le covariate all'anno base,  $L$ . Anche questo modello può essere agevolmente stimato con il metodo dei minimi quadrati ordinari quando la variabile risultato sono gli addetti, con un logistico ordinale quando la variabile risultato è la classe di fatturato.

- *Modelli per la stima della funzione di sopravvivenza e analisi dell'eterogeneità dell'effetto*

Gli effetti del trattamento sulla funzione di sopravvivenza sono stimati attraverso il seguente modello strutturale:

$$Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 A + \beta L + \varepsilon \quad [3]$$

In questa specificazione la dummy che identifica il trattamento è definita come transizione dallo stato di impresa mai trattata allo stato di impresa trattata. Pertanto, essa assume valore pari a 1 nell'anno del primo trattamento e lo mantiene nei successivi, anche quando l'impresa non è più trattata. Inoltre, la variabile risultato è qui definita come variabile binaria: essa è pari a 1 se l'impresa esce dal mercato nell'anno  $t+1$ , è invece pari a zero se l'impresa sopravvive. Anche in questo caso, il modello è controllato per le covariate misurate all'anno base,  $L$ .

In modo in parte analogo al caso del fatturato e degli addetti, verifichiamo la presenza di un eventuale effetto eterogeneo del trattamento per alcune sottopopolazioni di imprese anche sul rischio di uscita dell'impresa dal mercato, con la seguente modellizzazione:

$$Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1(A_t \times X) + \beta L + \varepsilon \quad [4]$$

La dummy che identifica il trattamento qui si declina nel tempo, e per ogni anno di trattamento essa è interagita con  $X$ , ossia con la caratteristica di raggruppamento di interesse alternativamente la classe di età, la classe di addetti, la forma giuridica e il settore di attività, misurate all'anno base).

In questi modelli il parametro  $\beta_1$  stimato rappresenta l'effetto causale medio del trattamento in termini di *odd ratio*. Esso rappresenta quindi la riduzione (in caso sia compreso tra 0 e 1) o l'aumento (se superiore a 1) nel rischio di cessare l'attività per i trattati rispetto ai controlli.

- *Modelli per la stima dell'effetto di trattamenti ripetuti*

Come premesso nel paragrafo 2, alcune delle imprese hanno ricevuto più di un trattamento. Ebbene, il fatto di ricevere più finanziamenti agevolati produce o non produce effetti maggiori? Per rispondere a questa domanda abbiamo adottato la seguente specificazione strutturale:

$$Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 cum(A_t) + \beta L + \varepsilon \quad [5]$$

dove  $cum(A_t)$  rappresenta la cumulata dei trattamenti ricevuti dall'impresa fino al tempo  $t$  (compreso). Nel par. 2 abbiamo osservato come la maggior parte delle imprese pluri-trattate abbia fruito di due finanziamenti agevolati, mentre sono più rari i casi in cui il numero dei trattamenti è superiore a due. Per questa ragione,  $cum(A_t)$  è stata costruita in modo che possa assumere solo tre valori: 0 in caso di assenza di trattamento, 1 per le imprese che hanno ricevuto un solo trattamento, e 2 per le imprese che hanno ricevuto 2 o più trattamenti.

Il modello [5] verrà stimato alternativamente utilizzando come variabile risultato gli addetti, la classe di fatturato e la sopravvivenza dell'impresa.

### 6.3 *Precisazioni sulla stima dei modelli strutturali*

Per semplicità di trattazione abbiamo preferito presentare i modelli strutturali insieme, senza differenziare per le tre variabili risultato. Tuttavia, addetti, classi di fatturato e sopravvivenza, richiedono di essere trattate distintamente sul piano statistico. Infatti, una volta ripristinata la situazione di non confondimento e specificato un adeguato modello strutturale, la stima di questo modello dovrà avvenire secondo tecniche adeguate che tengano conto delle caratteristiche specifiche di ognuna delle variabili risultato.

Gli addetti, ad esempio, si presentano come variabile continua, e ciò fa sì che il modello strutturale possa essere espresso nella forma di una semplice regressione lineare, stimabile attraverso lo stimatore dei minimi quadrati ordinari.

Il fatturato si presenta come variabile categorica, con 11 classi distinte ordinabili in senso crescente. Questa circostanza fa sì che il modello strutturale possa essere opportunamente formulato nei termini di una regressione ordinale, stimabile attraverso lo stimatore di massima verosiglianza.

Per quanto riguarda la terza variabile risultato, ossia la sopravvivenza delle imprese, occorre fare ulteriori precisazioni. Infatti, in generale, la stima vita residua delle imprese viene effettuata facendo ricorso alle tecniche di analisi di sopravvivenza. Tali tecniche, sviluppate inizialmente nell'ambito della letteratura biometrica (Kalbfleish e Prentice, 1980; Cox e Oakes, 1984), hanno recentemente trovato impiego anche in campo socio-economico, specialmente in analisi concernenti la durata dell'occupazione e della disoccupazione, la durata degli scioperi, la durata in vita di imprese. La variabile di interesse nell'analisi della sopravvivenza è l'intervallo di tempo che un soggetto trascorre in uno stato particolare – ad esempio il tempo in cui l'impresa rimane in uno stato di attività – fino a quando non si osserva l'uscita da tale stato – continuando nell'esempio, l'impresa inizia una procedura di liquidazione o comunque cessa la propria attività – oppure fino al momento in cui i dati vengono rilevati, momento che può precedere la suddetta uscita<sup>4</sup>. Si assume che, per ogni individuo di una popolazione, l'intervallo di tempo trascorso in un dato stato fino all'uscita dallo stesso sia rappresentato da una variabile casuale  $T$ . Si assume inoltre che le variabili casuali  $T$ , definite per ogni

<sup>4</sup> Quando ad esempio si svolge una analisi con dati reali, il periodo di osservazione è necessariamente limitato nel tempo, e non si può sapere se le imprese sopravvissute alla fine di questo periodo continueranno ad esserlo anche in futuro. In questo caso si parla di dati censurati a destra, i quali forniscono la sola informazione che la durata dell'episodio è superiore a quella osservata fino a quel momento. In particolare la censura in questi casi è detta non informativa, poiché essa non fornisce altre informazioni sulla variabile "durata" oltre a quelle contenute nelle covariate utilizzate nella specificazione dei modelli.

individuo, siano indipendenti e identicamente distribuite con funzione di densità  $f$  e funzione di ripartizione  $F$ :  $F(t) = Pr(T \leq t)$ .

La funzione  $S$  definita come  $S(t) = 1 - F(t) = Pr(T > t)$  e nota come funzione di sopravvivenza, rappresenta quindi la probabilità di essere ancora in vita in  $t$ . Solitamente l'analisi della durata non prende in considerazione direttamente le precedenti funzioni, bensì si concentra sull'analisi della funzione di rischio o *hazard function*, definita formalmente come  $h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} Pr(t < T \leq t + dt | T > t) / dt$  dove la probabilità al numeratore rappresenta la probabilità di uscita nell'intervallo  $(t, t+dt)$ , condizionatamente al fatto che l'uscita non si sia ancora manifestata, ovvero che il soggetto sia "sopravvissuto" fino a  $t$ .

In letteratura esistono diverse soluzioni per la stima delle funzioni di sopravvivenza, in relazione ad esempio a come è definito il tempo di misurazione della durata in vita (ad es. come un continuum temporale o piuttosto come una serie di punti temporali discreti, mensili o annuali) e che può dipendere sia da scelte di analisi o, meramente, dalle caratteristiche dei dati a disposizione. Generalmente, poiché i dati sulla sopravvivenza delle imprese e sulla loro cessazione sono registrati con frequenza giornaliera, è possibile fare ricorso a modelli non parametrici per dati continui, ad esempio il modello di Cox. Tuttavia, analisi preliminari hanno mostrato che la modellizzazione può essere effettuata in modo efficiente anche approssimando la durata al tempo discreto, nello specifico considerando una scansione temporale in anni. Inoltre, problematiche di natura computazionale, dovute alla necessità di ricostruire la pseudo-popolazione con pesi *time varying*, impongono di stimare gli effetti causali sulla sopravvivenza delle imprese facendo ricorso ad un modello logistico *pooled* (Fewell *et al.*, 2004). In questo caso, quindi, si modella la probabilità che l'impresa cessi la propria attività al tempo  $t+1$  dato che era ancora in vita al tempo  $t$  attraverso un modello a risposta binaria, dove  $Y=1$  se l'impresa fuoriesce e  $Y=0$  se l'evento uscita non si verifica, ossia se l'impresa sopravvive. Il fatto di osservare gli individui per più anni nel tempo e l'introduzione di pesi per ognuno di essi introduce correlazione tra le osservazioni ripetute per ciascun soggetto, pertanto occorre aggiustare i modelli derivando stimatori robusti di varianza: in questo senso la specificazione del modello è *pooled*. Gli *odds ratio* stimati in questo modo sono equivalenti agli *hazard ratio* che si otterrebbero dall'equivalente modello di Cox.

## 7.

### Analisi di efficacia

Nel presente paragrafo presentiamo i risultati dell'analisi di efficacia svolta sui programmi dei finanziamenti a tasso zero per le imprese artigiane (par. 7.1) e per le imprese industriali (par. 7.2), verificando se il programma è stato o meno efficace, in che misura e con quale persistenza nel tempo, e per chi.

#### 7.1 Il programma dei finanziamenti a tasso zero per le imprese artigiane

La figura 2 mostra l'articolazione temporale degli effetti di ciascuna *wave* di trattamenti, sia con riferimento agli addetti (colonna di sinistra) che al fatturato (colonna di destra). Dalle figure appare evidente come gli effetti sugli addetti, se presenti, tendano ad avere natura transitoria. Gli effetti sul fatturato sembrano invece essere presenti in modo più costante nelle *wave* di trattamento ed essere leggermente più durevoli. Deve essere rilevato che non sempre si ha la compresenza di effetti sia su addetti che su fatturato.

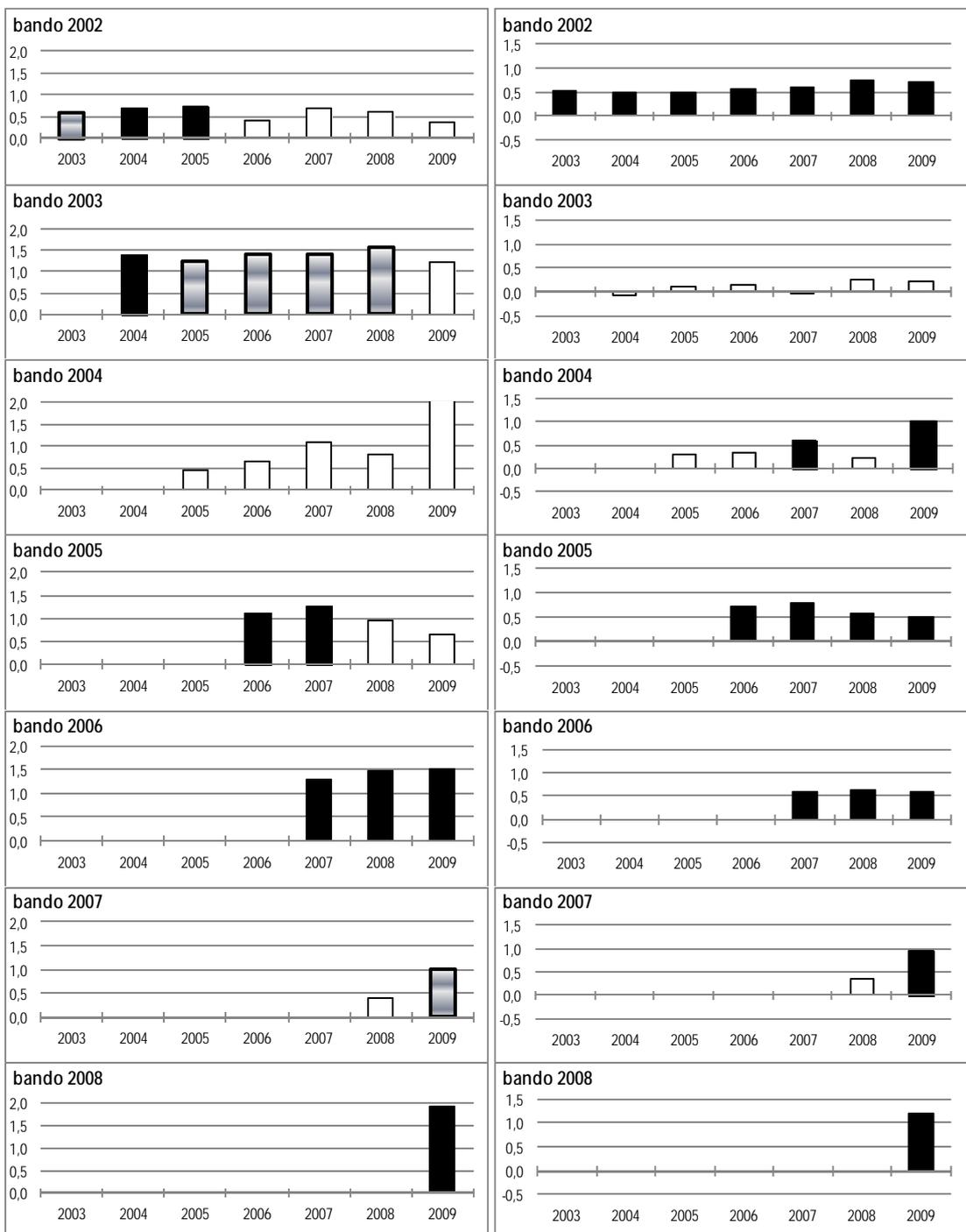
È verosimile che le imprese artigiane, soprattutto quelle di piccola o piccolissima dimensione, abbiano acquisito risorse umane aggiuntive per la realizzazione dell'investimento; risorse che sono state almeno in parte rilasciate una volta che l'investimento si è concluso<sup>5</sup>. Gli effetti sul fatturato più durevoli rispetto a quelli sugli addetti possono essere spiegati con il fatto che il fatturato è uno degli output dei processi produttivi attivati per mezzo dell'investimento co-finanziato, e dunque la sua scansione temporale è teoricamente più sganciata dai tempi di realizzazione dell'investimento stesso.

<sup>5</sup> In alternativa, potrebbe essere accaduto anche che il finanziamento agevolato abbia indotto la beneficiaria ad anticipare un investimento rispetto ai non beneficiari, e dunque ad adibirvi risorse umane prima degli altri. In altri termini, la transitorietà dell'effetto sugli addetti potrebbe essere dovuta a un mero "effetto anticipazione" di una scelta di investimento che sarebbe stata comunque realizzata, sebbene in tempi più lunghi.

Figura 2  
PROGRAMMA PER LE IMPRESE ARTIGIANE. ARTICOLAZIONE TEMPORALE DEGLI EFFETTI, PER ANNO DEL BANDO

Fig 2.a – Effetti sugli addetti

Fig 2.b – Effetti sul fatturato



Nota: l'asse delle ordinate rappresenta per la figura 2a (addetti) il numero di addetti differenziale tra trattati e controlli, e per la figura 2b il differenziale negli *odds*, interpretabili come rischio differenziale tra trattati e controlli in una classe di fatturato più elevata, a parità di classe di partenza. Le barre in nero indicano effetti statisticamente significativi al 5% o più (livello di significatività buono o ottimo); le barre in grigio indicano effetti significativi al 10% (significatività accettabile); le barre vuote indicano effetti non significativi.

A chi fanno bene i finanziamenti a tasso zero? In termini di effetti sugli addetti, fanno bene sia alle imprese artigiane giovani che a quelle meno giovani (Tab. 6). Se consideriamo la forma giuridica, essi sono efficaci soprattutto per le ditte individuali e per le società di persone, ossia per

quelle tipologie di imprese che per la loro maggiore opacità informativa (dovuta a bilanci assenti o semplificati) più difficilmente trovano accesso al mercato del credito. I benefici del programma in termini di addetti sono apprezzabili per piccolissime e piccole imprese (che sono tendenzialmente ditte individuali o società di persone), ma non per le aziende più grandi. Sul fronte del fatturato i benefici per questi soggetti deboli vengono confermati; si deve però rilevare che in termini di fatturato i benefici si riscontrano anche per le imprese più grandi (>20 addetti) o più strutturate (società di capitali), anzi per loro l'effetto è anche quantitativamente più alto. Quest'ultimo risultato può essere dovuto al fatto che aziende più grandi e strutturate dispongono in genere di un più elevato e articolato insieme di mezzi e competenze, che permettono loro di trarre dall'investimento maggiori ritorni, anche sul fronte delle vendite.

Tabella 6  
PROGRAMMA PER LE IMPRESE ARTIGIANE. GLI EFFETTI SU ALCUNE SOTTOPOPOLAZIONI DI IMPRESE

Stimatore	Y: addetti al 2009 OLS+IPW		Y: classe di fatturato al 2009 logit ordinale (MV)+IPW	
	Effetto causale medio	p-value	Effetto causale medio	p-value
<b>Per classe di età dell'impresa:</b>				
Fino a 6 anni	1.288	0.025**	1.232	0.000***
Da 7 a 10 anni	1.475	0.000***	0.776	0.000***
Oltre 10 anni	2.057	0.002***	0.845	0.000***
<b>Per forma giuridica:</b>				
Ditta individuale	0.916	0.000***	0.973	0.000***
Società di persone	1.650	0.000***	0.859	0.000***
Società di capitali	0.228	0.921	1.03	0.018**
Cooperativa	7.761	0.116	2.224	0.112
<b>Per classe di addetti:</b>				
Fino a 9 addetti	1.364	0.000***	0.877	0.000***
10-19 addetti	1.343	0.027**	0.832	0.000***
20 e oltre	6.041	0.174	2.391	0.008***
<b>Per settore di attività:</b>				
Manif. tradizionale	1.631	0.000***	0.96	0.000***
Manif. offerta specializz.	0.349	0.709	0.278	0.416
Manif. alta intensità R&S	0.608	0.500	0.642	0.060*
Manif. alte economie di scala	1.132	0.203	0.844	0.002***
Costruzioni	3.330	0.063*	1.384	0.000***
Servizi imprese	-0.927	0.725	0.887	0.352
Altri servizi	1.681	0.057*	0.745	0.000***

Infine, i finanziamenti a tasso zero hanno prodotto effetti apprezzabili, sia in termini di addetti che di fatturato, soprattutto per le imprese appartenenti ai settori manifatturieri tradizionali, a quello delle costruzioni e al settore dei servizi. Effetti apprezzabili in termini di aumento di fatturato si hanno anche per i settori manifatturieri ad alte economie di scala e in quelli ad alta tecnologia.

Il programma ha ridotto il rischio di fuoriuscita dal mercato e, se sì, per quali tipologie di imprese? Come mostra la tabella 7, il finanziamento a tasso zero ha avuto in generale un effetto positivo (e statisticamente significativo) sulle imprese artigiane beneficiarie.

Anche qui, però, gli effetti positivi interessano principalmente le tipologie più "deboli" di soggetti, come le piccolissime imprese, le ditte individuali e le società di persone. In termini settoriali, sono ancora le imprese dei settori tradizionali, di quelli ad alte economie di scala (es. la metallurgia) e dei servizi a godere di effetti positivi. Al contrario, il finanziamento non ha allungato la vita alle imprese dei comparti ad offerta specializzata (es. meccanica). Si deve infine rilevare che, nei settori ad alta intensità di R&S, la fruizione del finanziamento ha avuto un effetto negativo sulla sopravvivenza delle beneficiarie. Questa circostanza non è facile da spiegare: si potrebbe ad esempio ipotizzare che, in presenza di attività dagli esiti incerti come quelle ad alta tecnologia, la presenza del finanziamento gratuito abbia attirato progetti di investimento molto più rischiosi di quelli che imprese analoghe hanno realizzato ricorrendo ad altre fonti di finanziamento.

Tabella 7  
PROGRAMMA PER LE IMPRESE ARTIGIANE. GLI EFFETTI SULLA SOPRAVVIVENZA

Stimatore	Rischio di uscita dal mercato <i>Pooled logistic (MV)+IPW</i>	
	Effetto causale medio ( <i>odds ratio</i> )	p-value
<b>In generale, sul rischio di fuoriuscita</b>	0.496	0.001 ***
<b>Per classe di età dell'impresa:</b>		
Fino a 6 anni	0.537	0.038 **
Da 7 a 10 anni	0.340	0.076 *
Oltre 10 anni	0.494	0.020 **
<b>Per forma giuridica:</b>		
Ditta individuale	0.473	0.008 ***
Società di persone	0.480	0.032 **
Società di capitali	1.076	0.905
Cooperativa	0.405	0.294
<b>Per classe di addetti:</b>		
Fino a 9 addetti	0.462	0.001 ***
10-19 addetti	0.760	0.583
20 e oltre	0.438	0.356
<b>Per settore di attività:</b>		
Manif. tradizionale	0.501	0.010 **
Manif. offerta specializz.	0.758	0.720
Manif. alta intensità R&S	3.711	0.026 **
Manif. alte economie di scala	0.123	0.039 **
Costruzioni	0.547	0.201
Servizi imprese	0.367	0.412
Altri servizi	0.339	0.080 *

Nota: gli *odds ratio* riportati nella seconda colonna sono interpretabili in senso probabilistico come segue: se il valore è inferiore a 1 il rischio di uscita dei trattati è inferiore a quello dei controlli; viceversa se l'*odds ratio* è superiore a 1.

Infine, andiamo a verificare se l'aver fruito di più di un finanziamento a tasso zero ha portato effetti di maggior consistenza. La risposta è affermativa con riferimento a tutte i tipi di effetto presi in esame. Infatti, come mostra la tabella 8, gli effetti su chi ha ricevuto più di un finanziamento sono sempre "migliori" rispetto a chi ne ha ricevuto soltanto uno (si ricorda che nel caso della sopravvivenza l'effetto è migliore tanto più l'*odds ratio* è basso).

Tabella 8  
PROGRAMMA PER LE IMPRESE ARTIGIANE. EFFETTI DEL TRATTAMENTO RIPETUTO

	Y: addetti al 2009		Y: classe di fatturato al 2009		Rischio di fuoriuscita	
	Effetto causale medio	p-value	Effetto causale medio	p-value	Effetto causale medio	p-value
Un solo finanziamento	1.609	0.002***	0.907	0.000***	0.537	0.003***
Più di un finanziamento	2.180	0.020**	1.133	0.002***	0.107	0.029**

Sulla base delle evidenze presentate, e con un certo livello di generalità, ci sembra di poter concludere che il programma di finanziamenti a tasso zero destinato alle imprese artigiane ha prodotto alcuni effetti positivi, che però sembrano avere una limitata sostenibilità nel tempo. Di tali effetti hanno beneficiato soprattutto quelle imprese che, per le loro caratteristiche strutturali o settoriali, si presentano come soggetti relativamente deboli. Questa circostanza ci porta ad escludere che, in generale, il programma abbia fornito risorse che hanno meramente sostituito l'impiego, almeno da parte di queste imprese, di risorse proprie o altrimenti reperibili. Coerentemente con il fatto che questo tipo di programma sembra produrre effetti addizionali soprattutto su soggetti deboli, la fruizione di più finanziamenti in anni distinti si connette ad effetti additivi di entità maggiore in termini di addetti, di fatturato e di sopravvivenza.

## 7.2 Il programma dei finanziamenti a tasso zero per le imprese industriali

In questo paragrafo ci concentreremo sul programma destinato alle imprese industriali, seguendo un ordine espositivo analogo a quello del paragrafo 7.1.

Anche per le imprese industriali è stata svolta un'analisi dell'efficacia della politica di finanziamento a tasso zero valutando l'articolazione temporale degli effetti di ciascuna *wave* di trattamenti, sia con riferimento agli addetti che al fatturato. Tuttavia, a differenza di quanto messo in evidenza per le imprese artigiane, in questo caso l'analisi non ha permesso di confermare la presenza di effetti temporali sugli addetti; per quanto riguarda il fatturato, se anche qualche effetto è presente, si tratta comunque di risultati discontinui nel tempo e piuttosto sporadici. Questa leggera differenza in termini di output può essere spiegata dal fatto che le imprese partecipanti a questo programma sono in media molto più grandi di quelle che hanno preso parte al programma per gli artigiani (cfr. Tab. 3 e 4). Pertanto esse dovrebbero disporre dei mezzi materiali e delle competenze necessarie ad assicurarsi un ritorno dall'investimento anche in termini di vendite, mentre non dovrebbero aver particolare bisogno di incrementare il numero di addetti allo scopo di realizzare l'investimento. In ogni caso, data la brevità della serie di anni in esame non siamo ancora nelle condizioni di poter valutare appieno la sostenibilità nel tempo di questi effetti.

Al contrario, l'analisi di eterogeneità degli effetti (Tab. 9) mostra risultati interessanti e in larga parte congruenti con quelli ottenuti per le imprese artigiane. Gli effetti positivi del programma interessano soprattutto il fatturato delle imprese, praticamente in qualsiasi fase del loro ciclo di vita, ma riguardano soltanto le imprese di dimensioni piccole o piccolissime. Effetti significativi sul fatturato si registrano indipendentemente dalla forma giuridica dell'impresa, mentre in termini di addetti sembrano essere solo le ditte individuali e le società di persone a godere di effetti (seppur debolmente) positivi. Analogamente a quanto rilevato per le imprese artigiane, la ragione di questo risultato potrebbe risiedere nel fatto che sono proprio queste ultime tipologie di beneficiarie a soffrire, di solito, delle maggiori difficoltà ad accedere al mercato del credito a causa di un'opacità informativa relativamente maggiore. Inoltre, trattandosi di soggetti di piccole dimensioni, è possibile che l'effetto sugli addetti si connetta, almeno in una certa misura, ad un aumento (forse temporaneo) di personale effettuato con lo scopo di realizzare l'investimento.

Tabella 9  
PROGRAMMA PER LE IMPRESE INDUSTRIALI. GLI EFFETTI SU ALCUNE SOTTOPOPOLAZIONI DI IMPRESE

Stimatore	Y: addetti al 2009 OLS+IPW		Y: classe di fatturato al 2009 logit ordinale (MV)+IPW	
	Effetto causale medio	p-value	Effetto causale medio	p-value
<b>Per classe di età dell'impresa</b>				
Fino a 6 anni	7.53	0.017**	0.83	0.003***
Da 7 a 10 anni	3.54	0.024**	0.36	0.102
Oltre 10 anni	4.28	0.382**	0.56	0.004***
<b>Per forma giuridica:</b>				
Ditta individuale/società di persone	6.31	0.086*	0.96	0.006***
Società di capitali	4.35	0.311	0.49	0.004***
Cooperativa	10.34	0.218	1.32	0.014**
<b>Per classe di addetti</b>				
Fino a 9 addetti	4.29	0.014**	1.09	0.000***
10-19 addetti	2.61	0.056*	0.46	0.026**
20 e oltre	6.39	0.350	0.43	0.111
<b>Per settore di attività:</b>				
Manif. tradizionale	7.85	0.239	0.60	0.022**
Manif. offerta specializz.	8.33	0.146	0.67	0.007***
Manif. alta intensità R&S	10.73	0.007***	0.64	0.258
Manif. alte economie di scala	-2.03	0.171	0.46	0.165
Costruzioni	2.52	0.572	0.58	0.104
Servizi imprese	-5.22	0.186	0.90	0.007***
Altri servizi	7.88	0.246	0.37	0.494

Rispetto alle imprese artigiane, invece, si riscontrano differenze nell'efficacia delle politiche di finanziamento per i diversi settori di attività. Infatti, per le imprese industriali gli effetti sul fatturato sono presenti soltanto nei settori tradizionali, in quelli ad offerta specializzata e nei servizi alle

imprese, mentre quelli sugli addetti sono riscontrabili nei settori ad alta tecnologia tipicamente intensivi di capitale umano qualificato.

Il programma incide positivamente sulla sopravvivenza delle imprese beneficiarie (Tab. 10). Anche questo effetto, tuttavia, non riguarda tutti i tipi di impresa allo stesso modo. Anche se l'incentivo sembra aiutare le imprese indipendentemente dalla fase del ciclo di vita in cui si trovano, gli effetti possono essere apprezzati soltanto in settori a medio-bassa o bassa tecnologia, anche società di capitali, e soprattutto imprese di piccolissima dimensione. Questa circostanza potrebbe essere spiegabile con il fatto che trattandosi qui di investimenti di entità maggiore di quelli osservati presso le imprese artigiane, il finanziamento agevolato è additivo sì per le piccole imprese, ma anche per quelle con natura giuridica più strutturata, e che pertanto si trovano nelle condizioni di poter più facilmente reperire sul mercato del credito i capitali complementari necessari alla piena realizzazione dell'investimento.

Tabella 10  
PROGRAMMA PER LE IMPRESE INDUSTRIALI. GLI EFFETTI SULLA SOPRAVVIVENZA

Stimatore	Rischio di uscita dal mercato <i>pooled logistic</i> (MV)+IPW	
	Effetto causale medio ( <i>odds ratio</i> )	p-value
<b>In generale, sul rischio di fuoriuscita:</b>	0.15	0.002***
<b>Per classe di età dell'impresa:</b>		
Fino a 6 anni	0.09	0.016**
Da 7 a 10 anni	(omesso)	
Oltre 10 anni	0.23	0.043**
<b>Per forma giuridica:</b>		
Ditta individuale/società di persone	0.33	0.295
Società di capitali	0.13	0.005***
Cooperativa	(omesso)	
<b>Per classe di addetti:</b>		
Fino a 9 addetti	0.09	0.018**
10-19 addetti	0.23	0.149
20 e oltre	0.16	0.070*
<b>Per settore di attività:</b>		
Manif. tradizionale	0.25	0.056*
Manif. offerta specializz.	(omesso)	
Manif. alta intensità R&S	(omesso)	
Manif. alte economie di scala	0.17	0.075*
Costruzioni	(omesso)	
Servizi imprese	(omesso)	
Altri servizi	(omesso)	

Nota: gli *odds ratio* sono interpretabili in senso probabilistico come segue: se il valore è inferiore a 1 il rischio di uscita dei trattati è inferiore a quello dei controlli; viceversa se l'*odds ratio* è superiore a 1. L'*odds ratio* è "(omesso)" nei casi in cui non si registrino fuoriuscite né tra i trattati né tra i controlli per quella sottopopolazione.

Infine, andando a verificare se l'aver fruito di più di un finanziamento a tasso zero ha portato effetti di maggior consistenza rispetto al finanziamento singolo (Tab. 11) sulle imprese industriali, la risposta in questo caso è solo parzialmente affermativa: si possono infatti apprezzare sulle imprese trattate più di una volta effetti solo sulla crescita del volume d'affari delle imprese, ma non sulla crescita del numero di addetti.

Sulla base delle evidenze presentate, e con un certo livello di generalità, ci sembra di poter concludere che il programma di finanziamenti a tasso zero destinato alle imprese industriali abbia prodotto alcuni effetti positivi soprattutto sulla dimensione del fatturato. A causa del numero limitato di anni a disposizione della nostra analisi, e in considerazione del fatto che gli investimenti attivati con il finanziamento avevano durata pluriennale, non è ancora possibile verificare quanto l'effetto evidenziato sia sostenibile nel tempo. Gli effetti positivi hanno interessato soprattutto le tipologie di soggetti che si trovano in condizioni di relativo svantaggio o di debolezza nei confronti del mercato del credito, soprattutto a causa della loro opacità informativa (ditte individuali, società di persona, piccolissime imprese). Tuttavia, laddove le condizioni di opacità vengano a mancare, come per le società di capitali, ma la dimensione resta piccola, il finanziamento produce comunque i suoi bene-

fici, verosimilmente perché le imprese con queste caratteristiche riescono più facilmente ad attivare sul mercato del credito risorse complementari per la realizzazione dell'investimento. Per le imprese industriali, e soprattutto per quelle di dimensioni maggiori, non si può escludere che il finanziamento agevolato abbia almeno in parte sostituito l'impiego di capitali propri o di capitali reperibili sul mercato del credito.

Tabella 11  
PROGRAMMA PER LE IMPRESE INDUSTRIALI. EFFETTI DEL TRATTAMENTO RIPETUTO

	Y: addetti al 2009		Y: classe di fatturato al 2009		Rischio di fuoriuscita	
	Effetto causale medio	p-value	Effetto causale medio	p-value	Effetto causale medio	p-value
Un solo finanziamento	2.16	0.395	0.46	0.000***	0.16	0.003***
Più di un finanziamento	18.39	0.208	1.38	0.037**	(omesso)	

Nota: l'*odds ratio* è "(omesso)", perché non stimato, nei casi in cui non si registrino fuoriuscite né tra i trattati né tra i controlli per quella sottopopolazione.

## 8. Considerazioni conclusive

Le tecniche statistiche controfattuali rappresentano ormai il principale strumento al fine di stabilire se un intervento pubblico ha arrecato o meno dei benefici a chi ne ha fruito. Dopo aver trovato applicazione estensiva nel campo della valutazione dei programmi rivolti al mercato del lavoro e alla formazione del capitale umano, esse si stanno affermando anche nell'ambito della valutazione degli incentivi agli investimenti e alla R&S da parte di singole imprese. I risultati di questa letteratura sono ancora incerti e dibattuti, e in parte dipendono da quali effetti si pongono al centro dell'analisi, dalla strategia seguita per identificarli e dal contesto di applicazione. Ad esempio, con riferimento a dati italiani (relativi ai beneficiari della legge 488/92) Bronzini e De Blasio (2006) hanno trovato che gli incentivi hanno scarsi effetti addizionali, e che semmai l'effetto prodotto è di "sostituzione temporale", nel senso che la presenza dell'incentivo anticipa scelte di investimento che si sarebbero fatte comunque in un momento successivo. A fronte di questa ed altre evidenze analoghe altri studi trovano invece che gli incentivi sono efficaci (Gabriele *et al.*, 2007) oppure, anche laddove non lo siano pienamente, è facile che essi producano effetti positivi almeno sui soggetti più piccoli o deboli, ossia su quelle imprese maggiormente gravate dai fallimenti del mercato, per contrastare i quali l'intervento pubblico è posto in essere (limitandosi all'evidenza italiana: Bronzini e Iachini, 2010; Merito *et al.* 2010; Mariani *et al.*, 2012).

In questo studio si sono valutati gli effetti di due programmi di aiuti rimborsabili agli investimenti destinati rispettivamente alle PMI artigiane e industriali. Per questa ragione avremmo potuto concentrare l'attenzione, come ad esempio fanno Bronzini e De Blasio (2006), sugli effetti in termini di investimento e chiederci se esso è superiore a quello che le imprese sarebbero comunque state in grado di attivare nella situazione controfattuale senza incentivo. Purtroppo, la lacunosa disponibilità di dati di bilancio per le imprese beneficiarie dei due programmi, come anche per imprese simili non beneficiarie (si è spesso di fronte a società di persone o ditte individuali), ci avrebbe imposto di rinunciare a un'analisi estesa a tutti i beneficiari e di limitarci a considerare il solo sottoinsieme per cui erano disponibili sufficienti dati di bilancio.

La ratio ispiratrice dei due programmi, tuttavia, è che attraverso la realizzazione di investimenti le imprese crescano e si sviluppino. Infatti, i due programmi avevano come obiettivo quello di promuovere la realizzazione di un insieme di investimenti potenzialmente molto eterogeneo, ma in ogni caso funzionale alla realizzazione di processi di sviluppo aziendale. Per questa ragione abbiamo scelto di concentrarci su due variabili che potrebbero essere il risultato dei processi di investimento: gli addetti e il fatturato. Un ulteriore obiettivo di questa tipologia di programmi è spesso quello di aiutare le PMI a rimanere attive sul mercato, impedendone – o almeno ritardandone – la fuoriuscita. Pertanto, il terzo elemento preso in considerazione ha riguardato proprio la sopravvivenza delle imprese.

I risultati trovati ci portano a concludere che il programma di finanziamenti a tasso zero destinato alle imprese artigiane ha prodotto alcuni effetti positivi su addetti e fatturato, che hanno una sostenibilità nel tempo limitata a pochi anni. La fruizione dell'aiuto ha anche significativamente ridotto il rischio di uscita dal mercato delle imprese beneficiarie. Di tali effetti hanno goduto soprattutto quelle imprese che, per le loro caratteristiche strutturali o settoriali, si presentano come soggetti relativamente deboli. Questa circostanza ci porta a escludere che, in generale, il programma abbia fornito risorse che hanno meramente sostituito l'impiego, almeno da parte di queste imprese, di risorse proprie o altrimenti reperibili. Coerentemente con il fatto che questo tipo di programma sembra produrre i suoi benefici soprattutto su soggetti deboli, la fruizione di più finanziamenti in anni distinti si connette ad effetti di entità maggiore in termini di addetti, di fatturato e di sopravvivenza.

Il programma per le imprese industriali, essendo fruito da imprese leggermente più grandi, ha prodotto alcuni effetti positivi soprattutto sulla dimensione del fatturato e solo in misura minore sugli addetti; come nel caso precedente, la presenza dell'incentivo riduce il rischio di uscita dal mercato. Anche per le imprese industriali gli effetti positivi hanno interessato soprattutto le tipologie di soggetti che si trovano in condizioni di relativo svantaggio o debolezza nei confronti del mercato del credito, soprattutto a causa della loro opacità informativa (ditte individuali, società di persona, piccolissime imprese). Per le imprese di dimensioni maggiori, invece, non si può escludere che l'aiuto abbia almeno in parte sostituito l'impiego di capitali propri o di capitali reperibili sul mercato del credito.

## RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Achy-Brou, A.C., Frangakis, C.E., Griswold, M. 2010. Estimating treatment effects of longitudinal designs using regression models on propensity scores. *Biometrics* 66(3), 824-833.
- Bronzini, R., De Blasio, G. 2006. Evaluating the impact of investment incentives: The case of Italy's Law 488/1992. *Journal of Urban Economics* 60, 327-349.
- Bronzini, R., Iachini, E. 2010. Are incentives for R&D effective? Evidence from a regression discontinuity approach. Banca d'Italia, paper scaricabile: [http://www.bancaditalia.it/studiricerche/convegni/atti/Workshop\\_aiuti\\_impresa/bronzini.pdf](http://www.bancaditalia.it/studiricerche/convegni/atti/Workshop_aiuti_impresa/bronzini.pdf).
- Cox, D.R., Oakes, D. 1984. *Analysis of survival data*. Chapman & Hall: London.
- Dehejia, R.H., Wahba, S. 2002. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *Review of Economics and Statistics* 84(1), 151-161.
- Fewell, Z., Hernan, M.A., Wolfe, F., Tilling, K., Choi, H., Sterne, J.A.C. 2004. Controlling for time-dependent confounding using marginal structural models. *The Stata Journal* 4(4), 402-420.
- Gabriele, R., Zamarian, M., Zaninotto, E. 2007. Gli effetti degli incentivi pubblici agli investimenti industriali sui risultati di impresa: il caso del Trentino. *L'Industria* 27(2), 265-279.
- Gill, R., Robins, J.M. 2001. Causal inference for complex longitudinal data: The continuous case. *The Annals of Statistics* 29(6), 1785-1811.
- Heckman, J.J., Ichimura, H., Todd, P. 1997. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training program. *Review of Economic Studies* 64(4), 605-654.
- Hirano, K., Imbens, G., Rubin, D., Zhou, X. 2000. Assessing the effect of an influenza vaccine in an encouragement design. *Biostatistics* 1(1), 69-88.
- Holland, P.W. 1986. Statistics and causal inference (with discussion). *Journal of the American Statistical Association* 81(396), 945-970.
- Imai, K., van Dyk, D.A. 2004. Causal inference with general treatment regimes: Generalizing the propensity score. *Journal of the American Statistical Association* 99(467), 854-866.
- Imbens, G. 2000. The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika* 87(3), 706-710.
- Imbens, G.W., Wooldridge, J.M. 2009. Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature* 47(1), 5-86.
- Kalbfleisch, J.D., Prentice, R.L. 1980. *The Statistical Analysis of Failure Data*. John Wiley & Sons: Hoboken.
- Lechner, M. 2001. Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption. In Pfeiffer, F. and Lechner, M. (Eds.), *Econometric Evaluation of Labour Market Policies* (pp. 43-58). Heidelberg: Physica-Verlag.
- Lechner, M. 2009. Sequential causal models for the evaluation of labor market programs. *Journal of Business & Economic Statistics* 27(1), 71-83.
- Mariani, M., Mealli, F., Maitino, M.L. 2012. *Valutazione di impatto delle politiche di sostegno alla R&S per le piccole e medie imprese*, IRPET e-book n. 10.
- Merito, M., Giannangeli, S., Bonaccorsi, A. 2010. Do incentives to industrial R&D enhance research productivity and firm growth? Evidence from the Italian case. *International Journal of Technology Management* 49(1-3), 25-48.
- Robins, J.M. 1986. A new approach to causal inference in mortality studies with sustained exposure periods. Application to control of the healthy worker survivor effect. *Mathematical Modelling* 7, 1393-1512.
- Robins, J.M. 1993. Analytic methods for estimating hiv-treatment and cofactor effects, methodological issues in AIDS mental health research. In Ostrow, D.G. and Kessler, R.C. (Eds.), *AIDS Mental Health Research* (pp. 213-290). NY: Plenum Press.
- Robins, J.M. 1994. Correcting for non-compliance in randomized trials using structural nested mean models. *Communications in Statistics* 23(8), 2379-2412.
- Robins, J.M., Hernán, M.A., Brumback, B. 2000. Marginal structural models and causal inference in epidemiology. *Epidemiology* 11, 550-560.
- Rosenbaum, P., Rubin, D.B. 1983. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70(1), 41-55.
- Rosenbaum, P., Rubin, D.B. 1984. Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American Statistical Association* 79 (387), 516-524.
- Rubin, D.B. 1974. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology* 66(5), 668-701.
- Rubin, D.B. 1980. Comment on "Randomization analysis of experimental data: The Fisher randomization test" by D. Basu. *Journal of the American Statistical Association* 75(371), 591-593.

- Rubin, D. B. 1990. Neyman (1923) and causal inference in experiments and observational studies. *Statistical Science* 5(4), 472--480.
- Zajonc, T. 2010. Bayesian Inference for Dynamic Treatment Regimes: Mobility, Equity, and Efficiency in Student Tracking. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1689707> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1689707>.