



# INCENTIVI

**ALL'ASSUNZIONE GARANZIA GIOVANI**  
**Un'analisi valutativa.**

**MAGGIO 2021**



**UNIONE EUROPEA**

Fondo Sociale Europeo  
Investiamo nel tuo futuro



L'ANPAL – Agenzia nazionale per le politiche attive del lavoro – è stata istituita dal D.lgs. 150/2015 con lo scopo di coordinare la rete dei servizi per le politiche del lavoro, la gestione delle politiche attive del lavoro, di promuovere l'effettività dei diritti al lavoro, alla formazione e all'elevazione professionale, mediante interventi e servizi che migliorino l'efficienza del mercato. Tramite le proprie strutture di ricerca l'Agenzia svolge anche analisi, monitoraggio e valutazione delle politiche attive e dei servizi per il lavoro.

Presidente: Domenico Parisi

Direttore generale: Paola Nicastro

ANPAL

Via Fornovo, 8

00192 Roma

[www.anpal.gov.it](http://www.anpal.gov.it)

Il lavoro rientra nelle attività previste dal Piano triennale ANPAL realizzate dalla Struttura di ricerca e consulenza tecnico-scientifica I - Monitoraggio e valutazione dei servizi per l'impiego e delle politiche occupazionali (responsabile Paola Stocco).

Autore del testo: Enrico Toti.

Testo chiuso il 22 aprile 2021

I dati sono aggiornati al 31 dicembre 2019, salvo diversa indicazione.

Le opinioni espresse in questo lavoro impegnano la responsabilità degli autori e non necessariamente riflettono la posizione dell'Agenzia.

Alcuni diritti riservati [2021] [Anpal].

Quest'opera è rilasciata sotto i termini della licenza Creative Commons Attribuzione - Non commerciale.

Condividi allo stesso modo 4.0. Italia License.

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0>



ISSN 2724-5551

Collana Focus ANPAL

Valorizza gli avanzamenti periodici di monitoraggi e indagini e gli approfondimenti tecnici su iniziative e misure di politica attiva dell'Agenzia.

Prevede sotto-collane dedicate a temi specifici, quali: Garanzia Giovani in Italia, Incentivi per l'occupazione, Contratti di somministrazione, Metodologie e approfondimenti, Reddito di cittadinanza, Approfondimenti Covid-19.

Coordinamento editoriale: Orsola Fornara

## Contenuti

<b>Introduzione .....</b>	<b>5</b>
<b>PARTE I – Attuazione e analisi dei risultati .....</b>	<b>8</b>
I.1. L'analisi dell'attuazione: i giovani NEET assunti e le imprese beneficiarie .....	8
I.2. Principali risultati sulle imprese e sui giovani beneficiari.....	12
I.2.1 I saldi occupazionali delle imprese beneficiarie.....	12
I.2.2 La tenuta contrattuale ed occupazionale dei giovani NEET beneficiari.....	13
<b>PARTE II – Analisi degli effetti di medio lungo periodo dell'incentivo GAGI 2015. Un approccio controfattuale .....</b>	<b>19</b>
II.1. Gli effetti degli incentivi sulle imprese .....	19
II.1.1 Il disegno di valutazione.....	19
Approfondimento IIA.1 - Quale effetto si sta misurando? .....	21
II.1.2 Descrittive sulle variabili di risultato .....	24
II.1.3 Gli effetti sulle imprese trattate.....	26
Approfondimento IIA.2 – Imprese beneficiarie con un solo trattamento .....	33
Approfondimento IIA.3 – Saldi occupazionali ponderati per tipologia di orario di lavoro.....	35
II.2. Gli effetti sui giovani NEET .....	37
II.2.1 Il disegno di valutazione.....	37
II.2.2 Descrittive sulle variabili di risultato (prima del matching) .....	38
II.2.3 Gli effetti degli incentivi sui giovani NEET.....	42
<b>Aspetti conclusivi .....</b>	<b>50</b>
<i>Bibliografia .....</i>	<i>54</i>
<i>Nota Metodologica .....</i>	<i>55</i>
Campione bilanciato (par. II.1.1).....	55
Common trend e modello Difference-in-differences (par. II.1.3) .....	56
Modello PSM (par. II.2.3).....	61

## Introduzione<sup>1</sup>

Il presente lavoro approfondisce l'attuazione e i risultati degli incentivi occupazionali finanziati dal Programma Operativo Nazionale Iniziativa Occupazione Giovani (IOG) a titolarità di ANPAL. Il PON IOG, approvato nel 2014, rappresenta il principale strumento, sia finanziario che di governance, per l'attuazione del Piano Italiano sulla Garanzia Giovani (d'ora in avanti anche Piano) che accoglie la raccomandazione del Consiglio Europeo sull'istituzione della Youth Guarantee (YG)<sup>2</sup>. L'attuazione del Piano ha visto una prima fase di implementazione della governance con l'istituzione della Struttura di Missione, presieduta dal Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali (MLPS), con compiti di regia dell'attuazione del Piano e di un tavolo permanente per la gestione delle politiche attive tra ANPAL, Regioni e parti sociali. Nel pacchetto di misure previste dal Piano vi è l'incentivo occupazionale, ovvero un contributo finanziario o economico (decontribuzione) destinato alle imprese e legato all'assunzione di un giovane NEET iscritto al Programma Garanzia Giovani. Lo strumento, attivato nel 2015, ha avuto continui rifinanziamenti fino al 2019. Gli aspetti in comune tra le diverse forme di incentivazione sono:

- le assunzioni riguardano giovani NEET iscritti e presi in carico dal Programma Garanzia Giovani;
- le assunzioni coprono l'intero territorio nazionale, ad esclusione delle imprese con sede nella PA di Bolzano;
- l'incentivo è finanziato con risorse europee destinate alla IOG;
- la gestione operativa dello strumento è in capo all'Istituto nazionale di previdenza sociale (INPS).

Rispetto a queste caratteristiche, gli strumenti che si sono via via avvicinati dal 2015 al 2019, presentano alcuni aspetti normativi che li differenziano l'uno dall'altro.

La tavola sinottica che segue, riporta le principali caratteristiche dei diversi strumenti di incentivazione attuati nel quinquennio all'interno della Garanzia Giovani, suddivisi in tre gruppi:

- incentivo occupazionale GARanzia GIOvani (cd. bonus occupazionale o GAGI, e superbonus per la trasformazione dei tirocini), finanziato nei primi due anni, 2015 e 2016;
- incentivo Occupazione GIOvani (OGIO), finanziato nel 2017;
- incentivo NEET finanziato negli ultimi due anni di osservazione, 2018 e 2019.

Nella stessa tavola sinottica, le colonne riportano gli ambiti operativi dello strumento, così come sono disciplinati dai decreti attuativi di ANPAL e dalle circolari dell'INPS:

- applicabilità: definisce i contorni geografici e di tipologia di impresa per cui lo strumento è applicabile;
- rapporti di lavoro incentivati: definisce le tipologie di rapporto di lavoro (natura e durata) per cui è prevista la forma di incentivazione;
- importo finanziario/economico: definisce i criteri di determinazione dell'importo finanziario e/o economico legato all'assunzione;
- condizionalità: definisce i requisiti che l'impresa e il giovane NEET assunto devono soddisfare per l'ammissibilità al beneficio;
- coordinamento con altre forme di incentivazione: definisce i limiti di cumulabilità del beneficio finanziario con altre forme di incentivazione di cui l'impresa risulti già beneficiaria.

---

<sup>1</sup> Per le occasioni di incontro/confronto e supporto, si ringraziano i ricercatori del Centre for Research on Impact Evaluation (CRIE) - European Commission, Joint Research Centre (JRC), Competence Centre on Microeconomic Evaluation (CC-ME) - nell'ambito dell'iniziativa Quality Assurance Support (QAS). Un ringraziamento particolare alle colleghe Paola Stocco, Cristina Lion e Anna Maria Senatore per i preziosi suggerimenti per la revisione e l'organizzazione complessiva del testo.

<sup>2</sup> La Raccomandazione del Consiglio Europeo che istituisce la Garanzia per i Giovani è del 23 aprile 2013. L'obiettivo è sancito al punto 1: assicurare che tutti i giovani al di sotto dei 25 anni ricevano un'offerta di lavoro di buona qualità, un tirocinio, un apprendistato o un corso di istruzione/formazione, entro 4 mesi dall'ingresso nello stato di disoccupazione o di inattività (diverso da studente). In Italia la Garanzia è stata estesa ai giovani NEET fino a 29 anni.

Quadro sinottico incentivi occupazionali Garanzia Giovani, anni 2015-2019

	<b>Applicabilità</b>	<b>Forme contrattuali (*)</b>	<b>Importo (**)</b>	<b>Condizionalità (***)</b>	<b>Cumulabilità</b>
GAGI 2015-2016	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Datori lavoro privati</li> <li>• Assunzione giovani NEET iscritti a GG</li> <li>• Imprese intero territorio nazionale con esclusione Provincia Autonoma di Bolzano</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• tempo indeterminato (anche a scopo di somministrazione);</li> <li>• tempo determinato con durata pari o superiore a 6 mesi (anche a scopo di somministrazione)</li> <li>• apprendistato professionalizzante;</li> <li>• proroga di rapporti a termine di durata almeno pari a 6 mesi</li> </ul>	In funzione della classe di profilazione <sup>3</sup> e della tipologia contrattuale. Valore minimo 1500 euro Valore massimo 6.000 euro L'incentivo non spetta per contratti TD e profilazione bassa e medio-basso	<ul style="list-style-type: none"> <li>• regolarità adempimenti obblighi contributivi;</li> <li>• osservanza delle norme a tutela delle condizioni di lavoro;</li> <li>• rispetto degli accordi e dei contratti collettivi nazionali regionali, territoriali o aziendali,</li> <li>• alla circostanza che il relativo importo non superi i limiti complessivamente previsti per gli aiuti di stato cosiddetti "de minimis", ai sensi dei regolamenti comunitari in vigore</li> </ul> Deroga principio "de minimis": Assunzione comporta un incremento occupazionale netto (ION). L'incentivo	L'incentivo è cumulabile con altri incentivi all'assunzione di natura economica o contributiva non selettivi rispetto ai datori di lavoro o ai lavoratori. L'incentivo è, inoltre, cumulabile con altri incentivi all'assunzione di natura economica o contributiva aventi natura selettiva, nei limiti del 50 per cento dei costi salariali.
Superbonus 2016		Trasformazione Tirocini in rapporti: <ul style="list-style-type: none"> <li>• a tempo indeterminato (anche a scopo di somministrazione);</li> <li>• rapporti di apprendistato professionalizzante</li> </ul>	In funzione della classe di profilazione Valore minimo 3000 euro Valore massimo 12.000 euro	è applicabile qualora l'ION non si realizzi per: <ul style="list-style-type: none"> <li>• dimissioni volontarie;</li> <li>• invalidità;</li> <li>• pensionamento per limiti d'età;</li> <li>• riduzione volontaria orario di lavoro;</li> <li>• licenziamento per giusta causa.</li> </ul>	L'incentivo non è cumulabile con altri incentivi di natura economica o contributiva.
OGIO 2017		<ul style="list-style-type: none"> <li>• tempo indeterminato (anche a scopo di somministrazione);</li> <li>• tempo determinato con durata pari o superiore a 6 mesi (anche a scopo di somministrazione)</li> <li>• apprendistato professionalizzante;</li> </ul>	Importo commisurato ai contributi previdenziali del rapporto di lavoro (50%) Valore massimo: 4.030 per rapporti di lavoro a T.D; 8.060 rapporti di lavoro a T.I	Il requisito ION deve sussistere se il posto o i posti di lavoro occupati nei dodici mesi precedenti la nuova assunzione si siano resi vacanti a seguito di licenziamenti per riduzione di personale.	L'incentivo è cumulabile con l'incentivo strutturale all'occupazione giovanile stabile. Non è cumulabile con altri incentivi di natura economica o contributiva.
NEET 2018-2019		<ul style="list-style-type: none"> <li>• tempo indeterminato (anche a scopo di somministrazione);</li> <li>• apprendistato professionalizzante;</li> </ul>	Importo commisurato ai contributi previdenziali del rapporto di lavoro (50%), fino a massimo 8.060 euro		

(\*) Oltre a quanto riportato nel riquadro, l'incentivo è riconoscibile per i rapporti di lavoro subordinato instaurati in attuazione del vincolo associativo con una cooperativa di lavoro. Generalmente esso spetta anche se il rapporto di lavoro è a tempo parziale, con evidentemente una riduzione proporzionale del beneficio finanziario rispetto al tempo pieno. Inoltre sono escluse le forme contrattuali del lavoro intermittente, domestico e a prestazione accessoria.

(\*\*) Generalmente l'importo finanziario è usufruibile in 12 mensilità ed è autorizzato fino ad esaurimento delle risorse in funzione dell'ordine di ricezione delle domande pervenute all'INPS.

(\*\*\*) Oltre alle condizionalità riportate nel quadro sinottico ve ne sono altre specifiche dello strumento per la cui esplicitazione si rimanda alle corrispondenti circolari dell'INPS.

<sup>3</sup> Al momento della presa in carico nel Programma al giovane, sulla base di alcune caratteristiche di occupabilità (tra cui genere, esperienza prof.le, istruzione, territorio di residenza), viene associato un indice, variabile da 0 a 1, che identifica in una scala crescente il livello di difficoltà di inserimento occupazionale (da 0 bassa difficoltà, a 1 alta difficoltà). Sulla base del valore dell'indice di profiling il giovane viene quindi inserito in una delle quattro classi di profilazione: Bassa, Medio-bassa, Medio-Alta, Alta.

Gli incentivi Garanzia Giovani si inseriscono all'interno di un contesto dove, soprattutto a partire dal 2015, sono attivi altri strumenti di incentivazione all'assunzione con target che non si auto-escludono. Obiettivo comune dei vari strumenti di incentivazione è quello di stimolare la domanda di lavoro da parte delle imprese ovvero di facilitare il passaggio da forme contrattuali precarie (contratti a termine) a forme di lavoro stabili (tempo indeterminato). Anche gli incentivi Garanzia Giovani non sfuggono all'obiettivo di aumentare l'occupazione netta creata, sopportando inevitabilmente i costi indesiderati che questo tipo di politica comporta primo fra tutti il cd. *deadweight*, cioè incentivare rapporti di lavoro che si sarebbero instaurati comunque anche in assenza dell'incentivo. Tuttavia, nell'ambito della Garanzia Giovani, l'incremento occupazionale netto può non essere considerato come l'obiettivo prioritario, che invece è ravvisabile nella mission del Programma che nel caso della misura in esame consiste nel facilitare l'ingresso nel mondo del lavoro dei giovani NEET offrendo loro l'opportunità di lavori di qualità. Vengono così rilevati almeno altri due obiettivi di policy: orientare la domanda di lavoro verso un target specifico; garantire un lavoro di qualità al NEET.

Il presente lavoro non esaurisce tutte le domande di valutazione in merito ai diversi obiettivi di policy ora delineati. In particolare non vengono presentate analisi valutative specifiche per quel che concerne l'efficacia dello strumento nell'indirizzare la domanda di lavoro verso target che altrimenti difficilmente avrebbero trovato un'occupazione. Tuttavia, saranno presentate analisi che consentono di trarre osservazioni anche in relazione a questo aspetto, e che nella parte delle conclusioni del lavoro si tradurranno anche in suggerimenti.

Il documento si limita agli effetti del trattamento sui destinatari dell'intervento, ravvisando questi ultimi sia nelle imprese beneficiarie (parte II.3) che nei giovani NEET assunti (parte II.4). Per quanto riguarda l'impresa-Trattata gli effetti saranno misurati in termini dei saldi occupazionali netti fino a quattro anni successivi al trattamento. Per quanto riguarda invece il giovane-Trattato gli effetti saranno misurati rispetto alla qualità del rapporto di lavoro instaurato. L'analisi valutativa è preceduta da una parte descrittiva sull'attuazione delle misure di incentivazione Garanzia Giovani (parte I.1) e sui principali risultati che saranno poi oggetto di analisi valutativa (parte I.2). Chiude il lavoro il paragrafo sugli aspetti conclusivi.

## PARTE I – Attuazione e analisi dei risultati

### I.1. L'analisi dell'attuazione: i giovani NEET assunti e le imprese beneficiarie

Tra il 2015 e il 2019 sono stati oltre 219 mila i rapporti di lavoro incentivati per il tramite di un incentivo Garanzia Giovani (tavola I.1.1). L'86% dei rapporti di lavoro incentivati sono di natura stabile, a tempo indeterminato (TI), di apprendistato (APP nella tavola) o trasformazioni a tempo indeterminato di rapporti di lavoro a termine (TR). I rapporti a tempo determinato (TD) e le proroghe a tempo determinato di rapporti a termine (PR nella tavola) rappresentano l'ulteriore 14% dei rapporti di lavoro incentivati.

Tavola I.1.1 Istanze confermate per anno di avvio del rapporto di lavoro e tipologia di contratto

ANNO	TI	APP	TR	TD	PR	Totale
<i>valori assoluti</i>						
2015	20.467	7.304	650	1.708	311	30.440
2016	13.195	25.682	460	3.232	447	43.016
2017	12.785	34.427	6	21.542	3.449	72.209
2018	14.807	27.112	0	0	0	41.919
2019	12.211	19.974	0	0	0	32.185
<b>Totale</b>	<b>73.465</b>	<b>114.499</b>	<b>1.116</b>	<b>26.482</b>	<b>4.207</b>	<b>219.769</b>
<i>valori % di riga</i>						
2015	67,2	24,0	2,1	5,6	1,0	100,0
2016	30,7	59,7	1,1	7,5	1,0	100,0
2017	17,7	47,7	0,0	29,8	4,8	100,0
2018	35,3	64,7	0,0	0,0	0,0	100,0
2019	37,9	62,1	0,0	0,0	0,0	100,0
<b>Totale</b>	<b>33,4</b>	<b>52,1</b>	<b>0,5</b>	<b>12,0</b>	<b>1,9</b>	<b>100,0</b>

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati INPS

L'incentivo per l'annualità 2017 (cd. Occupazione Giovani) presenta il numero più alto di istanze con un maggior contributo dei rapporti di lavoro a tempo determinato (29,8%).

Fatta questa breve panoramica sul volume delle assunzioni incentivate in Garanzia Giovani nel quinquennio 2015-2019, l'interesse si sposta sulle caratteristiche dei NEET. Il confronto tra i giovani destinatari degli incentivi (INC) con l'insieme degli altri NEET presi in carico in Garanzia Giovani senza l'incentivo (NO\_INC), costituirà l'oggetto dell'analisi. È stato costruito un apposito peso con cui ponderare i giovani NO\_INC affinché per essi siano riprodotte le stesse proporzioni, per regione di presa in carico, osservate per i giovani destinatari dell'incentivo. L'utilizzo del peso consente di eliminare, nel confronto tra le due popolazioni, l'effetto territoriale lasciando alle altre variabili il compito di indicare la presenza di eventuali fattori di selezione dei giovani NEET alla misura dell'incentivo occupazionale.

Tutte le variabili prese in considerazione, età, titolo di studio, genere, cittadinanza e indice di profilazione<sup>4</sup>, mostrano differenze significative nei valori medi tra i giovani INC e NO\_INC (tavola I.1.2). Rispetto alla platea dei presi in carico, i giovani INC mostrano una più alta presenza della componente maschile rispetto a quella femminile: la percentuale delle donne nel gruppo INC è infatti inferiore di 6 punti percentuali rispetto al gruppo NO\_INC. Rispetto al livello di istruzione, gli assunti tramite incentivo sono maggiormente concentrati nel titolo di istruzione secondaria superiore: la percentuale di giovani con istruzione secondaria superiore nel gruppo INC è del 62,9% contro il 57,3% dei NO\_INC (+5,6 punti percentuali), mentre specularmente tra gli INC è più bassa sia la percentuale di giovani con livello di istruzione bassa (20,8% contro il 22,6% dei NO\_INC), sia la percentuale di giovani con titolo di istruzione terziaria (16,4% contro il 20,1% dei NO\_INC). Nel

<sup>4</sup> L'indice di profilazione rappresenta, da una scala crescente che va da 0 a 1 (da 0 a 100 su base 100), il livello di difficoltà di inserimento lavorativo del giovane NEET.



gruppo dei giovani INC la percentuale di cittadini di origine straniera è pari all'8%, 2,1 punti percentuali in meno della percentuale che si osserva tra i NO\_INC. Infine, ed è questo il dato di sintesi più efficace, il gruppo degli INC presenta un valore medio dell'indice di profiling (su base 100) pari a 53,3 inferiore di ben 7,2 punti percentuali rispetto a quello dei NO\_INC.

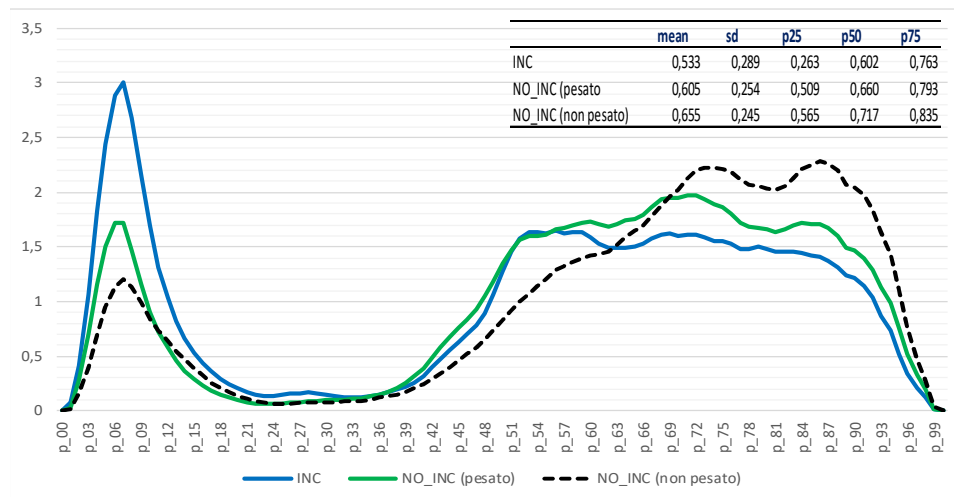
Tavola I.1.2 Differenza in media secondo alcune caratteristiche tra INC e NO\_INC (dati pesati)

Variabile	average		Diff	Std. error	P> t
	INC	NO_INC			
Donne	0,418	0,479	-0,060	0,001	0,000 ***
Età registrazione GG	22,871	22,611	0,261	0,008	0,000 ***
Titolo di studio basso	0,208	0,226	-0,019	0,001	0,000 ***
Titolo di studio medio	0,629	0,573	0,056	0,001	0,000 ***
Titolo di studio alto	0,164	0,201	-0,037	0,001	0,000 ***
Origine straniera	0,080	0,101	-0,021	0,001	0,000 ***
Probabilità profiling	0,533	0,605	-0,072	0,001	0,000 ***

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS

La distribuzione dell'indice di profilazione mette ben in evidenza il duplice effetto di selezione (figura I.1.1): l'effetto territoriale dovuto al fatto che alcune regioni hanno stanziato più risorse nella misura dell'incentivo rispetto ad altre; l'effetto del grado di occupabilità del giovane assunto. Il primo si riflette nel confronto tra le distribuzioni dell'indice di profilazione dei giovani NO\_INC con e senza ponderazione. Il secondo effetto si riflette invece nella differenza tra le distribuzioni dell'indice di profilazione tra i giovani INC e i giovani NO\_INC, quest'ultimi pesati per tenere conto della componente territoriale.

Figura I.1.1 Distribuzione dell'indice di profilazione per i giovani INC, NO\_INC. Dati pesati e non pesati.



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS

Tra le variabili del modello di calcolo dell'indice di profiling, quella che più di altre mostra un potere predittivo rispetto all'appartenenza all'uno o all'altro gruppo, INC e NO\_INC, è la condizione occupazionale rilevata nell'anno precedente: gli assunti tramite incentivo hanno mediamente avuto più esperienze lavorative rispetto alla restante parte di giovani presi in carico, testimoniata sia dalla più alta percentuale di giovani che erano occupati nell'anno precedente, che dalla più bassa percentuale di giovani che nell'anno precedente si dichiaravano studenti (tavola I.1.3).

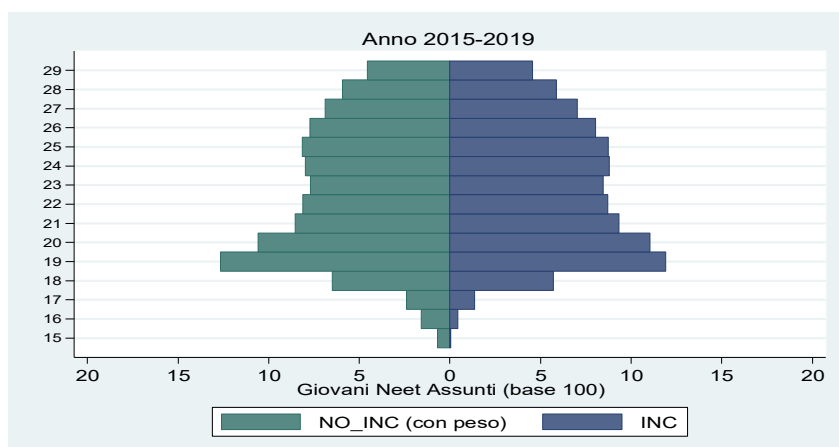
Tavola I.1.3 Distribuzione (%) per condizione occupazionale nei dodici mesi precedenti l'iscrizione

	NO_INC	INC
Occupato	14,2	24,9
In cerca nuova occupazione	23,9	25,2
In cerca prima occupazione	23,6	19,4
Studente	31,6	25,0
Altro inattivo	6,7	5,5
	100,0	100,0

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS

Per quanto riguarda l'età, calcolata alla data di registrazione al Programma Garanzia Giovani, la differenza nei valori medi tra i giovani INC e NO\_INC è di appena 0,26 anni: 22,87 anni per i NO\_INC contro 22,61 per i giovani INC (figura I.1.2). L'osservazione della distribuzione per età mostra, però, differenze sensibili tra INC e NO\_INC tra gli under 25: nella fascia 15-19 anni ricade il 23,8% dei giovani NO\_INC contro il 19,4% dei giovani INC; nella fascia 20-24 anni le proporzioni si invertono con il 42,9% dei NO\_INC contro il 46,3% per gli INC. Nella fascia dei più adulti 25-29 anni vi è omogeneità tra i due gruppi.

Figura I.1.2 Distribuzione (base 100) per età



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS

Spostando l'attenzione dai giovani NEET alle imprese beneficiarie, il numero di queste che nel quinquennio hanno beneficiato dell'incentivo Garanzia Giovani sono poco meno di 103 mila, e circa 19 mila (il 18,5%) lo hanno utilizzato in più annualità (tavola I.1.4).

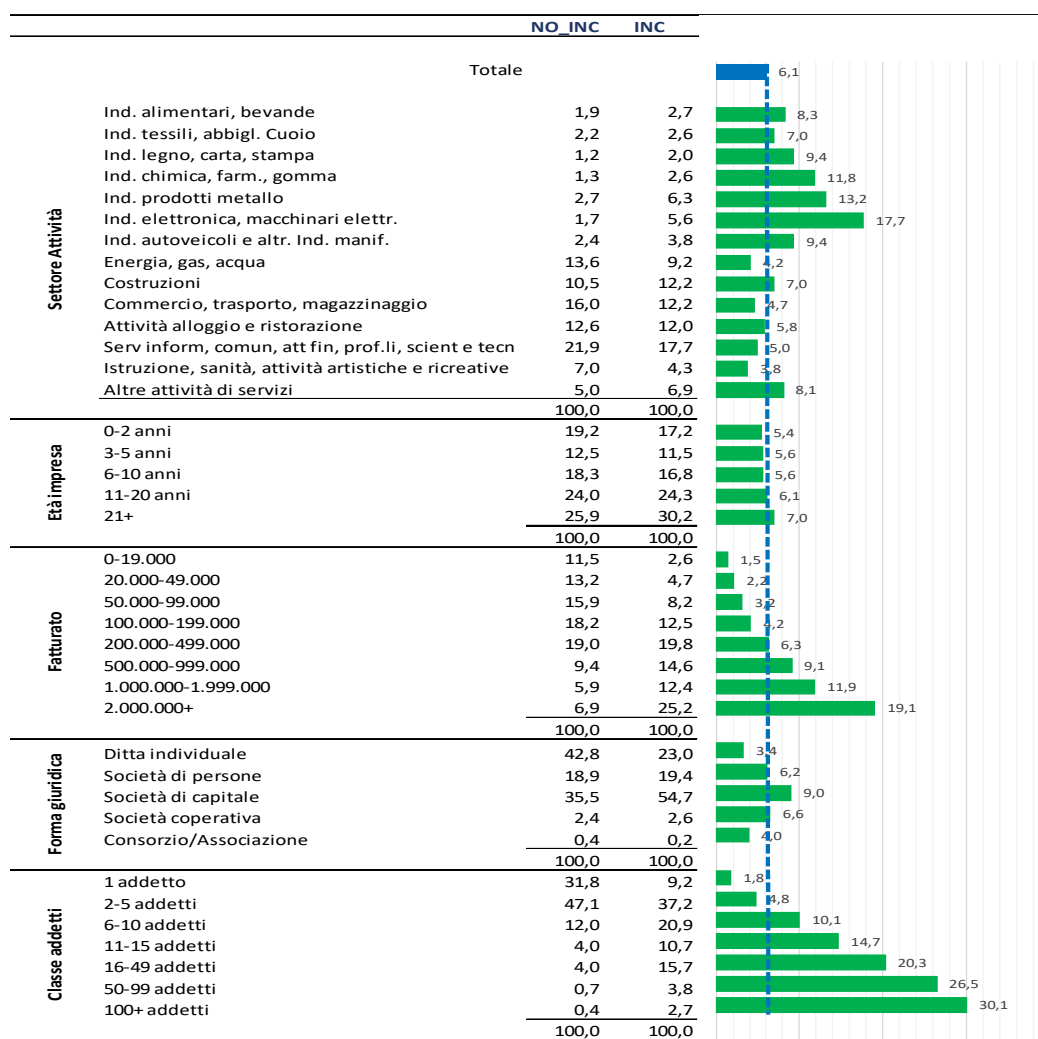
Tavola I.1.4 Imprese beneficiarie per numero di annualità di utilizzo dello strumento nel quinquennio

Numero annualità	N. imprese	%
1 annualità	83.774	81,5
2 annualità	14.118	13,7
3 annualità	3.651	3,6
4 annualità	999	1,0
5 annualità	283	0,3
	<b>102.825</b>	<b>100,0</b>

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati INPS

D'ora in avanti, per semplificare la scrittura, si indicherà con INC il gruppo delle imprese che hanno beneficiato di uno o più incentivi Garanzia Giovani nel quinquennio considerato, e con NO\_INC le imprese che nello stesso quinquennio non hanno beneficiato dello strumento. In particolare sia le imprese INC che le imprese NO\_INC sono state selezionate dall'archivio delle imprese attive ASIA-ISTAT nell'annualità 2016 con la condizione che le stesse abbiano avuto almeno un'attivazione di un contratto di lavoro nel triennio 2014-2016<sup>5</sup>. Rispetto allo stock di imprese analizzato, il numero di imprese INC rappresenta il 6,1% del totale (figura I.1.3). Esiste una chiara relazione positiva tra il tasso di propensione<sup>6</sup> e la dimensione dell'azienda, quest'ultima sia se considerata in termini del fatturato che del numero degli addetti. In particolare per le imprese con più di 50 addetti, oltre 1 impresa su 4 ha utilizzato l'incentivo Garanzia Giovani nel quinquennio 2015-2019. Non sembra invece esservi una relazione tra l'incidenza e l'età dell'impresa, benché tra le più giovani (5,4%) e le più anziane (7,0%) si osservi uno scarto di 1,6 punti percentuali. L'incidenza varia molto in considerazione dei settori di attività dell'impresa. In generale i tassi di incidenza più elevati si riscontrano nel settore industriale, mentre inferiori alla media sono i tassi di incidenza nel settore del commercio e dei servizi collegati alle attività produttive.

Figura I.1.3 Distribuzione (base 100) delle imprese INC e NO\_INC secondo alcune caratteristiche dell'impresa, e tassi di propensione delle imprese INC



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

<sup>5</sup> Sono circa 1,9 milioni le imprese così selezionate.

<sup>6</sup> La propensione è definita come il rapporto tra le imprese richiedenti e le imprese complessive di riferimento. Tale rapporto viene calcolato in relazione a specifiche caratteristiche delle imprese.

## I.2. Principali risultati sulle imprese e sui giovani beneficiari

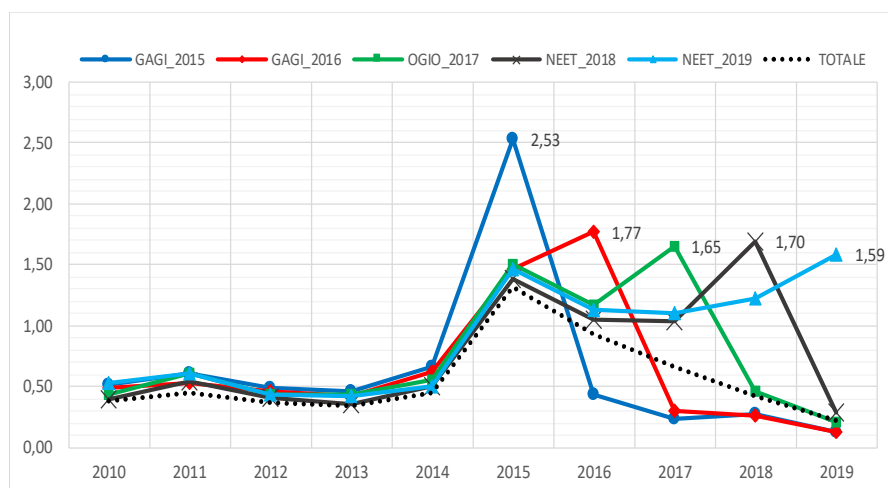
### I.2.1 I saldi occupazionali delle imprese beneficiarie

Uno degli outcome oggetto di specifica analisi valutativa nel capitolo successivo è rappresentato dal saldo occupazionale medio annuale delle imprese. Per ciascuna impresa il saldo è calcolato come differenza tra il numero di attivazioni e il numero di cessazioni intervenute nell'unità temporale di analisi. Nel presente paragrafo le imprese richiedenti vengono analizzate distintamente secondo cinque raggruppamenti, non autoescludentesi<sup>7</sup>, ciascuno dei quali identifica l'annualità di riferimento dell'incentivo.

Rispetto all'andamento del saldo medio occupazionale, l'anno 2015 rappresenta un'annualità particolare in cui si assiste ad un picco generalizzato in tutti i gruppi di imprese e, come avremo modo di vedere nel capitolo successivo, questo comportamento riguarderà anche le imprese NO\_INC. L'effetto combinato "anno 2015" e "incentivo GAGI 2015" ha prodotto per il 2015 un saldo occupazionale medio particolarmente elevato, pari a 2,53 unità (figura I.2.1).

Nelle altre annualità, le imprese beneficiarie degli incentivi Garanzia Giovani mostrano un picco del saldo occupazionale medio, nell'anno di riferimento dell'incentivo, sostanzialmente costante con valori che oscillano tra 1,6 e 1,8 unità.

Figura I.2.1 Saldo occupazionale medio delle imprese beneficiarie di incentivi Garanzia Giovani<sup>8</sup>.



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Simile, per le diverse annualità dell'incentivo, è anche il comportamento che si osserva nel saldo occupazionale medio negli anni immediatamente precedenti e successivi al trattamento. Infatti, subito dopo il trattamento il saldo occupazionale medio scende a livelli anche inferiori rispetto a quelli osservati prima del 2015, pur se con valori positivi. Mentre negli anni precedenti all'utilizzo dell'incentivo, nelle annualità 2016-2019, le imprese mostrano saldi occupazionali medi decisamente più elevati rispetto a quelli pre-2015 con ciò evidenziando un legame positivo tra la richiesta dell'incentivo e un trend di crescita positivo del saldo occupazionale pre-trattamento.

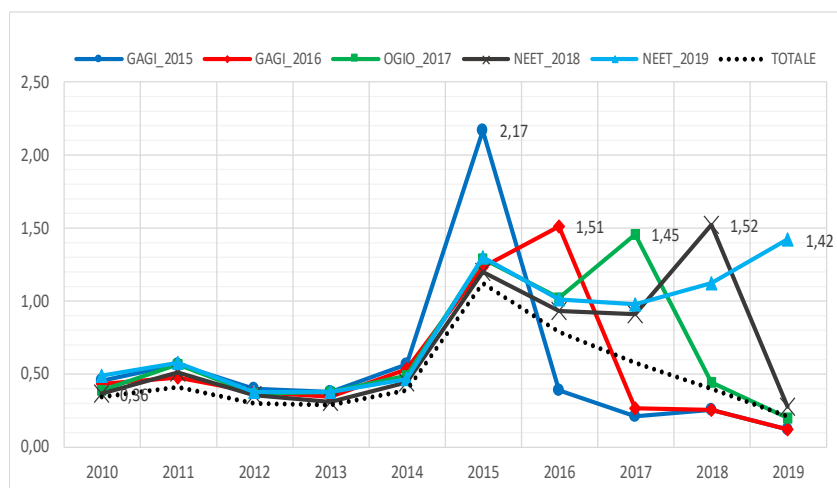
Sin qui l'analisi ha riguardato il saldo occupazionale come differenza tra numero di attivazioni e di cessazioni. Si considererà ora una misura ponderata del saldo occupazionale che tenga conto della tipologia di orario di lavoro, a tempo parziale o a tempo pieno, del singolo rapporto di lavoro attivato

<sup>7</sup> Una stessa impresa può cioè appartenere a più di un raggruppamento qualora essa abbia usufruito di incentivi all'assunzione Garanzia Giovani in più annualità.

<sup>8</sup> Il fatto che la linea che rappresenta il totale si trovi al di sotto di tutte le altre linee non è un'anomalia. Le linee che identificano gli incentivi nei diversi anni, ricomprendono infatti tutte le imprese che in quell'anno specifico hanno assunto per il tramite dell'incentivo e, per quanto detto nella nota precedente, una stessa impresa può comparire su più linee poiché beneficiaria di più di una forma di incentivo. La linea tratteggiata del totale, invece, conta ciascuna impresa una sola volta.

o cessato. Si attribuirà un peso unitario per i rapporti di lavoro a tempo pieno, e un peso pari a 0,6 per i rapporti a tempo parziale. L'effetto della ponderazione si traduce in un abbassamento del livello del saldo occupazionale medio. Questo abbassamento è però più netto negli anni 2010-2014 precedenti all'avvio dell'incentivazione (figura I.2.2).

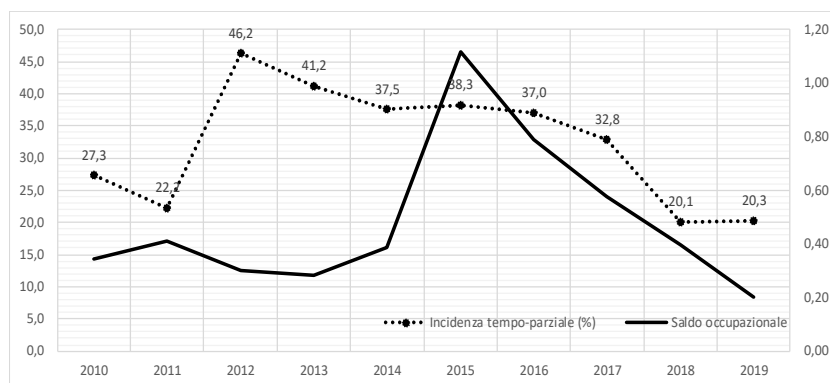
Figura I.2.2 Saldo occupazionale medio ponderato delle imprese beneficiarie di incentivi Garanzia Giovani



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

In particolare, l'incidenza del tempo parziale nei saldi occupazionali è massima nel 2012 dove oltre il 46% delle nuove assunzioni sono a tempo parziale. Dal 2015 al 2017 l'incidenza del lavoro a tempo parziale sui saldi occupazionali scende gradualmente dal 38% al 32,8%. Negli ultimi due anni di osservazione l'incidenza sui saldi occupazionali è pari al 20%, ma questo è diretta conseguenza di un forte ridimensionamento del valore del saldo occupazionale medio che in questi due anni assume i valori più bassi dell'intero decennio analizzato (figura I.2.3).

Figura I.2.3 Incidenza (%) del lavoro a tempo parziale



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

### I.2.2 La tenuta contrattuale ed occupazionale dei giovani NEET beneficiari

In questo paragrafo l'attenzione sui risultati si sposta dalle imprese beneficiarie ai giovani NEET assunti per il tramite degli incentivi Garanzia Giovani. Gli indicatori di risultato misurati sono:

- tenuta contrattuale del rapporto incentivato misurata a 12, 18, 24 e 36 mesi dall'avvio (d'ora in avanti anche TC);

- tenuta occupazionale del giovane NEET misurata a 12, 18, 24 e 36 mesi dall'avvio (d'ora in avanti anche TO);
- dimissioni volontarie al trascorrere del tempo t dall'avvio del rapporto di lavoro (d'ora in avanti anche DV).

Il primo indicatore misura la quota di rapporti di lavoro incentivati che rimangono attivi dopo t-mesi dall'avvio, ed è quello più direttamente collegato all'efficacia dell'incentivo nel garantire una stabilità lavorativa al giovane assunto. Il secondo indicatore misura la quota di giovani NEET che hanno un'occupazione, non necessariamente la stessa che ha dato luogo al rapporto incentivato, dopo t-mesi dall'avvio del rapporto incentivato. Questo indicatore ingloba il primo, aggiungendo ad esso informazioni sulla capacità di ri-occupabilità di chi ha perso, indipendentemente dalla causa, il rapporto di lavoro incentivato. L'ultimo indicatore rappresenta un collante tra i primi due, e può ritenersi una *proxy* della qualità dell'occupazione incentivata, in una relazione inversa: più è alto il tasso DV meno *soddisfacente* è il lavoro che si lascia, e questo è tanto più vero quanto più breve è il tempo che intercorre tra l'avvio del rapporto di lavoro e le dimissioni.

Prima di iniziare con le analisi degli indicatori è bene ricordare che il punto di osservazione della presente analisi è il 31 dicembre 2019. Questo vuol dire che: verranno esclusi gli incentivi del 2019; i risultati misurati a 18, 24 e 36 mesi escluderanno le annualità 2018 e 2019; i risultati a 36 mesi escluderanno anche gli incentivi dell'annualità 2017 (quadro I.2.1).

Quadro I.2.1 Annualità degli incentivi presi in considerazione nelle analisi dei risultati valutati a t-mesi dall'avvio

	12m	18m	24m	36m
2015	x	x	x	x
2016	x	x	x	x
2017	x	x	x	
2018	x			

Ogni cento rapporti di lavoro avviati tramite incentivo Garanzia Giovani, 71,7 sono ancora in essere a 12 mesi di distanza (tavola I.2.1). Ampliando il periodo di osservazione, la TC si riduce al 60,3% a 18 mesi, al 52,8% a 24 mesi, fino ad arrivare al 45,4% a 36 mesi. La tenuta contrattuale è, come lecito attendersi, più elevata nel caso in cui il rapporto di lavoro incentivato sia di natura stabile, a tempo indeterminato o di apprendistato.

Tavola I.2.1 Tassi di tenuta contrattuale a t-mesi di distanza dall'avvio del rapporto incentivato

	12 mesi	18 mesi	24 mesi	36 mesi
TI_APP	75,6	66,3	58,6	47,1
TD	45,3	35,2	28,5	25,5
<b>Totale</b>	<b>71,7</b>	<b>60,3</b>	<b>52,8</b>	<b>45,4</b>

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Considerando il numero di quanti risultano occupati a t-mesi dall'avvio del rapporto di lavoro incentivato, cioè indipendentemente dal fatto che l'occupazione sia in essere con lo stesso rapporto di lavoro o altro rapporto, i tassi TO a 12 mesi superano l'86% per scendere gradualmente al 76,3% a 36 mesi di distanza. Rispetto al tasso TC, si riduce sensibilmente la forbice osservata rispetto alla tipologia di contratto del rapporto incentivato: a 36 mesi il tasso TO di quanti avevano un contratto incentivato a tempo determinato è pari al 74,3% inferiore di appena 2 punti percentuali a quello che si osserva tra i contratti di lavoro stabile (tavola I.2.2).

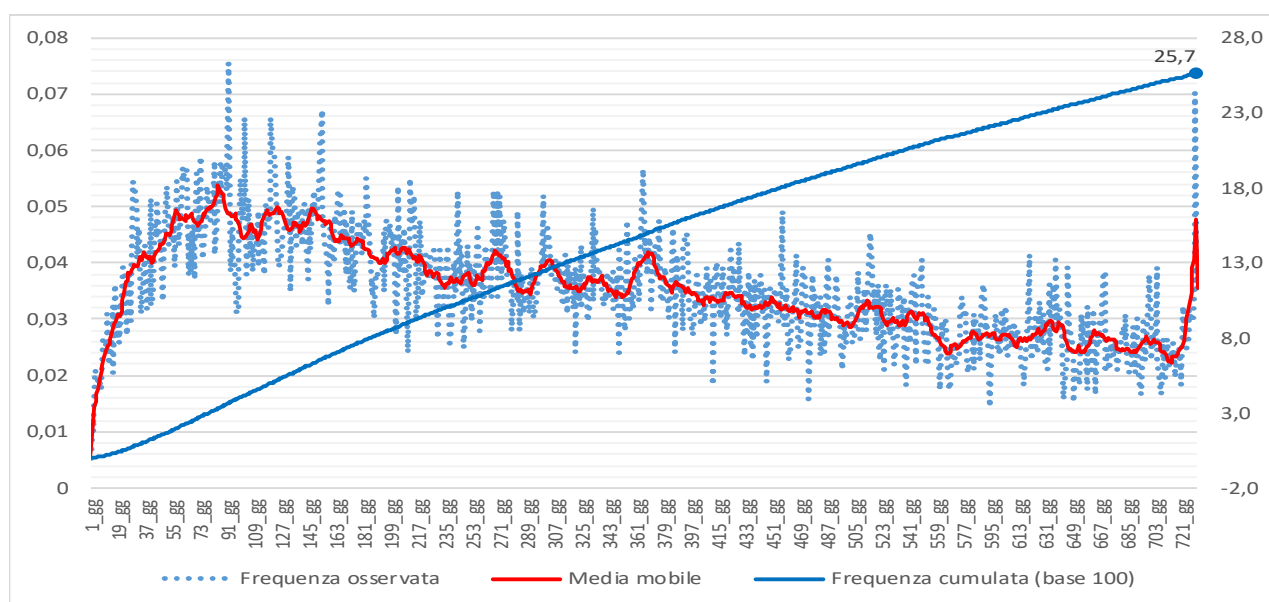
Tavola I.2.2 Tassi di tenuta occupazionale a t-mesi di distanza dall'avvio del rapporto incentivato

	12 mesi	18 mesi	24 mesi	36 mesi
TI_APP	87,6	84,0	81,8	76,4
TD	76,3	76,3	75,7	74,3
<b>Totale</b>	<b>86,1</b>	<b>82,5</b>	<b>80,6</b>	<b>76,3</b>

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

A 24 mesi di distanza dall'avvio del contratto di lavoro circa il 25,7% dei contratti termina per dimissioni del lavoratore (figura I.2.4). Per altro, il numero delle dimissioni giornaliere cresce esponenzialmente nei primi 3 mesi di contratto (90 giorni), per poi scendere progressivamente.

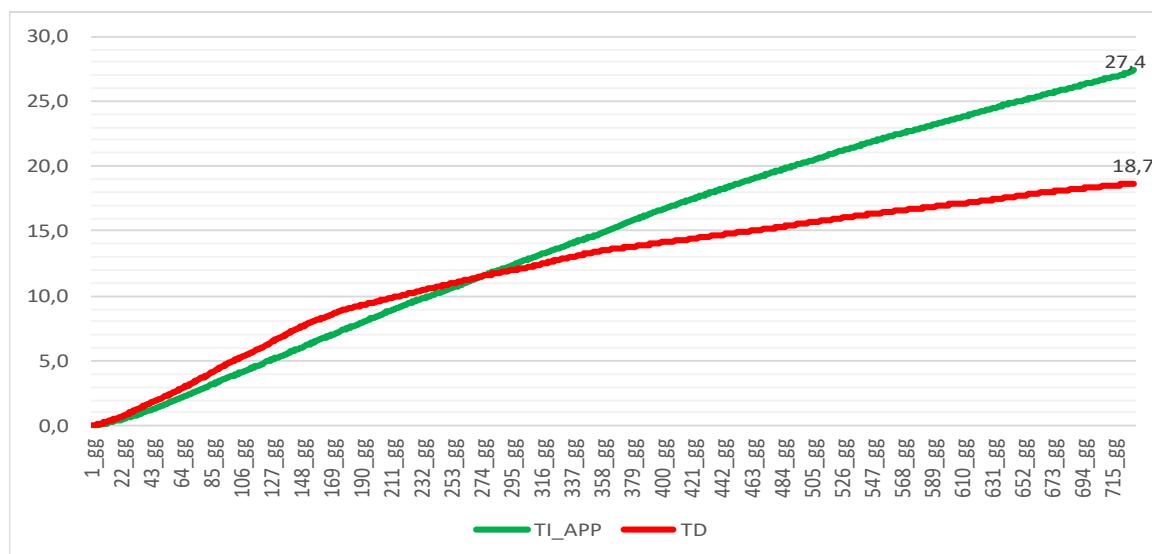
Figura I.2.4 Tasso di dimissioni volontarie nei due anni successivi all'avvio del rapporto di lavoro incentivato al trascorrere dei giorni



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Questo comportamento è dovuto principalmente alla componente a tempo determinato, mentre il numero delle dimissioni per i rapporti di lavoro stabile presenta un andamento più lineare e costante (figura I.2.5). Infatti, nei primi 18 mesi il tasso di dimissioni nei rapporti di lavoro a tempo determinato è più alto rispetto a quello a tempo indeterminato. Dal 18-esimo mese il rapporto si inverte. A 36 mesi il tasso di dimissioni per i rapporti di lavoro stabili raggiunge il 27,4%, mentre per il lavoro a tempo determinato arriva al 18,7%.

Figura I.2.5 Tasso di dimissioni volontarie nei due anni successivi all'avvio del rapporto di lavoro incentivato per tipologia di rapporto di lavoro



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Poiché il complemento a 100 del tasso di tenuta contrattuale rappresenta la percentuale delle cessazioni del rapporto di lavoro incentivato, allora il rapporto tra il tasso di dimissioni volontarie e le cessazioni complessive dà conto del peso della componente volontaria del lavoratore sulla cessazione del contratto.

Limitando l'attenzione alla fotografia scattata dopo 24 mesi dall'avvio del contratto, le dimissioni volontarie rappresentano il 54,4% delle cessazioni complessive (tavola I.2.3). Questo rapporto cambia notevolmente rispetto alla tipologia di contratto di lavoro: per i contratti di lavoro stabili, 2 contratti di lavoro cessati ogni 3 (66,2%) hanno come causa le dimissioni del lavoratore; tra i contratti a tempo determinato il rapporto si riduce ad 1 contratto cessato ogni 4 (25,2%).

A livello regionale si incontrano molte differenze rispetto ai risultati osservati. In parte questo aspetto è legato alle differenze di contesto per cui in generale nelle regioni del Mezzogiorno i tassi di TC e TO sono inferiori a quelli delle regioni centro-settentrionali, e in parte dovuti al differente rapporto tra contratti stabili e contratti a tempo determinato: la regione Piemonte e la regione Sardegna hanno il rapporto tra contratti stabili e a tempo determinato sensibilmente più bassi rispetto a quello delle altre regioni, da qui anche il tasso di TC più basso, soprattutto nel caso della Sardegna. Non si riscontrano invece differenze, rispetto alla batteria di indicatori considerati, per quel che attiene la variabile di genere.



Tavola I.2.3 Principali indicatori rilevati a 24 mesi dall'avvio del contratto secondo alcune caratteristiche del lavoratore e del lavoro

	Tenuta contrattuale	Tenuta occupazionale	Saturazione nei 2 anni	Dimissioni volontarie	% dimissioni volontarie su cessazioni	% rapporti stabili (TI, APP)
Totale	52,8	80,6	87,3	25,7	54,4	80,6
TI, APP	58,6	81,8	88,7	27,4	66,2	
TD	28,5	75,7	81,6	18,7	26,2	
Uomini	52,5	81,7	87,9	26,3	55,3	81,0
Donne	53,0	79,1	86,6	25,0	53,3	79,1
15-18 anni	54,3	81,2	87,0	27,7	60,6	86,0
19-24 anni	52,6	80,6	87,1	26,1	55,0	81,0
25-29 anni	52,7	80,5	87,7	24,8	52,4	79,1
Fino licenza media	45,3	73,4	82,3	27,4	50,1	81,1
Istr. second superiore	53,7	81,2	87,7	25,1	54,2	80,8
Istr. Terziaria	58,2	86,9	91,7	26,1	62,3	79,5
Citt. Italiano	53,0	80,7	87,3	25,8	54,9	80,8
Citt. Straniero	50,2	79,4	86,9	24,7	49,5	78,1
Piemonte	51,2	83,9	89,1	25,5	52,2	69,0
Valle d'Aosta	55,6	82,6	84,9	22,2	50,0	89,1
Lombardia	59,4	88,1	92,5	24,6	60,5	77,9
Trento	49,6	83,7	88,4	27,8	55,2	77,5
Veneto	53,1	86,7	90,6	27,8	59,2	77,4
Friuli Venezia Giulia	50,8	84,4	89,1	27,9	56,7	78,5
Liguria	53,5	81,3	87,1	23,3	50,1	83,4
Emilia-Romagna	55,7	85,6	90,6	26,2	59,1	82,8
Toscana	54,3	84,4	89,1	23,2	50,7	81,2
Umbria	60,1	85,2	89,5	22,2	55,7	86,6
Marche	53,9	83,3	88,5	22,8	49,5	80,7
Lazio	49,6	76,2	85,0	26,8	53,2	84,4
Abruzzo	51,9	77,8	85,8	23,3	48,4	80,3
Molise	45,1	72,3	80,7	29,9	54,5	79,1
Campania	39,8	66,6	77,0	29,1	48,3	80,4
Puglia	53,4	75,2	84,2	28,6	61,5	92,0
Basilicata	54,4	74,8	84,7	22,1	48,4	86,3
Calabria	50,4	68,2	80,8	26,3	52,9	90,1
Sicilia	50,9	68,1	82,0	26,6	54,1	91,5
Sardegna	37,8	66,1	75,0	22,4	36,0	66,4

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Rispetto alle caratteristiche principali delle imprese<sup>9</sup> beneficiarie dell'incentivo, i tassi di TC più elevati si osservano per le imprese più mature (oltre 10 anni di vita nel 2016), di grande dimensione (sia in termini di fatturato che di addetti), nei settori dell'industria (tavola I.2.4). Tra i settori con il più basso tasso di tenuta contrattuale vi è il settore relativo alle attività di alloggio e di ristorazione.

<sup>9</sup> Consideriamo l'insieme delle imprese attive al 2016 che trovano copertura nell'archivio ISTAT ASIA. Rispetto al totale dei giovani NEET assunti tra il 2015 e il 2017, il numero si riduce di circa l'8,7%, passando dagli oltre 132 mila agli oltre 114 mila.

Tavola I.2.4 Principali indicatori rilevati a 24 mesi dall'avvio del contratto secondo alcune caratteristiche dell'impresa

	Tenuta contrattuale	Tenuta occupazionale	Saturazione nei 2 anni	Dimissioni volontarie	% dimissioni volontarie su cessazioni
<b>Settore attività</b>					
Ind. alimentari, bevande	56,2	79,6	87,2	25,1	57,3
Ind. tessili, abbigl. Cuoio	61,7	85,1	90,6	23,2	60,6
Ind. legno, carta, stampa	66,1	86,2	91,3	19,2	56,8
Ind. chimica, farm., gomma	68,7	90,7	94,1	18,2	58,2
Ind. prodotti metallo	64,9	89,1	93,3	22,5	64,1
Ind. elettronica, macchinari elettr.	68,3	91,6	94,5	20,7	65,4
Ind. autoveicoli e altr. Ind. manif.	64,6	88,0	92,4	21,0	59,4
Energia, gas, acqua	52,5	79,6	86,7	27,0	56,9
Costruzioni	63,3	85,5	91,1	22,0	59,8
Commercio, trasporto, magazzinaggio	53,7	78,9	86,9	25,9	55,9
Attività alloggio e ristorazione	32,9	66,8	76,6	36,6	54,6
Serv inform, comun, att fin, prof.li, scient e tec	59,8	84,7	90,6	24,5	61,1
Istruzione, sanità, attività art e ricreat	54,2	79,2	86,8	24,4	53,4
Altre attività di servizi	54,8	78,0	86,4	27,8	61,4
<b>Età impresa</b>					
0-2 anni	43,0	71,9	81,7	32,7	57,4
3-5 anni	48,5	76,3	84,7	29,6	57,5
6-10 anni	53,0	79,7	87,1	27,5	58,4
11-20 anni	58,6	83,3	89,2	24,4	59,0
21+	63,8	87,0	91,4	20,7	57,3
<b>Fatturato</b>					
0-19.000	33,5	63,3	75,6	32,3	48,6
20.000-49.000	41,7	66,6	79,4	31,9	54,7
50.000-99.000	45,4	70,6	81,6	32,0	58,7
100.000-199.000	48,2	74,4	83,4	30,1	58,1
200.000-499.000	50,0	77,6	85,6	29,2	58,5
500.000-999.000	53,2	81,2	87,5	27,6	58,9
1.000.000-1.999.000	57,0	84,2	89,2	25,7	59,8
2.000.000+	65,3	88,5	92,6	20,0	57,8
<b>Forma giuridica</b>					
Ditta individuale	47,9	73,8	83,6	29,8	57,2
Società di persone	53,1	79,8	86,5	27,4	58,3
Società di capitale	58,2	83,6	89,2	24,4	58,4
Società cooperativa	50,1	77,2	86,3	26,6	53,3
Consorzio/Associazione	61,3	86,7	91,4	21,0	54,3
<b>Classe addetti</b>					
1 addetto	40,6	70,9	80,3	32,8	55,2
2-5 addetti	49,9	75,2	84,4	28,9	57,6
6-10 addetti	53,6	80,5	87,3	27,6	59,5
11-15 addetti	56,8	83,1	89,1	25,7	59,6
16-49 addetti	59,5	85,6	90,3	23,3	57,6
50-99 addetti	63,4	87,6	91,9	20,9	57,0
100+ addetti	69,5	90,5	93,8	17,4	57,2

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

## **PARTE II – Analisi degli effetti di medio lungo periodo dell’incentivo GAGI 2015. Un approccio controfattuale**

In questa parte si analizzano gli effetti, di medio e di lungo periodo, degli incentivi all’assunzione Garanzia Giovani 2015 (d’ora in avanti anche indicato con GAGI 2015) sulle imprese che ne hanno beneficiato e sui giovani assunti. Lo strumento, il trattamento, si presta in effetti ad essere inquadrato ed analizzato secondo queste due tipologie di destinatari o di unità in trattamento: le imprese e i giovani NEET. Il capitolo tratterà separatamente le due casistiche per poi sintetizzare congiuntamente i principali risultati emersi nel paragrafo dedicato agli aspetti conclusivi dell’analisi.

### **II.1. Gli effetti degli incentivi sulle imprese**

#### **II.1.1 Il disegno di valutazione**

Il focus di questo paragrafo è quello di descrivere ed analizzare i risultati utili per poter fornire elementi di risposta a domande del tipo: qual è stato l’impatto degli incentivi GAGI 2015 nel medio lungo periodo sui livelli occupazionali delle imprese che ne hanno beneficiato? L’orizzonte temporale si spinge fino a quattro anni dopo il trattamento, ovvero alla fine del 2019. Le risposte alla domanda di valutazione appena formulata sono collegate ad un’altra domanda, che potremmo considerare a monte di tutto il processo valutativo: perché l’impresa decide di assumere? E quindi, come agisce l’introduzione dell’incentivo su questo processo decisionale?

Ogni impresa è un *agente* che si trova ad operare in un mercato insieme ad altre imprese-agenti. Ogni agente cerca di massimizzare una propria funzione di utilità, non necessariamente collegata ad un profitto di breve periodo, e dispone di determinate caratteristiche che, in un dato contesto di tempo e spazio, lo pongono in una determinata posizione rispetto alla capacità di effettuare delle scelte. Ci si può spingere oltre con la teoria economica, e complicare il modello introducendo aspetti legati ai cosiddetti fallimenti del mercato, come la presenza di asimmetrie informative, posizioni dominanti ed altre situazioni. Questo esula dagli scopi del lavoro, e volendo circoscrivere il campo di azione all’interno di un mercato perfetto, le scelte che l’agente si trova a dover decidere possono dipendere da più fattori:

- il contesto, temporale e territoriale, in cui si trova ad operare l’impresa;
- la strategia, quest’ultima funzione anche del grado di avversione al rischio;
- il contesto istituzionale e di politica economica pubblica;
- altri shock esogeni.

Perché l’impresa decide di assumere?

Tra i fattori di contesto interni all’impresa vi può essere, ad esempio, un’espansione in atto, che preveda l’apertura di nuovi impianti produttivi, o di nuove sedi di distribuzione commerciale; oppure l’impresa si trova davanti ad un flusso di uscita del personale dipendente, pianificato o meno, ad esempio per il raggiungimento dell’età pensionabile o a causa di dimissioni volontarie.

Tra i fattori che si legano ai piani strategici dell’impresa vi è ad esempio la volontà di espansione del perimetro di azione, sia in senso verticale che orizzontale, attraverso investimenti che implicano anche un incremento della dotazione di capitale umano.

Tra i fattori di contesto istituzionali vi è l’opportunità di anticipare decisioni di investimento, per lo più programmati nell’immediato futuro, potendo usufruire del beneficio finanziario e/o fiscale derivante dall’attuazione di una politica pubblica, come è il caso dell’incentivo all’assunzione di personale sotto la forma di sgravi contributivi e di altre forme di incentivazione economica.

Infine vi sono altri shock esogeni che possono riguardare la singola impresa o tutto o parte del sistema produttivo.

Nel paragrafo II.1.3 si darà evidenza di come questi fattori agiscano, con importanza diversa, nel processo decisionale dell’impresa rispetto all’utilizzo o meno dell’incentivo occupazionale Garanzia Giovani. Rispetto all’insieme delle imprese beneficiarie si possono tracciare alcuni specifici profili. Un primo profilo raggruppa quelle imprese che utilizzano lo strumento di incentivazione per anticipare,

o accelerare, le assunzioni di personale dipendente già pianificate nell'immediato futuro. Accanto a queste imprese, ve ne sono altre che utilizzano lo strumento per puntare ad una crescita dimensionale, ciò che può comportare nell'immediato anche il superamento quantitativo del numero di nuove assunzioni rispetto all'obiettivo fissato nel medio-lungo periodo (*overshooting*). Infine, da un punto di vista pubblico più meritorio rispetto ai due precedenti, vi è il profilo di quelle imprese che vedono nell'incentivo l'opportunità di regolarizzare il proprio personale dipendente non contrattualizzato o contrattualizzato con forme di lavoro precario. L'incentivo dunque rappresenta uno strumento capace di accelerare il processo decisionale che porta a nuove assunzioni o di incrementare il numero di assunzioni che si era programmato di realizzare anche in assenza dello strumento. Oltre a questi aspetti ve n'è un altro la cui valutazione è più complicata: nel caso dell'incentivo Garanzia Giovani, l'obiettivo della *policy* è quello di favorire l'inserimento occupazionale dei giovani NEET, e dunque anche laddove per l'impresa beneficiaria l'incentivo non comporti un effettivo incremento dei livelli occupazionali, ovvero l'impresa avrebbe assunto lo stesso numero di nuovo personale anche in assenza dello strumento, si ha un effetto positivo della politica se si viene a determinare un effetto di sostituzione nell'unità di personale assunto. In altre parole, in assenza della *policy* l'impresa avrebbe sì proceduto allo stesso numero di assunzioni ma avrebbe altresì raggiunto un target diverso dal giovane NEET. L'effetto sostituzione non rientra nelle analisi di questo documento e sarà oggetto di futuri studi. Un po' indirettamente si è potuto però constatare come l'effetto di sostituzione dell'incentivo sia mitigato dalla selezione del giovane NEET che, come osservato nel paragrafo I.1, possiede mediamente caratteristiche di occupabilità migliori rispetto all'intera platea dei giovani iscritti al Programma.

L'analisi seguirà un approccio controfattuale con modelli difference-in-differences implementati su di un panel longitudinale costruito sulle imprese trattate (T) e non trattate (C) che copre il decennio 2010-2019. L'utilizzo dei dati longitudinali permette anche di utilizzare un approccio basato sugli strumenti propri dell'analisi delle serie storiche (funzioni di autocorrelazione globale e parziale, densità spettrale, periodogramma cumulato). Questo approccio sarà utilizzato in una chiave dimostrativa della validità dell'assunto di trend comuni per T e C nei valori degli outcome nel periodo pre-trattamento 2010-2014.

Si rinvia alla nota metodologica per i dettagli sulla costruzione del [dataset](#) per l'analisi, mentre di seguito si descriveranno i principali passi che hanno portato alla definizione del dataset finale. Questo è costruito attraverso l'interazione di tre diversi archivi amministrativi: l'archivio delle Comunicazioni Obbligatorie del MLPS (cd. CO), l'archivio delle Schede anagrafico professionali (cd. SAP) di ANPAL e l'archivio delle imprese Attive nell'anno 2016 dell'Istat (ASIA, 2016). La principale fonte informativa è costituita dall'archivio delle Comunicazioni Obbligatorie del MLPS (d'ora in avanti CO). Da questo archivio sono state selezionate le imprese che presentano almeno un'attivazione nel triennio 2014-2016. Le imprese così selezionate sono state agganciate all'archivio Istat delle imprese attive nel 2016. L'aggancio ha coinvolto oltre 1,3 milioni di imprese. Da questo universo, il database utilizzato per le analisi prende l'intera platea delle imprese beneficiarie di incentivi GAGI nell'anno 2015 e un campione casuale bilanciato di 200.000 imprese non trattate (per approfondimenti cfr. nota metodologica). La scelta di utilizzare un campione bilanciato di imprese non trattate ha una duplice motivazione: consente di operare con un dataset longitudinale più snello, riducendo i tempi macchina di elaborazione dei modelli di analisi, senza per questo pregiudicare la stima dei risultati ottenuti; rafforza la possibilità di validare l'assunto di un trend comune, tra imprese trattate e non trattate, nell'andamento della variabile di risultato prima del trattamento<sup>10</sup>.

Il [trattamento](#) è rappresentato dal beneficio finanziario destinato all'impresa che assume un giovane NEET iscritto alla Garanzia Giovani. Il trattamento è legato al singolo rapporto di lavoro instaurato, tra quelli incentivabili, ed è esteso a tutto il territorio nazionale<sup>11</sup> nelle regioni ammissibili. Le imprese

---

<sup>10</sup> L'utilizzo del modello Diff-in-Diff su di un campione bilanciato è assimilabile all'utilizzo di un modello ibrido Matching-Difference in differences, in cui all'utilizzo della procedura di matching tra l'unità trattata e la corrispondente (le corrispondenti) unità non trattata (non trattate), si sostituisce un abbinamento tra gruppi omogenei di unità trattate e non trattate.

<sup>11</sup> Per il 2015 i dati escludono le regioni Piemonte, Valle d'Aosta e PA di Bolzano perché, seppur per diverse cause, non rientrano in quest'annualità tra le regioni con attuazione della politica GAGI.

trattate sono tutte quelle che hanno proceduto ad assunzioni incentivate GAGI nel corso del 2015; le imprese non trattate sono le imprese che non hanno fatto ricorso ad assunzioni con incentivi GAGI nel 2015 e nel 2016. Sia le imprese trattate che le imprese di controllo possono aver proceduto ad assunzioni incentivate ANPAL negli anni 2017-2019. Il numero di imprese che hanno assunto nel 2015 beneficiando degli incentivi GAGI sono pari a 19.629 (tavola II.1.1). Il numero complessivo di attivazioni incentivate è pari a 26.714 per un numero medio di assunzioni incentivate per impresa pari a 1,361. Oltre un quarto delle imprese T sono localizzate nella sola regione Lombardia.

Tavola II.1.1 Imprese T. Dati per regione dell'impresa

Regione	Imprese T		N. assunzioni incentivate		Assunzioni incentivate per impresa (b/a)
	Numero (a)	va%	Numero (b)	va%	
Lombardia	4.947	25,2	7.059	26,4	1,427
Trentino-Alto Adige	108	0,6	163	0,6	1,509
Veneto	1.266	6,4	1.767	6,6	1,396
Friuli-Venezia Giulia	300	1,5	400	1,5	1,333
Liguria	459	2,3	561	2,1	1,222
Emilia-Romagna	1.545	7,9	1.935	7,2	1,252
Toscana	1.810	9,2	2.448	9,2	1,352
Umbria	207	1,1	277	1,0	1,338
Marche	1.220	6,2	1.574	5,9	1,290
Lazio	1.658	8,4	2.267	8,5	1,367
Abruzzo	397	2,0	531	2,0	1,338
Molise	71	0,4	90	0,3	1,268
Campania	595	3,0	992	3,7	1,667
Puglia	1.030	5,2	1.337	5,0	1,298
Basilicata	190	1,0	215	0,8	1,132
Calabria	746	3,8	1045	3,9	1,401
Sicilia	2.131	10,9	2.747	10,3	1,289
Sardegna	949	4,8	1306	4,9	1,376
	<b>19.629</b>	<b>100,0</b>	<b>26.714</b>	<b>100,0</b>	<b>1,361</b>

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati INPS

La Campania è la regione in cui è più elevato il rapporto tra assunzioni incentivate e numero di imprese: in media ciascuna impresa trattata ha assunto circa 1,7 lavoratori tramite l'incentivo.

La **variabile di risultato** analizzata, e oggetto di valutazione specifica, è costituita dai saldi occupazionali delle imprese ottenuti come differenza tra il numero di attivazioni e il numero di cessazioni. L'orizzonte temporale arriva fino a 48 mesi successivi al trattamento, ovvero all'assunzione incentivata.

### Approfondimento IIA.1 - Quale effetto si sta misurando?

Nel paradigma di analisi di valutazione controfattuale la popolazione è idealmente suddivisa in due gruppi: le unità trattate (T) e le unità non trattate appartenenti al gruppo di controllo o di confronto (C).

Il punto chiave è la distinzione tra politica, oggetto di valutazione, e il trattamento. Indichiamo con Z la variabile dicotomica che identifica una situazione di politica implementata (Z=1) o di assenza della politica (Z=0), e con D la variabile dicotomica che identifica l'unità con trattamento (D=1) e l'unità senza trattamento (D=0). Infine indichiamo con Y la variabile di risultato misurata in un certo istante "t" successivo alla politica. In particolare identificheremo con  $Y_0$  e  $Y_1$  gli outcome in "t" ottenuti rispettivamente senza ricevere il trattamento e ricevendo il trattamento.

Come punto di partenza definiamo i parametri ATE (*Average Treatment Effect*) e ATT (*Average Treatment effect on the Treated*):

$$ATE_Y = E(Y|Z = 1) - E(Y|Z = 0) \quad [1]$$

$$ATT_Y = E(Y_1 | D = 1, Z = 1) - E(Y_0 | D = 1, Z = 0) \quad [2]$$

La [1] definisce l'effetto come la differenza nei valori medi dell'outcome osservato sull'intera popolazione, trattati e non trattati, in presenza della politica ( $Z=1$ ) e senza la politica ( $Z=0$ ). La [2] definisce la stessa differenza ma misurata non sull'intera popolazione, ma solo sulle unità che effettivamente hanno ricevuto il trattamento ( $D=1$ ). Si noti che nella [2] il secondo addendo definisce il valore dell'outcome  $Y_0$  poiché in assenza della politica non può esserci neppure il trattamento.

A meno di non essere inseriti all'interno di una valutazione ex-ante incaricata di analizzare l'impatto della politica, in generale, ed in questo lavoro in particolare, ci si trova al tempo  $t$  nella condizione di politica implementata ( $Z=1$ ). Sia nella [1] che nella [2] i due secondi termini, che presuppongono la condizione  $Z=0$ , non sono quindi osservabili. Di qui l'esigenza di ricreare una situazione controfattuale.

Con riferimento alla [2], i metodi utilizzano modelli che, verificati o dati per validi alcuni assunti e assiomi di partenza, identificano un gruppo di controllo  $C$ , con evidentemente  $D=0$ , in grado di sovrapporsi al meglio possibile alle unità  $T$  per caratteristiche osservabili e non osservabili prima del trattamento. Sulla base del gruppo di controllo, i modelli stimano il valore atteso di  $Y_0$  per i trattati nella [2]:

$$\widehat{ATT}_Y = E(Y_1 | D = 1, Z = 1) - E_{i \in C}[\varphi(Y_0 | D = 0, Z = 1)] \quad [3]$$

Non deve sfuggire nella [3] un elemento importante: la situazione controfattuale viene stimata sotto l'ipotesi di assenza del trattamento ( $D=0$ ) ma di presenza della politica ( $Z=1$ ). La logica è che se "non io il beneficiario, lo sarebbe qualcun altro". Il parametro [3] è lo stimatore nei termini del quale in questo capitolo si valuteranno gli effetti della politica. Si è sopra parlato di g-ATT e, sulla base di queste prime considerazioni, il confronto tra la [2] e la [3] è sufficiente per intuirne la motivazione. L'implicazione sottesa nello stimatore  $\widehat{ATT}_Y$  è che quanto viene osservato sul gruppo di confronto  $C$  nel periodo post-trattamento può essere stato influenzato dal trattamento di cui hanno beneficiato le unità trattate (siamo in  $Z=1$  e dunque esistono unità trattate). Questo è tanto più vero tanto più l'economia è piccola in rapporto al numero dei soggetti trattati. In generale quindi si può ammettere che l'osservazione dei risultati su di un gruppo di confronto ben costruito potrebbe essere stata diversa in assenza della politica ( $Z=0$ ). Tra queste righe emerge come la stima  $\widehat{ATT}_Y$  contiene in sé un elemento endogeno (spurio), vale a dire incorpora l'effetto indiretto che la politica produce anche sulla popolazione non trattata e un effetto, anch'esso indotto, sulla popolazione trattata. Il discorso si estende ovviamente anche, e a maggior ragione, nel misurare l'impatto della politica sull'intera popolazione (ATE) che rappresenta il vero desiderata del *policymaker*. Affinché, nella situazione fattuale data da  $Z=1$ , possa essere stimato consistentemente l'effetto medio del trattamento sull'intera popolazione (ATE) o sui soli trattati (ATT) occorre che sia verificata la condizione:

$$E(Y_t | D = 0) \perp Z \quad \text{per } t > t_0 \quad [4]$$

Vale a dire, l'outcome che si osserva al tempo  $t$  per i non trattati ( $D=0$ ) sarebbe lo stesso sia nella condizione di politica implementata ( $Z=1$ ) che nella condizione di politica non implementata ( $Z=0$ ). La [4] può essere pensata come una riproposizione della proprietà nota come *Stable Unit Treatment Value Assumption* (SUTVA), che è basata sul presupposto che il risultato dell'unità non trattata non è influenzabile dal trattamento ricevuto dalle altre unità. La condizione [4] può essere infatti soddisfatta se e soltanto se le popolazioni dei trattati e dei non trattati sono esse stesse indipendenti, almeno per quel che concerne la variabile risultato oggetto di valutazione. Quando invece, come avviene nel nostro modello, gli outcome delle due popolazioni  $T$  e  $C$  sono fortemente correlati, costituiscono parte di una stessa economia, allora non appare possibile stimare gli effetti in maniera consistente a partire dalle osservazioni ricavate dalle imprese non trattate. Nel caso poi in cui i beneficiari di una politica siano le imprese, operanti in un regime di mercato aperto, allora la verifica della condizione [4] appare molto più difficile da ammettere. Ipoteticamente, infatti, anche nel caso di valutazione ex-post, possono crearsi delle condizioni per cui la [4] può ritenersi soddisfatta: la politica è ad esempio implementata coinvolgendo soltanto unità (imprese) di alcuni settori produttivi, oppure coinvolgere le unità di alcune regioni, e dunque considerare le imprese dei settori e/o delle



regioni escluse come gruppo di controllo. Ma anche in questi casi accettare l'indipendenza dei comportamenti delle unità nei settori esclusi dalla politica, o nelle regioni escluse dalla politica, appare poco plausibile. Per superare questi limiti occorrerebbe fare affidamento ad altri strumenti, per esempio, ai modelli di microsimulazione con interazione in grado di descrivere, attraverso un sistema di equazioni interdipendenti, le funzioni comportamentali dei singoli agenti in risposta agli shock esogeni, come quelli prodotti dall'introduzione di politiche pubbliche. Nell'ottica di questa modellistica ogni agente segue una sua strategia di gioco: ogni impresa massimizza il suo  $\widehat{ATT}_Y$  (g-ATT) decidendo se e in che misura beneficiare della politica tenendo in considerazione gli effetti che la sua scelta produce sui propri concorrenti. Dopo aver chiarito i termini della distanza tra il parametro ATT e quello indicato come g-ATT, se ne darà un'impostazione algebrica. Il punto di partenza è respingere l'ipotesi di validità [4], e quindi in generale si avrà:

$$E(Y_0 | D = 0, Z = 1) \neq E(Y_0 | D = 0, Z = 0) \quad [5a]$$

Si riprende l'espressione [1] che definisce l'ATE:

$$ATE_Y = E(Y|Z = 1) - E(Y|Z = 0)$$

Si procede esplodendo i termini al secondo membro, considerando la popolazione suddivisa tra unità trattate e non trattate:

$$ATE_Y = [E(Y_1|D = 1, Z = 1) + E(Y_0|D = 0, Z = 1)] - [E(Y_0|D = 1, Z = 0) + E(Y_0|D = 0, Z = 0)]$$

Tenendo in considerazione la definizione di ATT fornita dalla [2] si può quindi scrivere:

$$ATE_Y = ATT_Y + [E(Y_0|D = 0, Z = 1) - E(Y_0|D = 0, Z = 0)] \quad [6]$$

Una prima considerazione: se vale la [4] allora le due quantità, l'ATE e l'ATT, si equivalgono. Chiameremo la differenza all'interno della parentesi quadra della [6] effetto spiazzamento che, per la [5a], possiamo supporre generalmente diverso da zero:

$$S_{eff} = [E(Y_0|D = 0, Z = 1) - E(Y_0|D = 0, Z = 0)] \quad [7]$$

Dalla [7] discende che:

$$ATE_Y = ATT_Y + S_{eff} \quad [8]$$

Nella [2] abbiamo definito coerentemente l'ATT come:

$$ATT_Y = E(Y_1 | D = 1, Z = 1) - E(Y_0 | D = 1, Z = 0)$$

Tuttavia, l'ATT stimato nel nostro paradigma (Z=1), utilizza lo stimatore:

$$\widehat{ATT}_Y = E(Y_1 | D = 1, Z = 1) - E_{i \in C}[\varphi(Y_0|D = 0, Z = 1)] \quad [9]$$

Mentre lo stimatore corretto sarebbe dovuto essere:

$$\overline{ATT}_Y = E(Y_1 | D = 1, Z = 1) - E_{i \in C}[\varphi(Y_0|D = 0, Z = 0)]$$

In definitiva la consistenza della stima ATT in questo lavoro, ma in tutte le valutazioni ex-post per le quali la [4] non può essere accettata a priori, è legata alla condizione:

$$Bias_{att} = \widehat{ATT}_Y - \overline{ATT}_Y = E_{i \in C}[\varphi(Y_0|D = 0, Z = 0)] - E_{i \in C}[\varphi(Y_0|D = 0, Z = 1)] \approx 0 \quad [10]$$

Si noti che il termine  $E_{i \in C}[\varphi(Y_o|D = 0, Z = 1)]$  è lo stimatore controfattuale utilizzato nei nostri modelli. Esso è dunque uno stimatore distorto per l'effetto di spiazzamento di cui sopra:

$$\text{Bias}_{\text{att}} = \widehat{\text{ATT}}_Y - \overline{\text{ATT}}_Y = \Psi^*(-S_{\text{eff}}) \quad [11]$$

Dove:  $\text{sign}\Psi^*(\theta) = \text{sign}\theta$

$\Psi^*(\cdot)$  indica cioè una funzione che prende il segno del suo argomento: per cui  $\Psi^*(-S_{\text{eff}}) < 0$  se  $S_{\text{eff}} > 0$  e viceversa. Unendo le [8] e [11] si ha:

$$\text{ATE}_Y = \widehat{\text{ATT}}_Y - \Psi^*(-S_{\text{eff}}) + S_{\text{eff}} \quad [12]$$

Ora, dalla [11] segue che se  $\Psi(-S_{\text{eff}}) > 0$ , ovvero l'effetto di spiazzamento è negativo, allora lo stimatore  $\widehat{\text{ATT}}_Y$  sarà distorto verso l'alto attribuendo all'effetto complessivo sui trattati anche un elemento *non attribuibile* in modo diretto al trattamento, ma dovuto ad effetti di spiazzamento che si vengono a creare nell'economia. Al contrario se  $\Psi(-S_{\text{eff}}) < 0$ , allora lo stimatore  $\widehat{\text{ATT}}_Y$  risulterà distorto verso il basso attribuendo all'effetto complessivo sui trattati elementi negativi *non attribuibili* direttamente al trattamento ma dovuti ad esternalità positive, effetto spiazzamento positivo, generate dal trattamento verso le unità non trattate. Come mostrerà l'esempio che segue, non è possibile stabilire in anticipo se nel nostro esercizio lo stimatore  $\widehat{\text{ATT}}_Y$  sia distorto verso l'alto o verso il basso.

**Un esempio.** Si supponga che, tra le imprese T, vi sia una quota maggiore di imprese con una strategia aggressiva tesa ad accrescere le proprie quote di mercato. L'incentivo spinge verso l'adozione di una strategia che vada oltre l'obiettivo di equilibrio di medio periodo. L'impatto atteso di questa strategia è quello di indebolire la concorrenza provocando un effetto spiazzamento negativo:

$$[E(Y_o|D = 0, Z = 1) < E(Y_o|D = 0, Z = 0)]$$

Cioè l'outcome che si osserva nelle imprese concorrenti non trattate ( $D=0$ ) in  $Z=1$  è inferiore a quello che si sarebbe osservato nelle stesse imprese in assenza della politica ( $Z=0$ ). Questo implica che, nella stima controfattuale di g-ATT:

$$E_{i \in C}[\varphi(Y_o|D = 0, Z = 1)] < E_{i \in C}[\varphi(Y_o|D = 0, Z = 0)]$$

E quindi:

$$\text{Bias}_{\text{att}} = \widehat{\text{ATT}}_Y - \overline{\text{ATT}}_Y > 0$$

Lo stimatore  $\widehat{\text{ATT}}_Y$  è distorto verso l'alto rispetto ad uno stimatore corretto di ATT. Un esempio contrario, cioè con effetto di spiazzamento positivo sulle imprese C, si ha nei casi in cui per tenere testa al comportamento aggressivo dei concorrenti, le imprese C decidono di adottare un'analogia strategia, ma soltanto dopo un certo lag temporale. In questi casi, nel tempo, si può dunque assistere ad una evoluzione degli effetti di spiazzamento che possono assumere qualsiasi segno.

### II.1.2 Descrittive sulle variabili di risultato

L'indicatore di risultato analizzato per la stima degli effetti del trattamento è rappresentato dai saldi occupazionali medi annuali. Esso sarà analizzato e misurato su tre scale differenti (tavola II.1.2):

- saldo occupazionale medio annuale;
- saldo occupazionale cumulato di periodo (dal 2010);
- media annuale di periodo del saldo occupazionale<sup>12</sup> (dal 2010).

<sup>12</sup> Il valore medio annuale di periodo nell'anno T è ottenuto dividendo i saldi cumulati osservati nell'anno T per il numero di annualità che intercorrono nell'intero periodo che va dal 2010 all'anno T. Ad esempio, il saldo



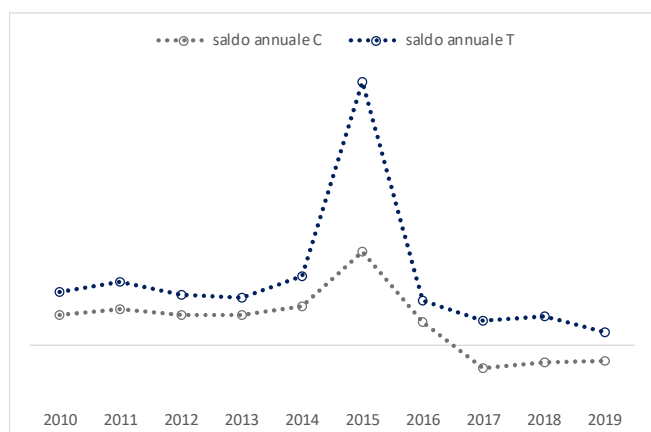
Tavola II.1.2 Saldo medio occupazionale: saldo annuale, saldo cumulato, saldo medio di periodo

	saldo annuale		saldo cumulato		saldo medio di periodo	
	C	T	C	T	C	T
2010	0,298	0,514	0,298	0,514	0,298	0,514
2011	0,344	0,610	0,643	1,124	0,321	0,562
2012	0,293	0,483	0,935	1,607	0,312	0,536
2013	0,301	0,460	1,236	2,067	0,309	0,517
2014	0,384	0,662	1,620	2,728	0,324	0,546
2015	0,905	2,534	2,525	5,262	0,421	0,877
2016	0,224	0,439	2,749	5,701	0,393	0,814
2017	-0,211	0,238	2,538	5,939	0,317	0,742
2018	-0,162	0,275	2,377	6,214	0,264	0,690
2019	-0,148	0,129	2,229	6,343	0,223	0,634

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

L'andamento del saldo occupazionale medio annuale mette in luce la differenza "nel livello" tra le imprese T e C negli anni prima del trattamento (figura II.1.1).

Figura II.1.1 Saldo medio annuale



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Le linee appaiono, nel quinquennio 2010-2014 sostanzialmente parallele con una differenza di circa +0,22 nel saldo medio di periodo in favore delle imprese T. Nel 2015, l'anno in cui si è beneficiato del trattamento, le imprese trattate hanno avuto un saldo occupazionale medio pari a circa 2,534. In altre parole ciascuna impresa trattata ha visto incrementare il numero dei propri dipendenti di circa 2,534 unità, valore questo ben superiore al numero medio di assunzioni incentivate per impresa nell'anno (1,361 cfr. tavola II.1.1). Per altro, nello stesso anno, anche le imprese del gruppo di confronto C mostrano un picco nei saldi medi occupazionali, passando da 0,384 del 2014 a 0,905. Il 2015 è quindi un anno in cui il mercato del lavoro ha sperimentato diversi shock esogeni positivi come diretta conseguenza delle disposizioni sui contributi per le nuove assunzioni a tempo indeterminato del 2015 (L. 190/2014).

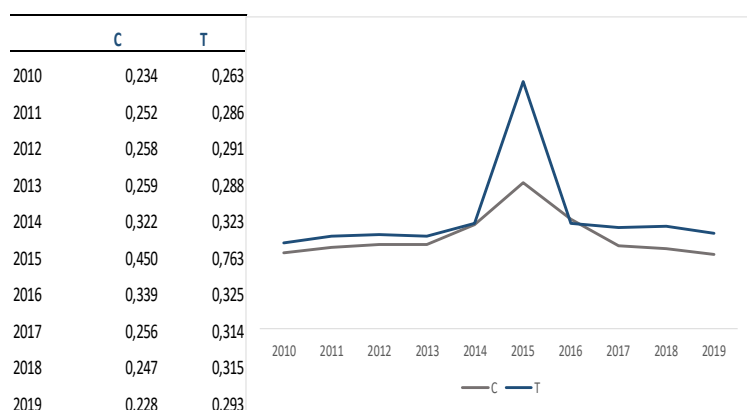
Rispetto alla media annuale di periodo del saldo occupazionale, alla fine del 2015 la differenza tra le imprese T e C è salita da +0,22 a +0,46. Alla fine del 2019 il gap è sceso leggermente a +0,41.

medio di periodo per il 2016 è ottenuto dividendo per 7 (sono sette annualità dal 2010 al 2016) il valore cumulato del saldo occupazionale osservato al 2016. Allo stesso modo, il saldo occupazionale medio di periodo al 2019 è pari al saldo occupazionale cumulato al 2019 diviso per 10, e così via.

Un ulteriore indicatore utile agli sviluppi delle analisi successive è rappresentato dalla quota di imprese, nei due gruppi T e C, che nelle singole annualità presentano un saldo medio occupazionale positivo. L'obiettivo è di valutare se i risultati positivi osservati sui saldi occupazionali, siano da attribuire a poche, e verosimilmente, grandi imprese oppure abbiano un carattere generale.

La quota di imprese T che mostrano saldi occupazionali positivi si mantiene, subito dopo il trattamento, sui livelli pre-trattamento benché mostrando un debole trend decrescente (figura II.1.2). Inoltre, l'analisi di questo indicatore dà ulteriore conto sulla bontà del campione selezionato per il gruppo di controllo delle imprese C. Queste, infatti, mostrano una situazione pre-trattamento *sostanzialmente* simile alle imprese T: nel 2014 i valori osservati sono infatti pari a 0,323 (32,3%) per le imprese T e 0,322 (32,2%) per le imprese C.

Figura II.1.2 Quota di imprese con saldo annuale occupazionale positivo.



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Nel 2015, anno del trattamento, oltre tre imprese T su quattro presentano un saldo occupazionale positivo nell'anno contro il 45% delle imprese C. Nell'ultimo triennio considerato, la quota di imprese T con saldo occupazionale positivo torna, come già anticipato, ai valori pre-trattamento con percentuali attorno al 30%. Per le imprese C, invece, l'indicatore analizzato scende attorno ai valori registrati ad inizio periodo (2010-2011). Anche in questo caso la situazione post-trattamento delle imprese analizzate si mantiene sui livelli pre-trattamento nel caso delle imprese T a fronte di un generale peggioramento osservato per le imprese C.

### II.1.3 Gli effetti sulle imprese trattate

In questa parte si utilizza uno stimatore che definiamo g-ATT<sup>13</sup> (gross- Average Treatment effect on Treated) attraverso una regressione diff-in-diff su di un semplice modello longitudinale di due periodi:

- $t_0$  - prima del trattamento
- $t_1$  - dopo il trattamento

In particolare,  $t_0$  può corrispondere all'annualità 2014 o all'intero periodo 2010-2014, mentre  $t_1$  corrisponderà di volta in volta ad uno degli anni tra il 2016 e il 2019 sulla base dell'orizzonte temporale su cui si vuole valutare l'efficacia della politica: da un anno dopo il trattamento (2016) fino a quattro anni (2019).

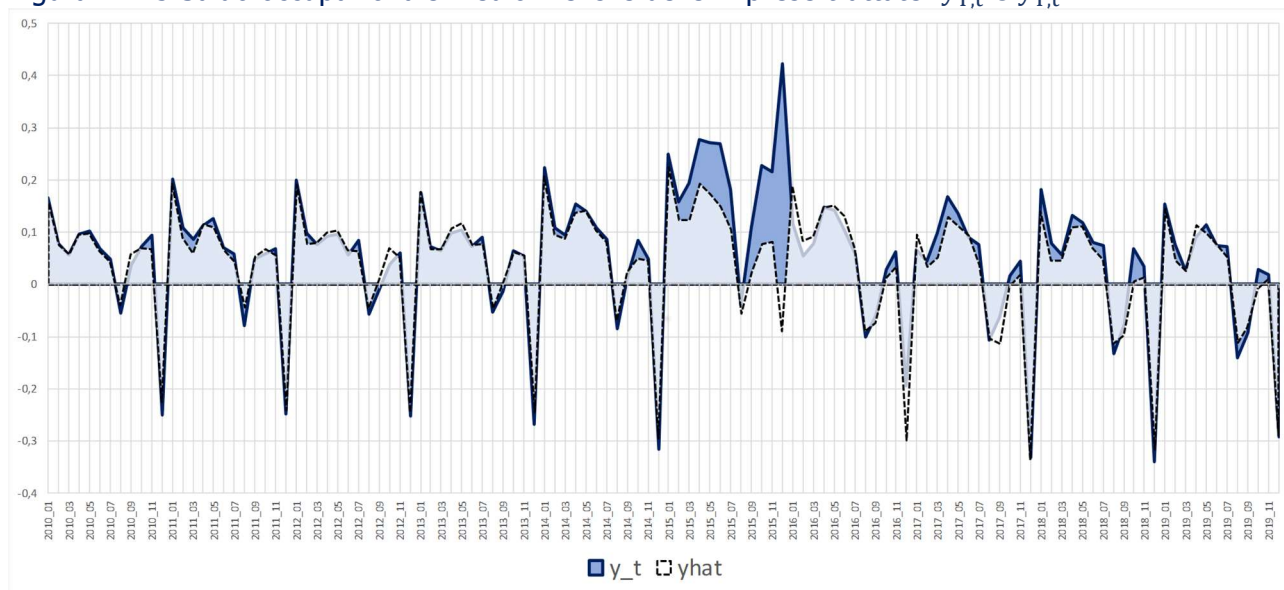
<sup>13</sup>Sulle ragioni di utilizzare questa denominazione dell'effetto stimato si invita alla lettura dell'approfondimento II.1. Come suggerisce la parola "gross", il parametro rappresenta un effetto medio del trattamento sui trattati che ricomprende effetti endogeni indotti dal trattamento sulle unità non trattate (cd. effetti di spiazzamento, o esternalità).

L'assunto fondamentale per l'applicabilità del metodo diff-in-diff è la validità della condizione di parallelismo nel trend della variabile di risultato tra le popolazioni T e C prima del trattamento. Nella nota metodologica si dà, a tal proposito, un'evidenza empirica della validità dell'assunto su cui gioca un ruolo di primo piano la scelta di operare su di un campione bilanciato di imprese C. Rinviando per i dettagli alla nota citata sopra, l'approccio in serie storica consente di avere una stima teorica attesa per l'outcome delle imprese T ( $\widehat{y}_{T,t}$ ), nel periodo post-trattamento, basata sui valori osservati sulle imprese C ( $y_{C,t}$ ), attraverso un modello strutturale che qui ripresentiamo:

$$\widehat{y}_{T,t} = y_{C,t} + 0,0120 + 0,0134 \cdot s_4 + 0,0268 \cdot s_5 + 0,0241 \cdot s_6 + 0,0127 \cdot s_{10} \quad [16]$$

Nella figura II.1.3 sono rappresentate le due linee per i valori ( $y_{T,t}$  ;  $\widehat{y}_{T,t}$ ), ovvero i valori dell'outcome delle imprese T, rispettivamente osservati e proiettati tramite la [16]. La differenza tra i valori delle due serie, indicata con un'area colorata di blu nella figura, è la misura che rappresenta una prima stima dell'effetto g-ATT. Prima del trattamento, le serie osservata e quella proiettata si mostrano sostanzialmente sovrapposte, ciò che può essere considerato un buon indice della bontà del modello e della validità dell'assunto di un common-trend. Nel 2014, tuttavia, si nota un cambiamento in atto: da un lato si osserva un aumento della varianza della serie con valori dei picchi più alti rispetto agli anni precedenti; dall'altro si nota un aumento sensibile dello scarto tra i valori  $y_{T,t} - \widehat{y}_{T,t}$  per t=ottobre 2014.

Figura II.1.3 Saldo occupazionale medio mensile delle imprese trattate:  $y_{T,t}$  e  $\widehat{y}_{T,t}$



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Dopo il trattamento, si osservano elevati valori positivi del g-ATT in corrispondenza di ciascun mese del 2015, anno del trattamento, ed in particolare nella parte finale dell'anno. Il g-ATT è sostanzialmente nullo nel 2016, mentre torna ad essere positivo negli anni 2017, 2018 e 2019.

D'ora in avanti si utilizzerà lo stimatore g-ATT derivante dal modello diff-in-diff. Per ciascun anno  $t_1$  (dal 2016 al 2019) si è proceduto alla stima della seguente regressione:

$$\nabla y_{it} = \mu + \alpha \cdot D_{i,t} + \varepsilon_{i,t} ; D_{i,t_0} = 0 \quad [18]$$

dove  $\nabla y_{i,t} = y_{i,t_1} - y_{i,t_0}$ , e  $D_{i,t}$  rappresenta la variabile dicotomica del trattamento ("1" se l'i-esima impresa è trattata al tempo  $t$ , "0" altrimenti). L'equazione è stimata per tutte le imprese che al tempo iniziale  $t_0$  non hanno ricevuto il trattamento ( $D_{i,t_0} = 0$ ).

La stima del parametro  $\hat{\alpha}$  descrivere l'effetto g-ATT diff-in-diff. Dalla [18], ponendo  $D_{i,t} = 1$ , si ricava immediatamente:

$$\hat{\alpha} = E(\nabla y_{it} | D_{i,t} = 1) - \hat{\mu} \quad [19]$$

Sempre dalla [18] ponendo ora  $D_{i,t} = 0$  si ricava che il parametro  $\hat{\mu}$  come valore atteso della differenza tra l'outcome osservato per le imprese non trattate ( $D_{i,t} = 0$ ) tra il tempo  $t$  (after) e  $t_0$  (before):  $E(\nabla y_{it} | D_{i,t} = 0)$ . Da qui il significato del parametro  $\hat{\alpha}$  come differenza nelle differenze:

$$\hat{\alpha} = E(\nabla y_{it} | D_{i,t} = 1) - E(\nabla y_{it} | D_{i,t} = 0)$$

Rispetto ai tre diversi modi di considerare la variabile di risultato - saldo occupazionale medio annuale, saldo occupazionale cumulato, media annuale di periodo del saldo occupazionale -, la condizione di common trend si realizza rispetto alla prima e alla terza misurazione. Quest'ultima rappresenta, se non diversamente specificato, la variabile sulla quale si è proceduto alla stima del parametro g-ATT ( $\hat{\alpha}$ ). Inoltre è possibile passare dalle stime del parametro  $\hat{\alpha}$ , ottenute per la media di periodo dei saldi occupazionali, alla stima del parametro  $\hat{\alpha}_{cum}$  per la variabile risultato rappresentata dal valore cumulato dei saldi occupazionali:

$$\hat{\alpha}_{cum,A} = \hat{\alpha} \cdot (A - 2010 + 1) \quad [20]$$

dove  $A=2019, 2018, \dots$

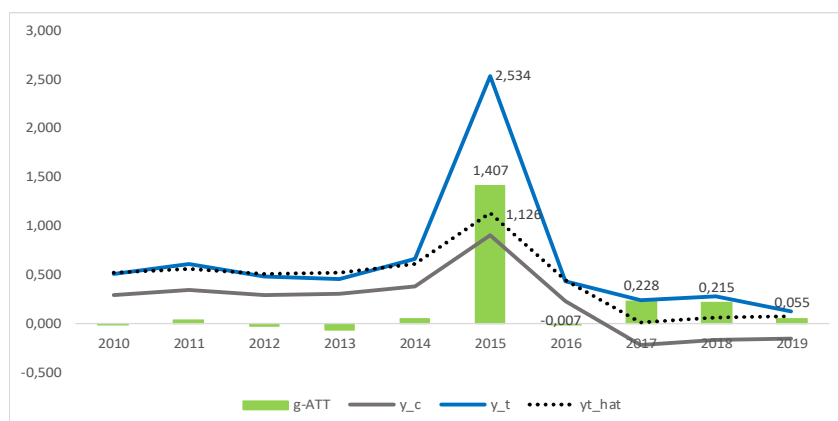
Infine, come differenza dei parametri  $\hat{\alpha}_{cum}$  di due annualità successive, si ottengono i valori  $\hat{\alpha}_A$  per la variabile risultato rappresentata dai livelli annuali dei saldi occupazionali:

$$\hat{\alpha}_A = \hat{\alpha}_{cum,A} - \hat{\alpha}_{cum,A-1} \quad [21]$$

Ci si potrà dunque muovere, nella lettura degli outcome, liberamente da un parametro all'altro.

Per prima cosa si procede con l'osservazione grafica dei valori dei saldi medi occupazionali annuali (figura II.1.4) e del relativo parametro g-ATT fornito dalla [21]. Nel grafico viene riportato anche il valore atteso  $\widehat{y}_{T,t}$ . Una prima considerazione è che nell'anno del trattamento si assiste ad una decisa impennata del saldo medio occupazionale nelle imprese trattate: il valore osservato, pari a 2,534 unità, è superiore di ben 1,407 rispetto a quello atteso e stimato dal modello in assenza del trattamento. Questo valore netto incrementale è anche superiore rispetto al numero medio di assunzioni incentivate per impresa operate per il tramite dell'incentivo GAGI nel 2015, che è pari a 1,361. Nel 2016 e nel 2019 il saldo medio occupazionale osservato non si discosta da quello atteso stimato dal controfattuale, mentre tra il 2017 e il 2018 i saldi occupazionali medi osservati si mostrano superiori di circa 0,22 unità rispetto a quelli attesi in assenza di trattamento.

Figura II.1.4 Saldo occupazionale: valore medio annuale



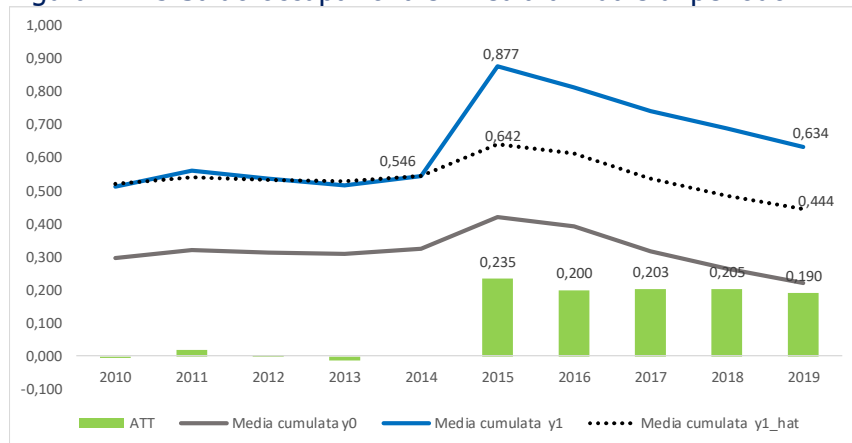
Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Al riguardo si possono avanzare più motivazioni. Da un lato il modello stimato potrebbe aver trascurato l'impatto del valore anomalo registrato nell'ottobre del 2014: piuttosto che un *outlier* l'elemento osservato potrebbe essere un segnale anticipatore di una impennata di assunzioni che si sarebbe verificata subito dopo: le imprese trattate hanno iniziato ad aumentare i propri livelli occupazionali in previsione dell'introduzione di forme di incentivazione come quello GAGI. In questo caso potrebbe giocare un ruolo importante l'asimmetria informativa: le grandi imprese, come si è visto nel capitolo precedente, mostrano una propensione maggiore alla richiesta dell'incentivo dovuta anche alle migliori possibilità di accesso alle informazioni che riguardano gli strumenti pubblici di politica economica e fiscale, potendosi avvalere di consulenze fornite da figure altamente professionali. Una seconda motivazione è legata alla strategia propria di ciascuna impresa (agente). In particolare, tra le imprese trattate è verosimile attendersi una proporzione maggiore di imprese che possono aver manifestato un comportamento aggressivo con obiettivi di breve-medio periodo tesi ad acquisire nuove quote di mercato anche "a spese della concorrenza": l'incentivo può rappresentare, da questo punto di vista, lo strumento ideale non solo per compensare future uscite di personale pianificate (ad esempio per pensionamenti), ma anche per raggiungere un nuovo equilibrio dimensionale superiore a quello corrente già nel medio periodo, ciò che può comportare la necessità o l'opportunità, nell'immediato, di spingersi oltre il bersaglio (*overshooting*). Questo comportamento, che ben si adatta all'andamento della serie storica, è compatibile con un valore del g-ATT stimato per il 2015 superiore al numero di assunzioni incentivate per impresa. La presenza di effetti di spiazzamento sulla concorrenza, spinge questa tipologia di aziende ad investire ulteriormente aggiornando ed espandendo le proprie linee di produzione e distribuzione: l'assunzione incentivata di un giovane richiama l'assunzione di altri lavoratori siano essi giovani alle prime esperienze professionali o più maturi con già esperienze e qualifiche acquisite nel mondo del lavoro. L'*overshooting* viene realizzato per lo più attraverso l'assunzione di personale con contratti di lavoro a termine, non rientranti nelle forme di incentivazione, che consentono alle imprese di far fronte al meglio ad eventuali shock esogeni.

Tornando alla figura II.1.4, si osserva come tra il 2016 e il 2019 i livelli medi annuali dei saldi occupazionali si mantengano sensibilmente al di sotto dei livelli pre-trattamento. Tuttavia, il valore g-ATT è comunque positivo poiché, in questi stessi anni, le imprese C sperimentano in media una riduzione nei rispettivi livelli occupazionali. Questo aspetto mette in luce un secondo comportamento diffuso tra le imprese T in merito alle assunzioni e al beneficio finanziario dell'incentivo: l'incentivo è lo strumento ideale per anticipare le decisioni già in programma di assunzione di nuovo personale. Questa anticipazione non è legata necessariamente a strategie di crescita, ma crea i presupposti positivi (ad esempio quello del ricambio generazionale) anche per chi adotta una strategia più conservativa tesa a mantenere gli equilibri acquisiti.

Tra il 2010 e il 2014 le imprese T mostrano un incremento medio annuo dei saldi occupazionali di 0,546 unità (figura II.1.5). Nel 2015 il saldo medio annuale del periodo sale a 0,877 per poi scendere nel 2019 a 0,634, non troppo distante quindi dal valore medio osservato nel 2014.

Figura II.1.5 Saldo occupazionale: media annuale di periodo



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Al termine del 2019 il saldo medio occupazionale di periodo, pari a 0,634, risulta superiore di circa 0,190 unità rispetto a quello che si sarebbe osservato nel caso di non trattamento, la cui stima è pari a 0,444. L'*overshooting* del 2015 si accompagna ad un progressivo ridimensionamento verso un nuovo equilibrio con livelli dimensionali medi di periodo superiori di circa 0,2 unità rispetto a quanto ci si sarebbe aspettato in assenza del trattamento.

Si prosegue ora l'analisi del parametro g-ATT mettendolo in relazione con alcune caratteristiche delle imprese: regione, dimensione e settore di attività. Si considerano soltanto le annualità 2016 e 2019, cioè un impatto immediatamente successivo al trattamento, e un impatto di più lungo respiro (a quattro anni). Nella lettura dei risultati si farà uso della variabile  $y$ , media annuale di periodo del saldo occupazionale, della corrispondente stima  $\hat{\alpha}$  dell'effetto g-ATT, e della variabile  $y+$  che misura la quota di imprese per le quali si osserva un saldo occupazionale positivo (cfr. paragrafo 1.1). L'impatto a livello territoriale mostra differenze sensibili. Il dato complessivo è influenzato dalle regioni più grandi in termini di numero di imprese trattate. La sola regione Lombardia ha un peso relativo sul dato complessivo di oltre il 25% (tavola II.1.3).

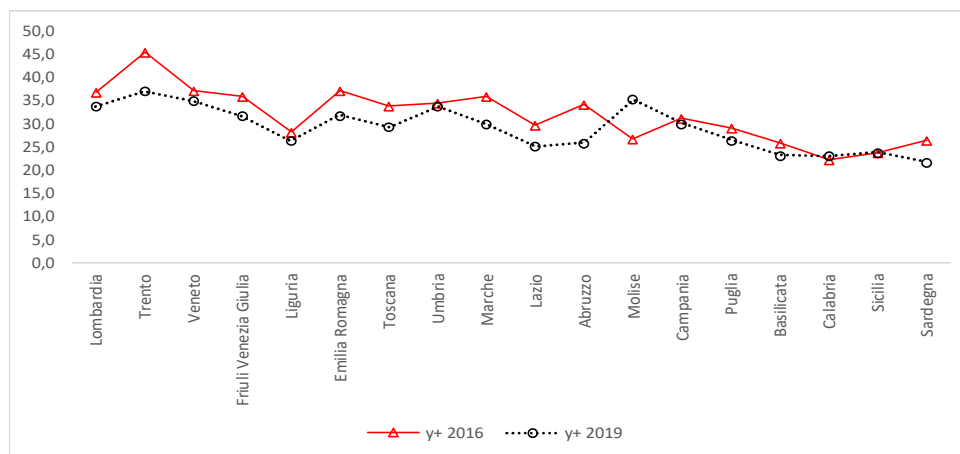
Tavola II.1.3 Stima OLS diff-in-diff del parametro g-ATT per regione

	2016			2019			Peso % regione
	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$	
Lombardia	0,97903	0,28504 ***	29,1	0,85585	0,32889 ***	38,4	25,2
Trento	1,12037	0,06877	6,1	1,05370	0,10527	10,0	0,6
Veneto	0,87215	0,14434 ***	16,5	0,81374	0,19383 ***	23,8	6,5
Friuli Venezia Giulia	0,67190	0,20801 ***	31,0	0,53333	0,14882 *	27,9	1,5
Liguria	0,73358	0,02578	3,5	0,56078	-0,00674	-1,2	2,3
Emilia Romagna	0,65215	0,18928 ***	29,0	0,55333	0,21897 ***	39,6	7,9
Toscana	0,83504	0,20835 ***	25,0	0,62420	0,17681 ***	28,3	9,2
Umbria	0,83644	0,24204 ***	28,9	0,67150	0,21307 **	31,7	1,1
Marche	0,70269	0,10271 ***	14,6	0,52500	0,07752 **	14,8	6,2
Lazio	0,86860	0,17843 ***	20,5	0,57189	0,14901 ***	26,1	8,5
Abruzzo	0,99784	0,31044 ***	31,1	0,68262	0,19885 ***	29,1	2,0
Molise	0,81489	0,21413 **	26,3	0,46197	0,01152	2,5	0,4
Campania	1,34838	0,26653 ***	19,8	0,89378	0,09833	11,0	3,0
Puglia	0,65562	0,19041 ***	29,0	0,44631	0,15988 ***	35,8	5,3
Basilicata	0,76917	0,10364 *	13,5	0,53789	-0,00006	0,0	1,0
Calabria	0,63998	0,10726 ***	16,8	0,40938	0,04321	10,6	3,8
Sicilia	0,59308	0,15161 ***	25,6	0,40056	0,13937 ***	34,8	10,9
Sardegna	0,60123	0,20708 ***	34,4	0,40790	0,13051 ***	32,0	4,8

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Analizzando il rapporto relativo  $(\alpha/y)\%$ , che descrive la parte del risultato osservato nelle imprese T attribuibile al g-ATT, nel 2016 ben 10 regioni sulle 18 complessive mostravano un rapporto relativo superiore al dato medio generale (24,6% cfr. tavola II.1.3), mentre nel 2019 soltanto 6 regioni su 18 mantengono valori relativi superiori alla media generale (29,9%, cfr. tavola II.1.3). Per altro, 10 regioni su 18, e tra queste tutte le regioni del centro Italia, mostrano un miglioramento del rapporto relativo tra il 2016 e il 2018. Nel 2019 il valore stimato del g-ATT non è significativamente diverso da un effetto nullo per 6 regioni: Liguria, Molise, Campania, Basilicata, Calabria e la PA di Trento. Lombardia ed Emilia Romagna mostrano i valori più elevati, in termini relativi, dei valori g-ATT al termine del quarto anno di osservazione successivo al trattamento. Ad eccezione della regione Molise, in tutte le regioni dal 2016 al 2019 si riduce o al più, in alcuni casi, resta sostanzialmente stabile la quota di imprese T con saldi occupazionali positivi (figura II.1.6). Il dato del Molise risente comunque di una numerosità ridotta di imprese in trattamento.

Figura II.1.6 Y+ per regione. Anni 2016 e 2019.



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Rispetto alla dimensione, nel 2019 il g-ATT più elevato in termini relativi si osserva per le imprese più piccole (tavola II.1.4).



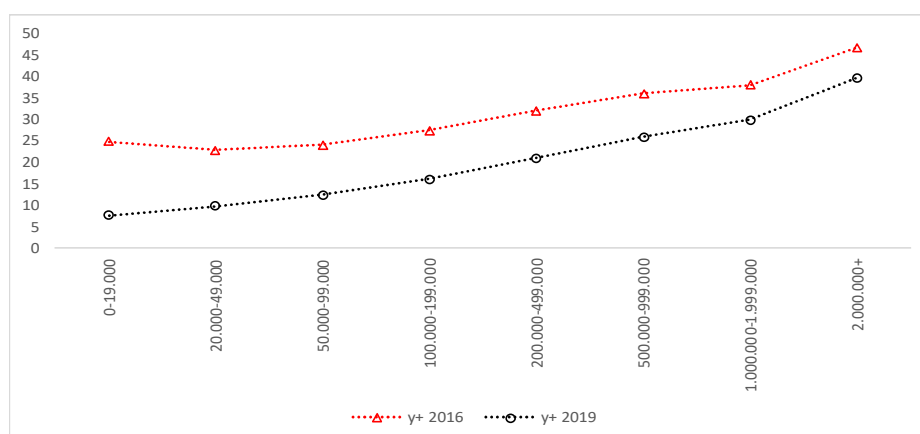
Tavola II.1.4 Stima OLS diffi-in-diff del parametro g-ATT per classe di fatturato delle imprese

Classe fatturato (Migl. Euro)	2016			2019			Peso % classe fatt.
	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$	
0-19	0,16814	0,08502	50,6	0,04354	0,15018 **	344,9	2,88
20-49	0,13360	0,04385 ***	32,8	0,05408	0,03406 **	63,0	4,56
50-99	0,16400	0,06345 ***	38,7	0,07738	0,05235 ***	67,7	9,05
100-199	0,25017	0,08080 ***	32,3	0,13688	0,07772 ***	56,8	13,54
200-499	0,38535	0,10113 ***	26,2	0,22671	0,10736 ***	47,4	20,85
500-999	0,61503	0,16390 ***	26,6	0,40004	0,16285 ***	40,7	14,02
1.000-1.999	0,87149	0,17878 ***	20,5	0,55658	0,10738 ***	19,3	11,57
2.000+	2,07069	0,43650 ***	21,1	1,85812	0,43562 ***	23,4	23,54

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Per queste ultime, la media annuale dei saldi occupazionali sull'intero decennio di osservazione è pari a 0,043 unità, superiore di ben 0,15 unità (ATT, 345%) rispetto a quello che si sarebbe osservato in assenza del trattamento, che quindi sarebbe stato addirittura negativo. Tra le imprese T la classe dimensionale più piccola (fino a 20 mila euro) pesa soltanto per il 2,9%. Immediatamente dopo il trattamento, il g-ATT relativo più elevato si osserva per le imprese medio-piccole mentre per quelle grandi e grandissime (fatturato superiore al 1 milione di euro) l'effetto relativo si attesta al 20%, inferiore di 4 punti percentuali rispetto al dato complessivo. È plausibile supporre che le imprese più grandi ricorrano a più canali di reclutamento del personale: ricerca di figure specifiche, ricezione di curricula direttamente dal candidato lavoratore e così via. Questo comportamento si riscontra anche nel lungo periodo: l'effetto dovuto agli incrementi occupazionali seguiti all'incentivo GAGI producono un maggior impatto laddove minore è la probabilità di assunzioni future. Un discorso inverso vale per quel che concerne la quota di imprese T che mostrano saldi occupazionali positivi (figura II.1.7). In primo luogo l'indicatore cresce con la dimensione dell'impresa, e in secondo luogo, tra il 2016 e il 2019 la riduzione di questo indicatore, che riguarda in media le imprese di tutte le classi dimensionali, è più evidente, sia in termini relativi che come scarto in punti percentuali, tra le imprese piccole e medio piccole.

Figura II.1.7 Y+ per classe di fatturato. Anni 2016 e 2019



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Si passa ora ad analizzare il settore di attività economica dell'impresa. I migliori risultati in termini relativi del rapporto ( $\alpha/y\%$ ) si riscontrano nei settori dell'industria chimica, farmaceutica e della gomma, nell'industria dell'elettronica e delle apparecchiature elettriche ed elettroniche, nei settori



dell'energia, gas e acqua e in quello delle costruzioni (tavola II.1.5). In questi settori il tasso relativo si mantiene al di sopra del valore complessivo sia nel 2016 che nel 2019.

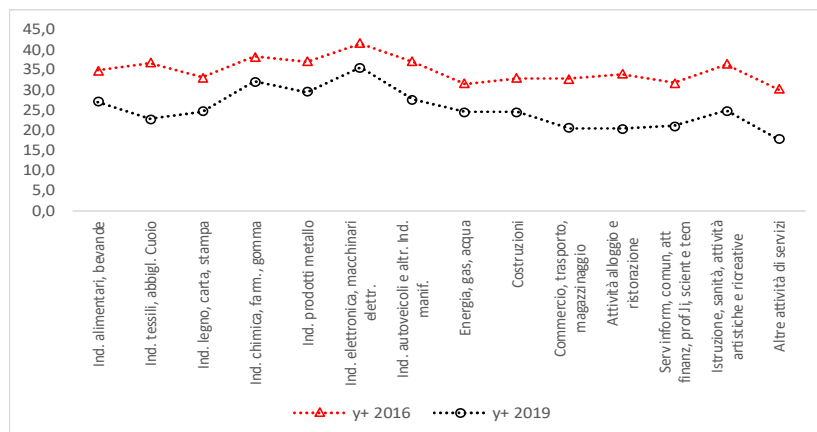
Tavola II.1.5 Stima OLS diff-in-diff del parametro g-ATT per settore di attività delle imprese

Settore Ateco	2016			2019			Peso % settore
	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$	
Ind. alimentari, bevande	1,03392	0,22136 ***	21,4	0,80076	0,13129 ***	16,4	3,4
Ind. tessili, abbigl. Cuoio	1,08233	0,13264 **	12,3	0,77581	0,18266 **	23,5	3,0
Ind. legno, carta, stampa	0,97078	0,25096 ***	25,9	0,80824	0,22171 ***	27,4	1,8
Ind. chimica, farm., gomma	1,22768	0,62498 ***	50,9	1,20022	0,67339 ***	56,1	2,3
Ind. prodotti metallo	0,83116	0,20110 ***	24,2	0,75567	0,24906 ***	33,0	5,1
Ind. elettronica, macchinari elettr.	1,05808	0,35750 ***	33,8	1,07727	0,41796 ***	38,8	4,7
Ind. autoveicoli e altr. Ind. manif.	0,96579	0,31627 ***	32,7	0,85479	0,35130 ***	41,1	3,6
Energia, gas, acqua	0,64671	0,19443 ***	30,1	0,46409	0,16071 ***	34,6	9,1
Costruzioni	0,52377	0,16461 ***	31,4	0,45770	0,19560 ***	42,7	11,1
Commercio, trasporto, magazzinaggio	0,89089	0,20466 ***	23,0	0,60290	0,14324 ***	23,8	15,4
Attività alloggio e ristorazione	0,67124	0,10091 ***	15,0	0,45122	0,06621 ***	14,7	13,6
Serv inform, comun, att finanz, prof.li, scient e tecn	0,93418	0,20449 ***	21,9	0,73568	0,21433 ***	29,1	15,9
Istruzione, sanità, attività artistiche e ricreative	1,28898	0,23772 ***	18,4	0,95582	0,13657 *	14,3	4,7
Altre attività di servizi	0,32545	0,10513 ***	32,3	0,21418	0,12291 ***	57,4	6,4

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

La riduzione nella quota di imprese T con saldi occupazionali positivi tra il 2016 e il 2017 riguarda tutti i settori benché nei settori dei servizi quali il commercio, le attività di ristorazione e le attività finanziaria, scientifiche la riduzione in termini di punti percentuali appare più elevata (figura II.1.8).

Figura II.1.8 Y+ per settore Ateco. Anni 2016 e 2019.



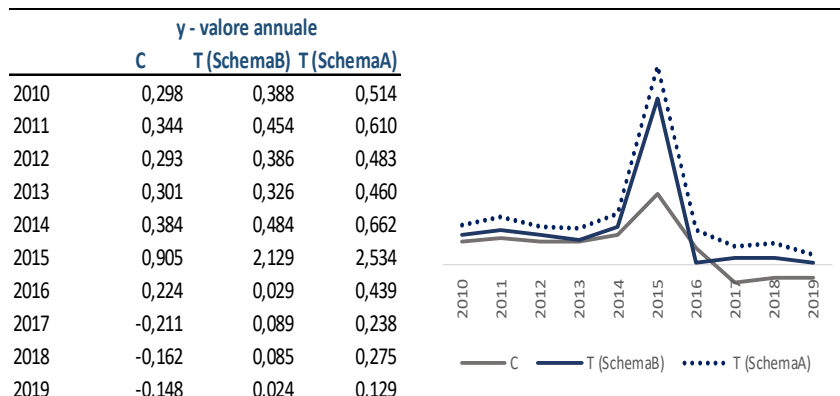
Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

## Approfondimento IIA.2 – Imprese beneficiarie con un solo trattamento

Obiettivo di questo approfondimento è verificare come cambiano i risultati qualora si escludessero dalla platea delle imprese T quelle che hanno beneficiato di incentivi GAGI per assunzioni anche nell'annualità 2016 (d'ora in avanti schema B). Le imprese T che vengono escluse da questa nuova definizione di unità in trattamento sono in totale 3.296. Ciò comporta che nello schema B il numero di imprese trattate si riduce a 16.333 e il numero di giovani assunti attraverso l'incentivo GAGI nel 2015 si riduce a 20.165 unità, per un rapporto di circa 1,23 assunzioni incentivate per impresa.

Rispetto alle precedenti analisi del capitolo il numero medio di assunti incentivati per impresa scende di 0,13 unità. Nelle figure che seguono sono riproposti i valori dei saldi occupazionali nelle due prospettive: saldo medio annuale (figura A2.1.1) e la media annuale di periodo (figura A2.1.2).

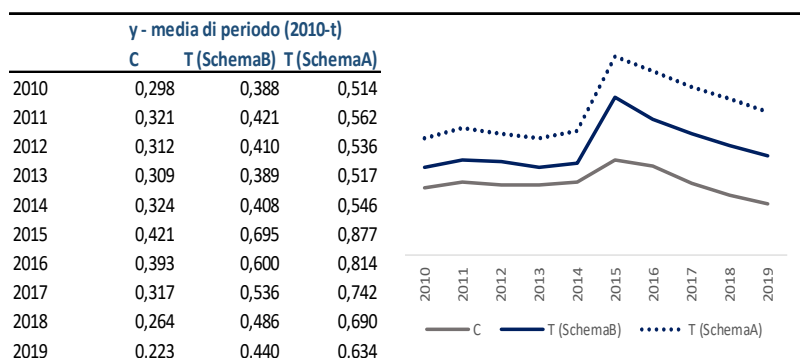
Figura A2.1.1 Saldi occupazionali medi



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

I grafici riportano i risultati per le imprese T sia nello schema precedente (per semplicità indicato come schema A) che nel nuovo schema B. Il passaggio dallo schema A allo schema B ha comportato un avvicinamento nei valori osservati per le imprese T e C. Ciò è dovuto principalmente alla forte caduta dei saldi occupazionali per l'anno 2016 per le imprese T, tanto che per il 2016 i saldi occupazionali medi per queste sono inferiori a quelli osservati per le imprese C. In effetti dalla sola osservazione grafica si è indotti ad una riflessione: appare con più evidenza che per buona parte delle imprese T, all'interno dello schema B, l'incentivo del 2015 abbia costituito lo strumento con cui *anticipare* decisioni di assunzione, che altrimenti sarebbero state effettuate negli anni immediatamente successivi.

Figura A2.1.2 Media annua dei saldi cumulati di periodo



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

È importante però osservare che l'effetto di medio-lungo periodo sui livelli occupazionali rispetto alla situazione controfattuale si mantiene positivo anche nello schema B (tavola A2.1.1). In termini relativi i valori ottenuti nello schema B non si discostano molto da quelli dello schema A con percentuali attorno al 30% negli anni 2018 e 2019.

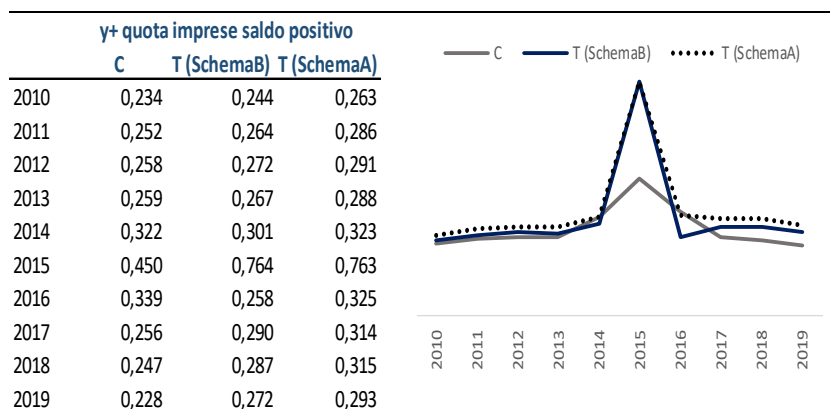
Tavola A2.1.1 Stime OLS diff-in-diff dei parametri ATT

t1	Schema A			Schema B		
	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$	Y	$\alpha$	$\alpha/Y\%$
2016	0,81440	0,20007 ***	24,57	0,59953	0,12310 ***	20,53
2017	0,74239	0,20350 ***	27,41	0,53576	0,13477 ***	25,15
2018	0,69044	0,20477 ***	29,66	0,48568	0,13791 ***	28,39
2019	0,63433	0,18983 ***	29,93	0,43954	0,13294 ***	30,24

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

L'analisi della variabile risultato relativa alla quota di imprese con saldo occupazionale positivo dà ulteriore conferma sull'impatto rilevante prodotto nell'immediato (anno 2016) nel passaggio dallo schema A allo schema B (figura A2.1.3). Nel 2016 soltanto il 25,8% delle imprese T mostrano un saldo occupazionale positivo contro il 33,8% delle imprese C e il 32,5% delle imprese T nel caso dello schema A.

Figura A2.1.3 Quota di imprese con saldo occupazionale positivo

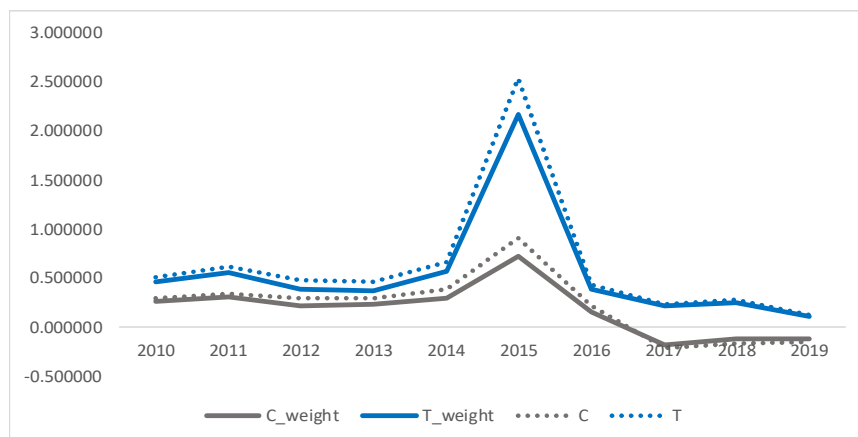


Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

### Approfondimento IIA.3 – Saldi occupazionali ponderati per tipologia di orario di lavoro

La variabile di risultato è stata sino a qui ottenuta per ciascuna impresa come la differenza tra il numero di attivazioni e di cessazioni intervenute in un certo periodo di tempo. Attivazioni e cessazioni non sono legate né alla forma contrattuale né alla tipologia di orario di lavoro: a tempo parziale o a tempo pieno. In questo approfondimento la variabile di risultato misurerà i saldi occupazionali ponderati alla tipologia di orario di lavoro, attribuendo un fattore pari a 1 (uno) alle attivazioni e alle cessazioni di rapporti di lavoro a tempo pieno, e un fattore pari a 0,6 alle attivazioni e alle cessazioni di rapporti di lavoro a tempo parziale. Senza andare nello specifico, si nota che gli effetti della ponderazione si concretizzano in una traslazione verso il basso del grafico dei saldi medi occupazionali rispetto alla situazione non ponderata (figura A3.1.1). Nel periodo precedente al trattamento la traslazione verso il basso sembra riguardare in egual misura sia le imprese trattate che le imprese non trattate.

Figura A3.1.1 – Saldo occupazionale medio ponderato



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Applicando il modello diff-in-diff alla nuova variabile di risultato misurata in termini di saldo medio annuale di periodo ( $Y_w$ ), la stima del parametro  $g$ -ATT individua un incremento di circa 0,18 unità nei primi tre anni successivi al trattamento per poi scendere a 0,17 unità nel 2019 (tavola A3.1.1). In termini relativi i risultati non sono troppo diversi da quelli ottenuti nel caso non ponderato.

Tavola A3.1.1 Stime OLS diff-in-diff del parametro  $g$ -ATT

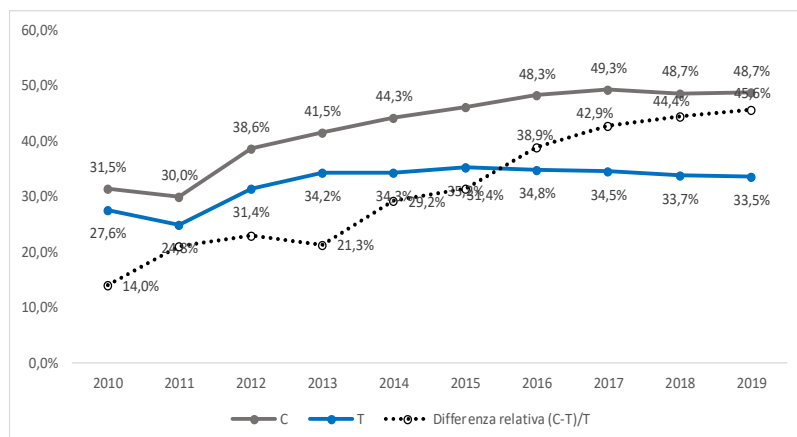
t1	yw	$\alpha_w$	Std. Err.	P>t	$\alpha/Y_w$ %	$\alpha/Y$ %
2016	0,7012	0,1801	0,0076	0,0000 ***	25,69	24,57
2017	0,6399	0,1810	0,0086	0,0000 ***	28,29	27,41
2018	0,5973	0,1805	0,0094	0,0000 ***	30,21	29,66
2019	0,5494	0,1658	0,0099	0,0000 ***	30,17	29,93

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Accanto a questi risultati appare interessante andare a considerare come è variata nel tempo, successivamente all'introduzione della politica, la quota di lavoro a tempo parziale sui saldi occupazionali delle imprese T e C. Anche in questo caso ci occuperemo del contributo del lavoro a tempo parziale rispetto alla media di periodo dei saldi occupazionali.

La percentuale di lavoro a tempo parziale è sensibilmente superiore per le imprese nel gruppo di confronto rispetto a quelle in trattamento. Questo già negli anni precedenti alla politica. Tuttavia, a partire dal 2014 si assiste ad un allargamento del divario che trova un'ulteriore spinta negli anni immediatamente successivi a partire dal 2016 (figura A3.1.2). In effetti la quota di nuova occupazione a tempo parziale per le imprese T rimane sostanzialmente costante, a partire dal 2012, con un valore che oscilla tra il 31,4% e il 33,5%. Nelle imprese C invece la percentuale della componente a tempo parziale rispetto ai saldi occupazionali sale ad oltre il 48% negli ultimi anni di osservazione.

Figura A3.1.2 – Quota del lavoro a tempo parziale sulla media dei saldi occupazionali di periodo



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

## II.2. Gli effetti sui giovani NEET

### II.2.1 Il disegno di valutazione

Si affronta ora l'altra faccia della medaglia: non cambia il **trattamento**, ma cambiano le unità trattate. I destinatari dello strumento non sono più le imprese ma i lavoratori. Il risultato che si intende valutare non è quello immediato, diretto, che risponde alla domanda: senza lo strumento il giovane NEET assunto avrebbe trovato comunque un'occupazione? Ma si intende analizzare la qualità dell'occupazione incentivata andando a misurare nel tempo la stabilità contrattuale. La domanda di valutazione di partenza è: il giovane NEET assunto tramite l'incentivo è riuscito ad ottenere un lavoro più stabile di quello che avrebbe ottenuto in circostanze diverse? L'argomento si presta a più misure, a più **variabili di risultato**. La più immediata è rappresentata dal tasso di tenuta contrattuale, che misura la continuità del rapporto di lavoro incentivato nel tempo. In riferimento al tempo, l'orizzonte di osservazione si estende a 12, 18, 24 e 36 mesi successivi all'avvio dell'assunzione incentivata. Un secondo outcome è rappresentato dalla quota di lavoratori che decidono di cambiare lavoro, misurato dalla quota di rapporti cessati per dimissioni volontarie del lavoratore. Nella valutazione degli effetti si farà uso di stimatori di matching, ed in particolare nella stima del parametro ATT (*Average Treatment Effect on the Treated*) si adatterà un approccio basato sul *Propensity Score Matching* (d'ora in avanti indicato anche PSM, o PS). Il **database** è costruito a partire dall'insieme delle imprese già oggetto di analisi nel paragrafo II.3.1. Rispetto a queste imprese, sono stati selezionati tutti i rapporti di lavoro intervenuti nel periodo di interesse, andando ad eliminare:

- i rapporti relativi a lavoratori che nel corso del 2015 hanno avuto più di tre attivazioni;
- i rapporti relativi a lavoratori nati prima del 1980;
- i rapporti di lavoro con contratti atipici (intermittente, domestico, ecc.).

Infine, per ogni singolo lavoratore si è selezionato un solo rapporto di lavoro corrispondente a quello di durata effettiva maggiore. Complessivamente il numero di lavoratori analizzati sono poco più di 405 mila, di cui 25.136 sono stati assunti tramite incentivo GAGI e, ai fini della presente analisi, rappresentano quindi le unità trattate (T). Per quanto riguarda le unità non trattate (C), queste sono 380.010 di cui 336.067 appartenenti ad imprese non beneficiarie dell'incentivo GAGI nel 2015, e 43.943 unità appartengono invece ad imprese beneficiarie dell'incentivo nel 2015 (tavola II.2.1).

Tavola II.2.1 Numero di lavoratori analizzati

	Imprese		Totale
	C	T	
Assunzioni non incentivate	336.067	43.943	380.010
Assunzioni incentivate		25.136	25.136
<b>Totale assunzioni 2015</b>	<b>336.067</b>	<b>69.079</b>	<b>405.146</b>

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Rispetto al campione utilizzato nel paragrafo II.3.1, il numero delle imprese si riduce a 121.957 unità, sono le imprese che hanno operato assunzioni nell'annualità 2015.

## II.2.2 Descrittive sulle variabili di risultato (prima del matching)

La popolazione di riferimento è definita su di un insieme omogeneo di imprese per quel che attiene regione, settore di attività e dimensione. Tuttavia, la somiglianza delle imprese non si traduce nell'omogeneità anche riguardo alla tipologia di rapporti di lavoro (tipologia di orario, tipologia di contratto) e alle caratteristiche anagrafiche e di occupabilità del lavoratore (età, livello di istruzione, genere, cittadinanza, esperienza lavorativa). Lavoratori trattati e non trattati saranno quindi in media, nell'universo di riferimento di partenza, sensibilmente diversi secondo vari aspetti tra quelli analizzati. Questo comporta che la differenza osservabile nei risultati tra giovani trattati e non trattati non è dovuta esclusivamente al trattamento, ma anche alle differenti caratteristiche degli individui, delle imprese e dei rapporti di lavoro. Ad incidere sui risultati osservati vi è innanzi tutto la diversa composizione che si osserva rispetto alla tipologia contrattuale degli assunti. Così, nel gruppo dei giovani trattati (T) solo il 5,7% è stato assunto con un contratto a tempo determinato, e il 57,4% con un rapporto a tempo indeterminato (tavola II.2.2). Tra i giovani assunti tra le imprese non beneficiarie del trattamento, circa la metà degli assunti (50,2%) aveva un contratto a tempo determinato e il 41,0% a tempo indeterminato.

Tavola II.2.2 Universo di riferimento per tipologia di contratto di lavoro

	Giovani 15-35 anni assunti per tipologia di impresa				
	C - imprese non beneficiarie		Totale C	T - imprese beneficiarie	
	imprese non beneficiarie	C - imprese beneficiarie	Totale C	T - imprese beneficiarie	Totale
<b>Totale</b>	<b>336.067</b>	<b>43.943</b>	<b>380.010</b>	<b>25.136</b>	<b>405.146</b>
Tempo Indeterminato	41,0	42,8	41,2	57,4	42,2
Apprendistato	8,8	12,7	9,3	36,9	11,0
Tempo determinato	50,2	44,5	49,5	5,7	46,8
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

I giovani assunti senza l'incentivo nelle imprese beneficiarie mostrano percentuali simili tra assunzioni a tempo indeterminato (42,8%) e a tempo determinato (44,5%). Per quanto riguarda l'apprendistato, si nota chiaramente come questa forma contrattuale sia particolarmente importante tra i giovani assunti con l'incentivo (36,9%). Oltre a questo, vi sono altre importanti differenze tra i giovani T e C, in parte dovute anche alla scelta di estendere il gruppo di controllo fino all'età di 35 anni. Lo scarto tra le età medie all'avvio del rapporto di lavoro del 2015 è pari a circa 3,1 anni a favore degli individui non trattati: 26,6 anni è l'età media per i giovani C contro 23,5 anni per i giovani T (tavola II.2.3). I giovani T sono mediamente più istruiti presentano circa 12,88 anni di scolarizzazione contro i 12,58 anni dei giovani C. Il 63,2% dei giovani in T ha avuto una o più precedenti esperienze lavorative, percentuale ben al di sotto (-19 p.p.) rispetto a quella osservata

per le unità del gruppo di confronto che è pari a 82,2%. All'opposto, ben il 46,7% dei giovani in T ha svolto un tirocinio in precedenza all'avvio del rapporto incentivato contro una percentuale pari al 12,8% per i giovani in C. Un'altra differenza è relativa alla quota di persone di origine straniera: nel gruppo dei trattati questa percentuale raggiunge l'8,5% mentre per il gruppo C arriva al 18,9%. I rapporti di lavoro incentivati si concentrano nella parte finale dell'anno 2015, con un baricentro nel mese di settembre, mentre le assunzioni dei giovani C si distribuiscono più uniformemente nell'anno avendo come baricentro la fine di giugno.

Tavola II.2.3 Valori medi per T e C di alcune variabili di controllo

CAT	Variabile	average		Diff	Std. error	P> t
		T	C			
IM1	Media addetti	36.296	57.485	-21.189	0.915	***
IM2	Ditta individuale	0.267	0.248	0.019	0.003	***
RL1	Mese avvio rapporto lavoro	9.022	6.876	2.146	0.022	***
RL3	Tempo parziale	0.342	0.406	-0.064	0.003	***
RL4	Qualifiche prof.li alte	0.150	0.170	-0.020	0.002	***
RL4	Qualifiche prof.li medie	0.708	0.596	0.112	0.003	***
RL4	Qualifiche prof.li basse	0.142	0.234	-0.092	0.003	***
RL5	Tempo indeterminato	0.574	0.412	0.162	0.003	***
RL5	Apprendistato	0.369	0.093	0.276	0.002	***
RL5	Tempo determinato	0.057	0.495	-0.438	0.003	***
IN1	Donne	0.435	0.409	0.026	0.003	***
IN2	Età avvio rapporto lavoro	23.506	26.587	-3.080	0.031	***
IN3	Anni di studio	12.876	12.580	0.296	0.019	***
IN4	Origine straniera	0.085	0.189	-0.104	0.003	***
IN5	Età avvio primo rapporto lavoro	21.137	22.924	-1.788	0.026	***
IN5	Presenza precedenti rapporti lav	0.632	0.822	-0.190	0.003	***
IN5	Durata max prec. rapp lavoro	306.871	594.473	-287.602	5.208	***
IN5	Durata max prec. rapp lav condiz	485.585	723.116	-237.531	6.788	***
IN6	Tirocinio avviato in precedenza	0.467	0.128	0.340	0.002	***
RL2	Lombardia	0.262	0.261	0.001	0.003	
RL2	Trento	0.006	0.007	-0.001	0.001	**
RL2	Veneto	0.068	0.061	0.006	0.002	***
RL2	Friuli Venezia Giulia	0.015	0.013	0.002	0.001	***
RL2	Liguria	0.021	0.019	0.002	0.001	**
RL2	Emilia Romagna	0.072	0.076	-0.004	0.002	**
RL2	Toscana	0.089	0.079	0.010	0.002	***
RL2	Umbria	0.011	0.010	0.000	0.001	
RL2	Marche	0.059	0.049	0.010	0.001	***
RL2	Lazio	0.083	0.103	-0.020	0.002	***
RL2	Abruzzo	0.020	0.021	-0.001	0.001	
RL2	Molise	0.003	0.004	0.000	0.000	
RL2	Campania	0.037	0.048	-0.011	0.001	***
RL2	Puglia	0.051	0.055	-0.004	0.001	**
RL2	Basilicata	0.008	0.009	-0.001	0.001	
RL2	Calabria	0.039	0.039	0.000	0.001	
RL2	Sicilia	0.107	0.100	0.006	0.002	***
RL2	Sardegna	0.050	0.046	0.004	0.001	***

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Prima di affrontare l'analisi valutativa con approccio controfattuale, si vuole concludere il presente paragrafo fornendo alcune descrittive dei risultati osservati sui due gruppi T e C, prima del matching. Il motivo è duplice, da un lato questo permette di dare una prima descrizione delle variabili di risultato analizzate, dall'altro si dà piena evidenza dell'importanza dell'analisi valutativa con approccio controfattuale. Quest'ultima consentirà di misurare la differenza in media dei risultati osservati tra la popolazione T e C\*, dove C\* è la sottopopolazione di C che più assomiglia a T.

Una prima osservazione che possiamo ricavare è come nelle imprese beneficiarie di incentivi GAGI i tassi di tenuta contrattuale sono mediamente più elevati anche laddove l'assunzione non sia stata incentivata. La probabilità che un individuo mantenga il proprio contratto di lavoro dopo 12 mesi è pari al 47,9% nel caso in cui esso appartenga ad imprese non incentivate, sale al 56,8% nel caso in cui, pur se non assunto tramite incentivo, sia stato assunto presso un'impresa beneficiaria dell'incentivo, fino ad arrivare all'80% nel caso di rapporto di lavoro incentivato (tavola II.2.4).

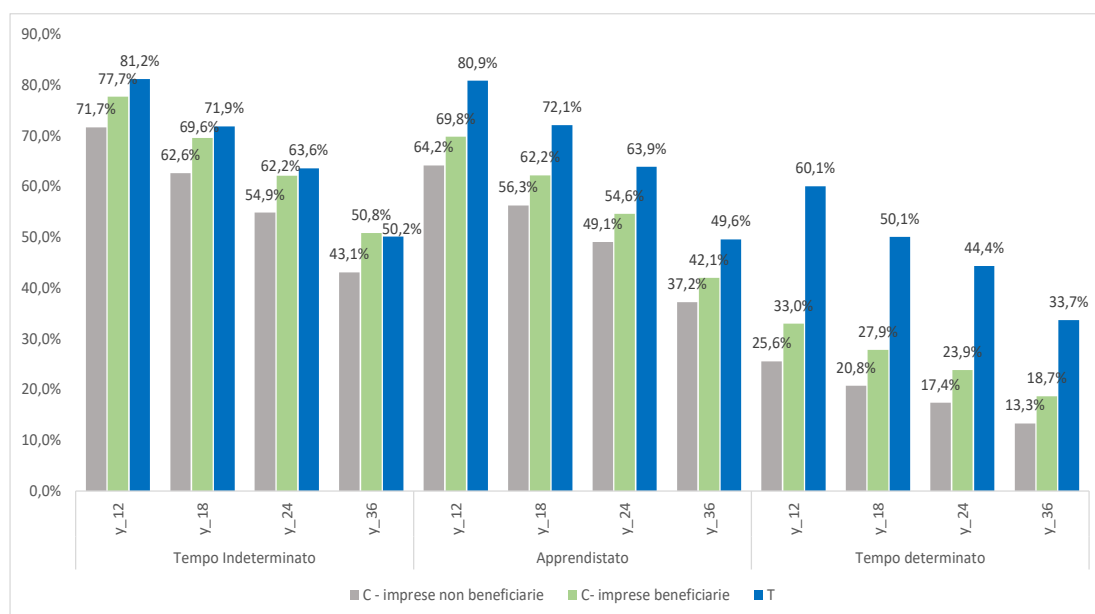
Tavola II.2.4 Tassi di tenuta contrattuale per tipologia di impresa

	C - imprese non beneficiarie	C- imprese beneficiarie	T
y_12	47,9%	56,8%	79,9%
y_18	41,1%	50,1%	70,7%
y_24	35,6%	44,2%	62,6%
y_36	27,6%	35,4%	49,0%

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

La stessa dinamica si ripresenta, a livelli inferiori, nei casi in cui la tenuta contrattuale sia misurata a 18, 24 o 36 mesi. Ad incidere sui risultati vi è ovviamente la natura del rapporto di lavoro: a tempo indeterminato, apprendistato o a tempo determinato (figura II.2.1).

Figura II.2.1 Tassi TC: unità T e C prima del matching



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

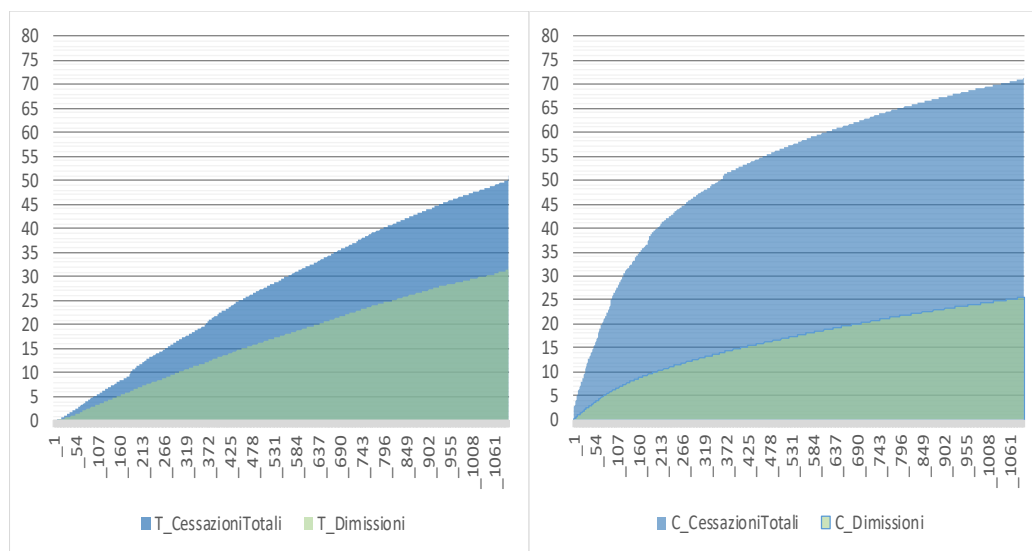
Tra i rapporti a tempo indeterminato, si osserva un avvicinamento sensibile nei tassi di tenuta contrattuale soprattutto con riferimento ai lavoratori assunti nelle imprese beneficiarie. Appaiono più



netti i risultati migliori per le unità trattate (T) tra le altre tipologie contrattuali considerate: l'apprendistato e, con ancor più evidenza, i rapporti di lavoro a tempo determinato. Chiaramente in quest'ultimo caso agisce la più alta probabilità di una successiva trasformazione del rapporto a tempo indeterminato.

Duale rispetto alla tenuta contrattuale è la cessazione del rapporto di lavoro. Da questo punto di vista l'analisi dei tassi di cessazione non aggiunge elementi: tassi di cessazione più elevati si osservano per C rispetto a T (figura II.2.2).

Figura II.2.2 Rapporti di lavoro cessati. Valori %



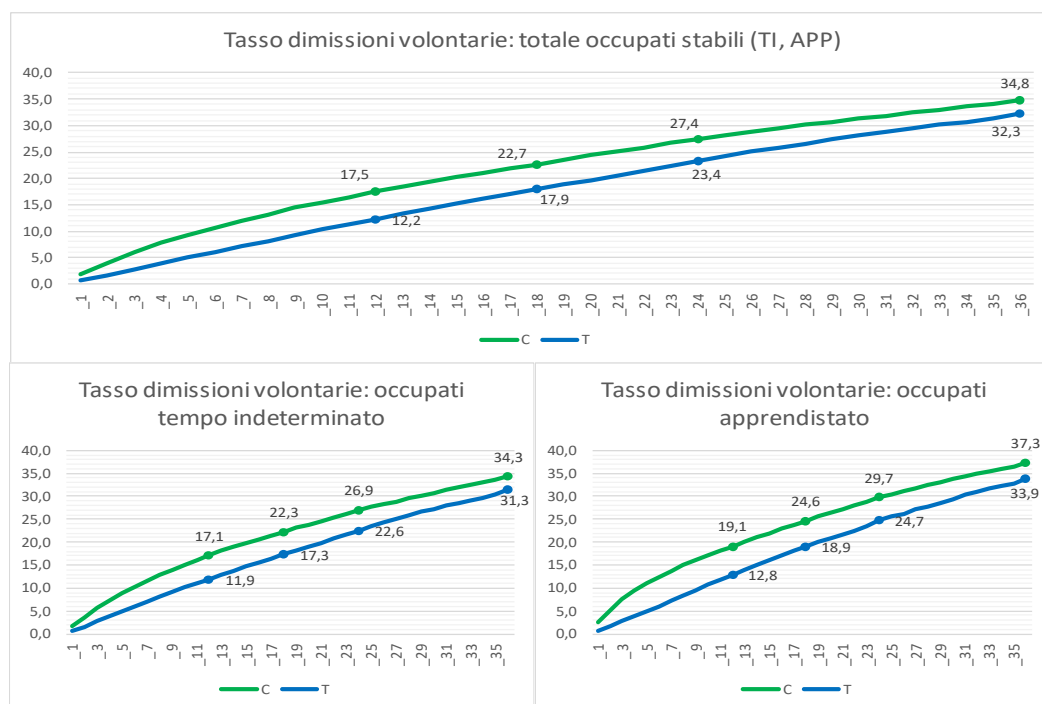
Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

La curva cumulata delle cessazioni per i giovani C cresce esponenzialmente nel primo anno, per poi presentarsi più lineare nel medio lungo periodo; per i giovani T l'andamento della curva presenta invece un andamento lineare durante tutto il periodo considerato. Questo è dovuto alla diversa composizione per tipologia di contratto tra gli occupati T e C, ed in particolare il contributo dei rapporti a termine che arriva al 50% tra i giovani C, mentre è pari al 5,7% per i giovani T. L'interesse per le analisi valutative è dato dal tasso di dimissioni volontarie<sup>14</sup> (d'ora in avanti tDV). Il motivo è che tale misura possa celare la presenza occupazioni non pienamente soddisfacenti. Appare dunque lecito limitare l'attenzione ai soli rapporti di lavoro a tempo indeterminato e di apprendistato, cioè ai rapporti di lavoro che hanno una natura stabile dal punto di vista contrattuale.

Il tDV è più elevato per i giovani C con una lenta tendenza a convergere nel lungo periodo (figura II.2.3). Il tDV entro i 12 mesi è pari al 17,5% per i giovani C e al 12,2% per i giovani T, con uno scarto di 5,3 punti percentuali. A 18 mesi il tDV sale al 22,7% per i giovani C e al 17,9% per i giovani T per cui lo scarto si riduce a 4,7 punti percentuali. A 36 mesi dall'avvio del contratto il tDV arriva al 34,8% per i giovani C e al 32,3% per i giovani T, con la forbice che si riduce ulteriormente a 2,5 punti percentuali. La dinamica descritta appare simile se si osservano separatamente i rapporti di lavoro a tempo indeterminato e di apprendistato: per quest'ultimo i divari appaiono più elevati soprattutto nel breve periodo.

<sup>14</sup> Sono considerate dimissioni volontarie le cause di cessazione per "dimissioni" e per "rescissione consensuale".

Figura II.2.3 Tasso di dimissioni volontarie per 100 rapporti di lavoro (stabili) avviati nel 2015



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

### II.2.3 Gli effetti degli incentivi sui giovani NEET

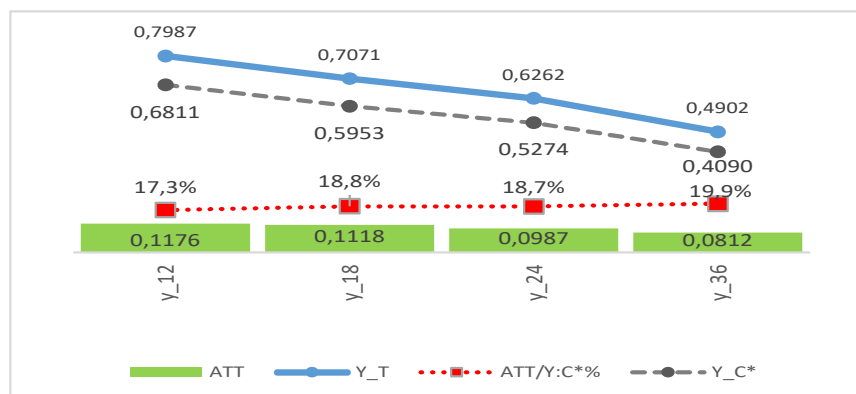
Nelle analisi che seguono verranno considerate tra le unità di controllo (C), tutti gli individui assunti nel 2015 senza l'incentivo GAGI, indipendentemente dall'impresa di appartenenza: sia essa, cioè, a sua volta beneficiaria o meno dell'incentivo GAGI. Si ricorda inoltre che l'insieme delle imprese non beneficiarie dell'incentivo GAGI appartengono al campione bilanciato, già utilizzato per le analisi del paragrafo II.1.1. Tra gli aspetti più importanti nell'identificazione di un modello di PSM vi è la scelta e la misurazione delle variabili di controllo o *confounders*. L'analisi sfrutta in senso verticale e orizzontale la struttura dei dati a disposizione, raggruppando le variabili di controllo in tre macro gruppi: le imprese di appartenenza; le caratteristiche del rapporto di lavoro; le caratteristiche anagrafiche e di occupabilità individuali (cfr. nota metodologica).

Si inizia dalla stima dell'effetto medio del trattamento sui trattati (ATT) per i diversi outcome relativi alla tenuta contrattuale rilevata rispettivamente a 12 mesi ( $y_{12}$ ), 18 mesi ( $y_{18}$ ), 24 mesi ( $y_{24}$ ) e 36 mesi ( $y_{36}$ ) dall'avvio del rapporto di lavoro nel 2015.

A 12 mesi l'effetto medio sulla tenuta contrattuale del lavoro incentivato per T è pari a +11,8 punti percentuali, ovvero la differenza tra il tasso TC osservato per T (79,9%) e quello stimato per il gruppo di controllo C\* (68,1%) (figura II.2.4). In termini relativi, cioè il rapporto tra l'ATT e il relativo tasso di TC del controfattuale C\*, l'effetto si traduce in un +17,3% di giovani che mantengono il proprio contratto rispetto alla situazione controfattuale. Spostando l'asse temporale sul medio e lungo periodo si osserva un incremento, in termini relativi, dell'effetto fino ad arrivare ad un +19,9% a 36 mesi, corrispondente alla stima ATT di +8,1 punti percentuali<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Nel medio lungo periodo il parametro ATT si riduce passando da +0,1176 (12 mesi) a +0,0812 (36 mesi), ma questa riduzione si traduce in un aumento degli effetti in termini relativi misurati sull'outcome osservato sul gruppo dei controlli.

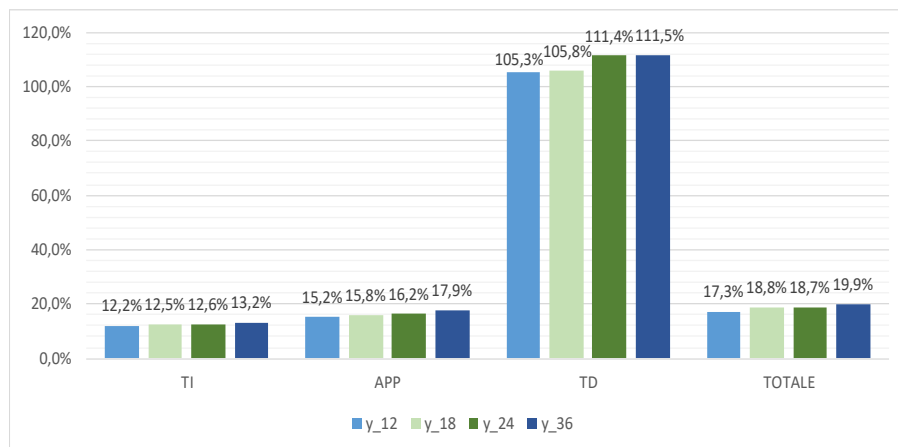
Figura II.2.4 Stime dell'ATT per i tassi di tenuta contrattuale



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

L'effetto relativo è più basso tra i rapporti di lavoro a tempo indeterminato: si va dal +12,2% a 12 mesi, fino al 13,2% a 36 mesi. Per l'apprendistato l'effetto in termini relativi aumenta rispettivamente a 15,2% a 12 mesi fino al 17,9% a 36 mesi (figura II.2.5). Per i trattati con contratto a tempo determinato l'effetto sulla tenuta occupazionale è superiore al 100%, fino ad arrivare al 111,3% a 36 mesi, vale a dire il tasso di tenuta occupazionale osservato su T più che raddoppia quello osservato sul gruppo C\*.

Figura II.2.5 Stime dell'ATT per tipologia di contratto

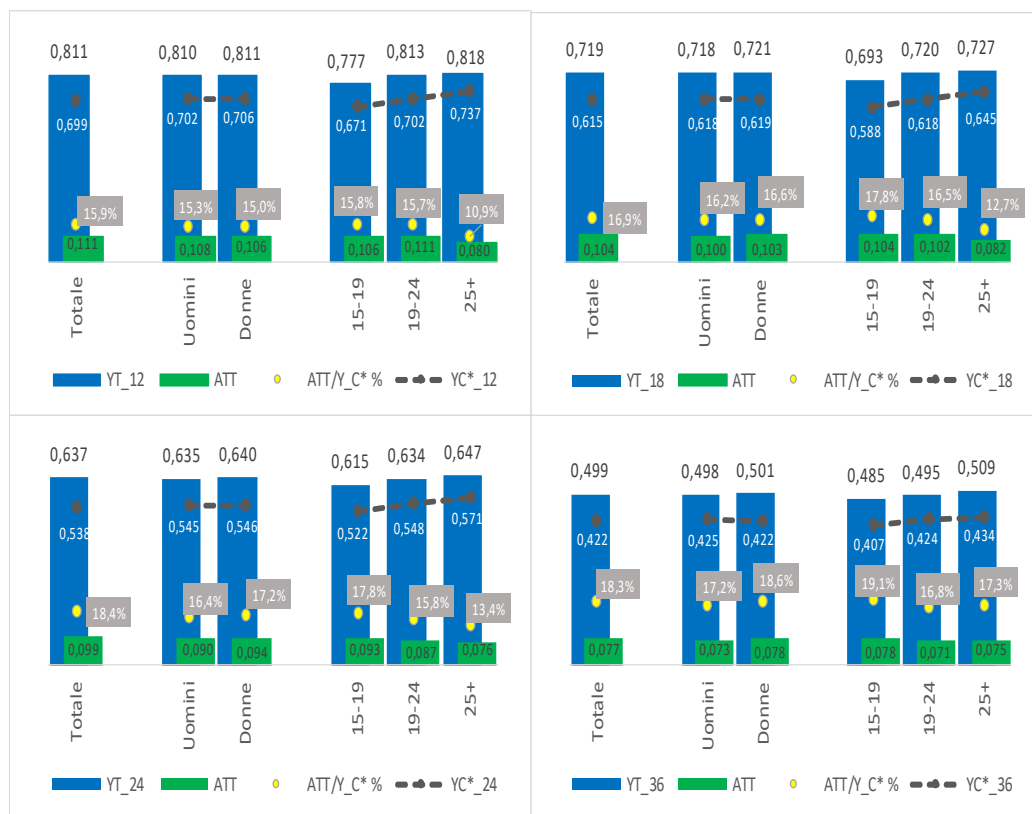


Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Il giovane assunto a tempo determinato tramite un incentivo GAGI ha una maggiore probabilità, rispetto ad un analogo rapporto non incentivato, di vedersi in futuro trasformare a tempo indeterminato il rapporto di lavoro.

Si restringe ora l'analisi ai contratti aventi caratteristiche di stabilità tenendo insieme i rapporti di lavoro a tempo indeterminato o di apprendistato professionalizzante. L'unione delle due tipologie contrattuali porta ad un aumento dell'effetto ATT relativo, il quale si mostra superiore al più alto tra quelli stimati separatamente per i contratti a tempo indeterminato e di apprendistato (figura II.2.6).

Figura II.2.6 Stime dell'ATT per genere ed età del giovane assunto



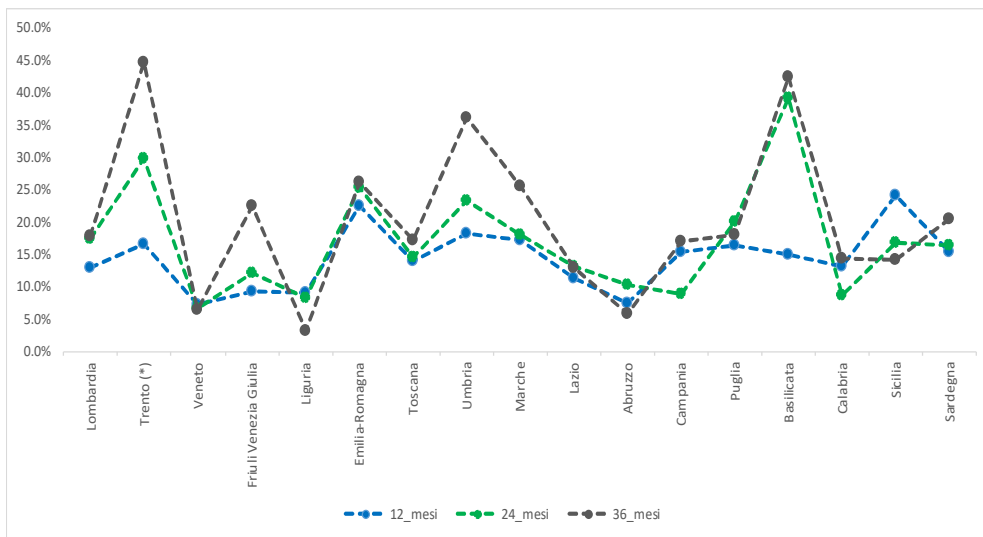
Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Non ci sono differenze sensibili rispetto al genere nei quattro anni di riferimento temporale. Rispetto al parametro ATT, un effetto relativo superiore si osserva per le donne nel lungo periodo (24 e 36 mesi): a 36 mesi l'effetto relativo dell'ATT è pari 18,6% per le donne e al 17,2% per gli uomini con uno scarto di 1,4 punti percentuali. L'effetto del trattamento si riduce con l'aumentare dell'età, benché anche in questo caso le differenze tendano a smorzarsi nel lungo periodo. Considerando i tassi di tenuta occupazionale nel breve-medio periodo (12-18 mesi), nella classe di età dei più giovani (under 25) l'effetto relativo dell'ATT è più alto di 4-5 punti percentuali rispetto a quello osservato nella classe dei giovani più maturi (25 anni e più). A 36 mesi questo divario scende a 1,5-2 punti percentuali.

Ad esclusione delle regioni più piccole, per le quali il dato può essere soggetto a maggiore variabilità campionaria, i migliori risultati in termini relativi del parametro ATT si osservano nelle regioni della dorsale appenninica settentrionale (figura II.2.7 e tavola II.2.5): Emilia Romagna, Toscana, Marche e Umbria. Gli effetti relativi aumentano passando dal breve al lungo periodo con valori che sono sempre costantemente superiori al 20%. Esiste un blocco di regioni in cui l'effetto relativo si mantiene costante nel periodo, e altre invece che mostrano una più accentuata variabilità. Tra le prime ci sono il Veneto, l'Emilia Romagna, la Toscana, il Lazio. Tra le seconde Friuli Venezia Giulia, Umbria, e Basilicata<sup>16</sup> mostrano un'accentuata relazione crescente dell'effetto relativo con il tempo fino a presentare consistenti picchi positivi in corrispondenza dei 36 mesi. La regione Sicilia mostra, al contrario, un'evidente relazione negativa degli effetti relativi sulla tenuta contrattuale passando da valori più alti nel breve periodo a valori più bassi nel lungo periodo.

<sup>16</sup> Per la regione Molise e la PA di Trento l'alta variabilità può essere indotta dalla bassa numerosità. Per queste regioni, infatti, le stime del parametro ATT risultano molto sensibili alle specificità del modello (funzioni del PS e alle tecniche di matching).

Figura II.2.7 Stime dell'ATT relativo, per regione



(\*) il dato della regione Trento appare più sensibile rispetto a variazioni del metodo di matching

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Tavola II.2.5 Stime ATT della tenuta contrattuale per regione e mesi dall'avvio del rapporto di lavoro

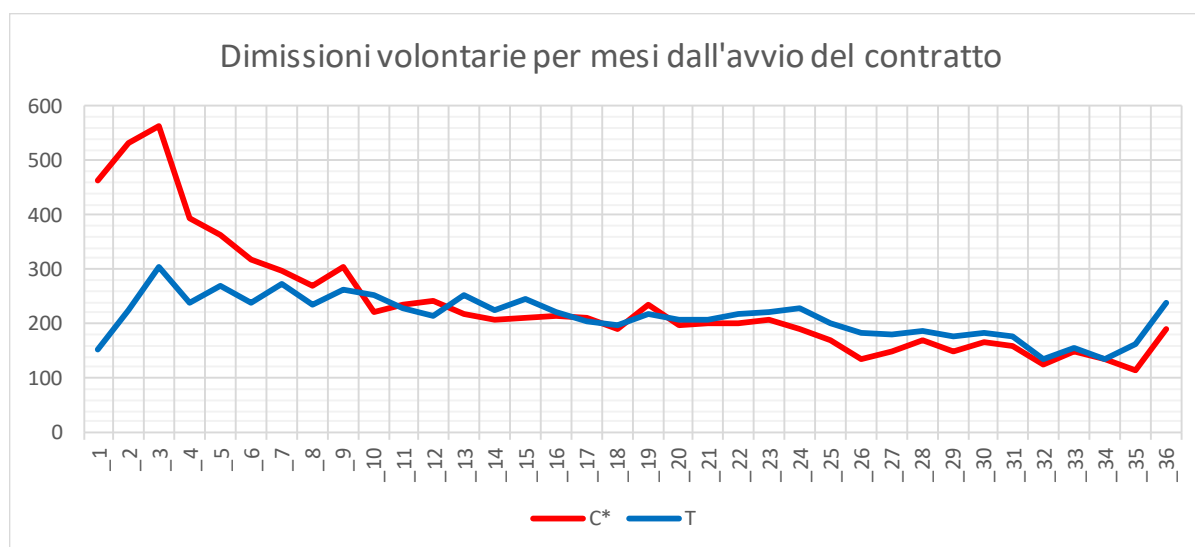
	12 mesi				
	Y_T	Y_C*	ATT	P> t	ATT/Y_C* %
Lombardia	0,844	0,747	0,097	***	13,0%
Trento	0,889	0,763	0,126		16,5%
Veneto	0,793	0,739	0,053	**	7,2%
Friuli Venezia Giulia	0,836	0,765	0,071	**	9,3%
Liguria	0,739	0,677	0,062		9,2%
Emilia-Romagna	0,810	0,661	0,149	***	22,5%
Toscana	0,802	0,705	0,098	***	13,9%
Umbria	0,873	0,739	0,135	*	18,3%
Marche	0,815	0,696	0,119	***	17,1%
Lazio	0,797	0,717	0,080	***	11,2%
Abruzzo	0,819	0,762	0,056		7,4%
Campania	0,787	0,682	0,105	**	15,4%
Puglia	0,769	0,661	0,108	***	16,4%
Basilicata	0,768	0,669	0,100		14,9%
Calabria	0,742	0,656	0,086	**	13,1%
Sicilia	0,848	0,683	0,165	***	24,2%
Sardegna	0,734	0,637	0,098	***	15,4%
	18 mesi				
	Y_T	Y_C*	ATT	P> t	ATT/Y_C* %
Lombardia	0,772	0,667	0,106		15,8%
Trento	0,859	0,702	0,157	***	22,3%
Veneto	0,710	0,658	0,052	**	7,9%
Friuli Venezia Giulia	0,757	0,673	0,084	**	12,4%
Liguria	0,635	0,608	0,027		4,4%
Emilia-Romagna	0,720	0,581	0,139	***	23,9%
Toscana	0,727	0,627	0,100	***	15,9%
Umbria	0,816	0,638	0,179	***	28,0%
Marche	0,736	0,614	0,121	***	19,8%
Lazio	0,697	0,621	0,077	***	12,3%
Abruzzo	0,726	0,685	0,041		5,9%
Campania	0,644	0,587	0,057		9,7%
Puglia	0,671	0,569	0,102	***	17,9%
Basilicata	0,726	0,564	0,162	**	28,8%
Calabria	0,592	0,555	0,037		6,6%
Sicilia	0,728	0,595	0,133	***	22,4%
Sardegna	0,643	0,546	0,098	***	17,9%
	24 mesi				
	Y_T	Y_C*	ATT	P> t	ATT/Y_C* %
Lombardia	0,694	0,591	0,102		17,3%
Trento	0,800	0,617	0,183	***	29,7%
Veneto	0,625	0,586	0,039		6,7%
Friuli Venezia Giulia	0,651	0,580	0,070	**	12,1%
Liguria	0,577	0,533	0,044		8,2%
Emilia-Romagna	0,643	0,513	0,130	***	25,4%
Toscana	0,650	0,568	0,083	***	14,6%
Umbria	0,767	0,622	0,145	**	23,3%
Marche	0,648	0,550	0,099	***	17,9%
Lazio	0,616	0,544	0,072	***	13,2%
Abruzzo	0,659	0,597	0,062		10,4%
Campania	0,548	0,504	0,045		8,8%
Puglia	0,599	0,499	0,100	***	20,0%
Basilicata	0,647	0,465	0,182	**	39,1%
Calabria	0,518	0,476	0,042		8,8%
Sicilia	0,624	0,535	0,089	***	16,7%
Sardegna	0,559	0,480	0,078	**	16,3%
	36 mesi				
	Y_T	Y_C*	ATT	P> t	ATT/Y_C* %
Lombardia	0,550	0,467	0,083		17,8%
Trento	0,711	0,492	0,219	***	44,5%
Veneto	0,495	0,466	0,029		6,3%
Friuli Venezia Giulia	0,537	0,438	0,099	**	22,5%
Liguria	0,445	0,431	0,013		3,1%
Emilia-Romagna	0,508	0,403	0,105	***	26,1%
Toscana	0,521	0,444	0,077	***	17,2%
Umbria	0,649	0,477	0,172	***	36,1%
Marche	0,543	0,432	0,110	***	25,5%
Lazio	0,472	0,418	0,054	**	12,9%
Abruzzo	0,511	0,483	0,028		5,9%
Campania	0,427	0,364	0,062		17,1%
Puglia	0,447	0,379	0,068	**	18,0%
Basilicata	0,511	0,359	0,152	**	42,3%
Calabria	0,390	0,341	0,049		14,4%
Sicilia	0,455	0,399	0,057		14,2%
Sardegna	0,441	0,366	0,075	**	20,5%

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Concludiamo l'analisi sugli effetti dell'incentivo sui lavoratori beneficiari attraverso la stima del parametro ATT relativo al tDV (tasso di dimissioni volontarie). La ratio del presente risultato è quella di utilizzare una misura indiretta sulla qualità dell'occupazione: tassi di dimissioni volontarie più alti sono collegati ad una qualità dell'occupazione più bassa. Dunque, a differenza dei paragrafi precedenti, nell'analisi valutativa del trattamento occorre considerare come positivo un valore negativo dell'ATT: in assenza del trattamento il tDV che avremmo osservato sulla popolazione trattata sarebbe stato superiore a quello fattuale. L'analisi è limitata ai soli contratti di lavoro di natura stabile, facendo rientrare in questo concetto oltre al contratto di lavoro a tempo indeterminato, anche il contratto di apprendistato. Come per il tasso di tenuta contrattuale, anche per il tDV i risultati saranno misurati a 12, 18, 24 e 36 mesi dall'avvio del rapporto di lavoro. Infine, utilizzeremo lo stesso modello di PS del paragrafo precedente: per ogni unità trattata T l'abbinamento avverrà con le stesse unità non trattate C\*.

Un primo risultato interessante riguarda l'andamento del numero delle dimissioni volontarie osservate rispetto ai mesi trascorsi dall'avvio del rapporto di lavoro (figura II.2.8): nell'arco del primo anno di contratto il numero delle dimissioni che avremmo osservato sui trattati (linea rossa nella figura) è sensibilmente superiore rispetto a quanto osservato nel fattuale (linea blu nella figura). Trascorso il primo anno di contratto la relazione si inverte per cui il numero delle dimissioni osservate sui trattati appaiono più elevate rispetto a quelle che si sarebbero osservate in assenza del trattamento, ma con uno scarto inferiore rispetto a quello osservato nel primo anno.

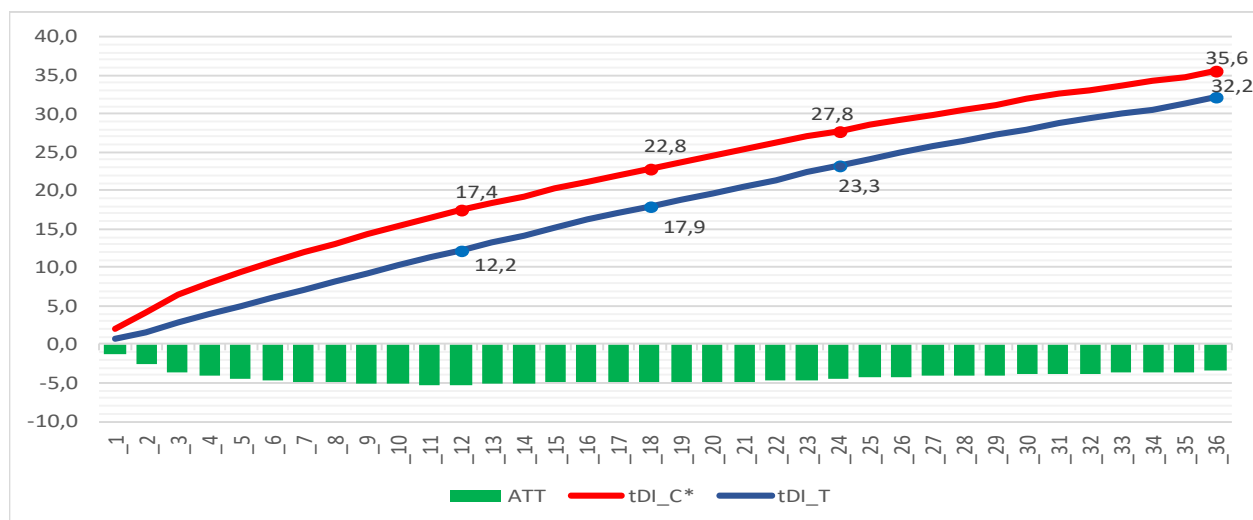
Figura II.2.8 Numero dimissioni volontarie per distanza dall'avvio del rapporto di lavoro: situazione fattuale e controfattuale per la popolazione dei trattati.



Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

La dinamica osservata si riflette nell'andamento del tDV cumulato (figura II.2.9): l'effetto medio del trattamento sui trattati (ATT) raggiunge il massimo al termine del primo anno (-5,2 punti percentuali a 12 mesi) per poi decrescere lentamente all'aumentare della distanza dall'avvio del contratto (-3,4 punti percentuali a 36 mesi).

Figura II.2.9 Tasso dimissioni volontarie per distanza in mesi dall'avvio del contratto: situazione fattuale e controfattuale per la popolazione dei Trattati.



Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

In termini relativi l'ATT si riduce passando da -30,1% rilevato a 12 mesi, al - 9,5% rilevato a 36 mesi (tavola II.2.6). In altre parole, il numero delle dimissioni dei giovani assunti con incentivo, complessivamente osservate a 12 mesi dall'avvio del rapporto di lavoro, sono inferiori del 30,1% rispetto a quelle che si sarebbero osservate in assenza del trattamento; a 36 mesi di distanza dall'avvio il numero delle dimissioni complessivamente osservate sono inferiori del 9,5% rispetto a quelle che si sarebbero osservate in mancanza del trattamento.

Tavola II.2.6 Stime ATT per mesi di distanza dall'avvio del rapporto di lavoro

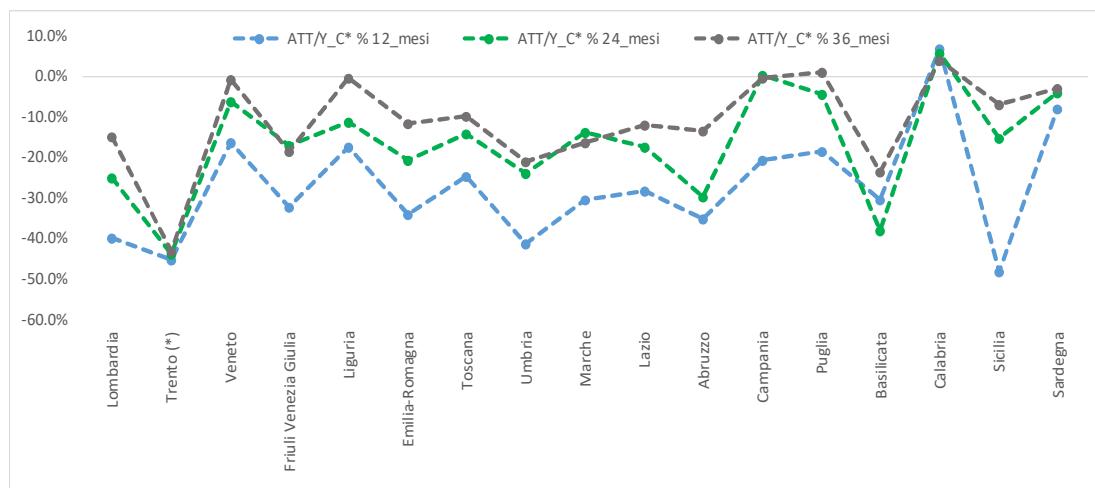
	T	C*	ATT	P> t	ATT/C* %
12_mesi	0,122	0,175	-0,053	***	-30,1%
18_mesi	0,179	0,229	-0,050	***	-21,7%
24_mesi	0,234	0,278	-0,044	***	-16,0%
36_mesi	0,323	0,357	-0,034	***	-9,5%

Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Si prosegue ora l'analisi del tDV per regione e per alcune caratteristiche dei giovani coinvolti. Il dato per regione mostra un caso limite per la Sicilia, in cui nel primo anno di contratto il numero dei giovani trattati dimessi si riduce di quasi la metà (-48,2%) rispetto a quanto osservato sul gruppo C\* (figura II.2.9).



Figura II.2.9 Stime ATT relativo per mesi di distanza dall'avvio del rapporto di lavoro per regione



(\*) il dato della regione Trento appare più sensibile rispetto a variazioni del metodo di matching

Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Infine la Calabria mostra un valore dell'ATT positivo benché non sia significativamente diverso da zero.

In termini relativi, la riduzione del tDV appare più rilevante per le donne e per la fascia di età più matura (tavola II.2.7).

Tavola II.2.7 Stime ATT relativo per mesi di distanza dall'avvio del rapporto di lavoro secondo alcune caratteristiche dell'individuo

	ATT/Y_C* %			
	12_mesi	18_mesi	24_mesi	36_mesi
Uomini	-28,8	-20,4	-14,6	-8,2
Donne	-31,1	-22,4	-16,8	-10,0
15-18anni	-22,1	-16,4	-11,2	-4,3
19-24anni	-27,3	-18,5	-11,7	-5,7
25-29anni	-28,0	-21,0	-17,1	-17,1

Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

## Aspetti conclusivi

La parte II ha affrontato l'analisi valutativa, con approccio controfattuale, dell'incentivo all'occupazione Garanzia Giovani finanziato nel 2015 attraverso il Programma Operativo Nazionale IOG. L'analisi valutativa ha guardato diversi risultati e, soprattutto, ha rivolto l'attenzione a due diversi soggetti in trattamento: le imprese, che con l'assunzione del giovane NEET sono le effettive beneficiarie del trattamento economico-finanziario dello strumento; i giovani NEET assunti per il tramite del rapporto di lavoro incentivato. Rispetto alle imprese-Trattate la domanda di valutazione si è rivolta ad analizzare gli effetti prodotti dall'incentivo sui livelli occupazionali delle imprese nei quattro anni successivi al trattamento. Per i giovani NEET-Trattati l'interesse valutativo ha riguardato gli aspetti legati alla qualità del lavoro (tenuta contrattuale e tasso di dimissioni volontarie).

L'analisi condotta ha mostrato l'efficacia dello strumento sia per l'impresa beneficiaria che per il lavoratore assunto. Le imprese che hanno assunto nel 2015 tramite incentivo hanno evidenziato incrementi positivi nei livelli occupazionali anche negli anni successivi: l'incremento medio annuale di periodo dei saldi occupazionali stimato è pari a +0,19 unità rispetto a quanto ci si sarebbe aspettato nella situazione controfattuale. Volendo tradurre questo numero in unità di lavoratori, allora dovremmo dire che nell'arco di tempo considerato, le 19.629 imprese trattate hanno assunto circa 37 mila 200 lavoratori in più rispetto a quelli stimati nella situazione controfattuale di non trattamento. Non vi è dubbio che nel breve periodo gli effetti positivi siano tangibili: si assiste ad incremento occupazionale anche superiore a quello atteso. Nel medio lungo-periodo però l'efficacia sul sistema Paese appare meno trasparente: l'*overshooting* iniziale nei saldi occupazionali, tende con il trascorrere del tempo ad esaurirsi e alcune imprese si riposizionano su livelli di crescita anche inferiori a quelli pre-trattamento, mentre per altre imprese l'equilibrio di medio lungo periodo continua a mantenersi a livelli superiori a quelli pre-trattamento. Tuttavia, accanto a questa situazione che coinvolge le imprese beneficiarie, vi sono le altre imprese non beneficiarie e selezionate nel gruppo di controllo le quali mostrano saldi occupazionali medi negativi successivamente all'introduzione dello strumento.

Per la sua natura l'incentivo si mostra uno strumento di politica pubblica particolarmente vantaggioso per le imprese che decidono di (possono?) farne ricorso. Semplificando, si possono ravvisare le seguenti tipologie di situazioni in cui l'impresa si trova a decidere se assumere e se farlo tramite l'incentivo Garanzia Giovani:

		Assunzioni programmate nell'anno		Assunzioni non programmate nell'anno	
		Assunzioni	Non Assunzioni	Assunzioni	Non Assunzioni
A conoscenza dello strumento	Utilizzo Incentivo GG	Presenza elevata di deadweight		Massima efficacia in termini di occupazione netta creata e di emersione da forme di lavoro non contrattualizzate	
	Non utilizzo dell'incentivo GG	Incapacità di attirare la domanda di lavoro sul target GG?		Incapacità di attirare la domanda di lavoro sul target GG?	
Non a conoscenza dello strumento	Non utilizzo dell'incentivo GG	Possibilità di un numero superiore di assunzioni?	Inefficienza asimmetria informativa	Possibilità di un numero superiore di assunzioni?	Inefficienza asimmetria informativa

Esiste un'area in cui lo strumento teoricamente produce la sua massima efficacia, laddove le imprese che non avevano in programma assunzioni per l'anno, una volta venute a conoscenza dello strumento effettuano assunzioni. All'opposto, vi è il caso di massima inefficienza, potremmo dire mancata efficacia, dello strumento quando l'impresa non è a conoscenza dello strumento, e nonostante avesse in programma di procedere a delle assunzioni nell'anno, non vi ha poi effettivamente proceduto. Altre aree rappresentano dei coni d'ombra per cui l'utilizzo o il non utilizzo dell'incentivo pongono quesiti rispetto al reale merito pubblico dello strumento. Il comportamento delle imprese segue una logica puramente privatistica ed ogni assunzione incentivata porta dietro di sé due effetti inevitabili quanto non desiderabili se visti con l'occhio del decisore pubblico: l'effetto *deadweight* che concerne tutti quei casi in cui l'assunzione operata dall'impresa ci sarebbe stata anche in assenza dell'incentivo; l'effetto spiazzamento, per cui le imprese più forti utilizzano lo strumento finanziario per rendersi ancora più forti nel mercato, soprattutto locale e settoriale, con ciò potendo indebolire nel medio periodo le imprese concorrenti più fragili. Da questo punto di vista la forza dell'impresa è direttamente correlata alla possibilità di disporre per tempo di informazioni sullo strumento, e più in generale sugli interventi di politica pubblica, attuali o futuri. Sovente, infatti, la selezione al trattamento è veicolata da uno dei classici fallimenti del mercato e cioè la presenza di asimmetrie informative il cui impatto è più importante laddove le risorse stanziare dalla politica pubblica sono limitate e vale la condizione di ammissione al beneficio "per ordine delle domande pervenute fino ad esaurimento delle risorse".

All'interno di questi effetti non desiderabili si possono però comunque rinvenire delle situazioni di pubblica utilità: anche in presenza di situazioni di *deadweight* vi è comunque da considerare l'effetto positivo dell'incentivo nel determinare un'anticipazione dell'assunzione e, come si è visto nel paragrafo II.2.3, quello di garantire un rapporto di lavoro con caratteristiche più stabili rispetto a quello che ci sarebbe stato in assenza del trattamento. D'altra parte, l'anticipazione crea nell'immediato un incremento occupazionale netto, l'effetto spiazzamento nel breve termine può essere considerato nullo, creando la possibilità di generare esternalità positive espansive del ciclo economico.

Un ulteriore elemento di utilità pubblica dell'incentivo è ascrivibile all'emersione e alla regolarizzazione delle forme di lavoro non contrattualizzate e alla stabilizzazione delle forme di precariato. Infine vi è da considerare l'effetto di "sostituzione", per cui anche laddove l'incentivo non abbia effetti sulla quantità di nuova occupazione creata, può avere effetti sul destinatario-lavoratore: assumere un giovane NEET "al posto di..." potrebbe essere visto come un obiettivo di policy nell'ambito della Garanzia Giovani. Quest'ultimo aspetto non è rientrato nelle analisi prodotte nel presente lavoro, sia perché la condizione "al posto di" non ha poi un grande *appeal* per il decisore politico anche nell'ambito della Garanzia Giovani, sia perché costruire un disegno di valutazione siffatto non appare plausibile senza cadere in seri problemi di identificazione, laddove coesistono più forme di incentivazione per le imprese, anche cumulabili, che investono differenti target.

Anche se gli aspetti legati allo spiazzamento e alla presenza di *deadweight* sono inevitabili, un'attenta regolamentazione e normazione dello strumento può contribuire a limitarne la portata:

- limitare il numero massimo di assunzioni incentivate per impresa utilizzatrice: questo criterio può contribuire a raggiungere un numero più alto di imprese, riducendo di fatto l'effetto di spiazzamento;
- in alternativa all'inserimento di un numero massimo, o in affiancamento ad esso, si possono prevedere meccanismi per cui il contributo finanziario si riduca progressivamente con il numero di assunzioni;
- le limitazioni di cui ai punti precedenti dovrebbero essere valide cumulandole su più periodi adiacenti: ad esempio nei due anni. Si è visto infatti (cfr. paragrafo I.1) che quasi una impresa su cinque è propensa a richiedere l'incentivo in più annualità anche adiacenti;
- collegare l'importo del beneficio alla forza di mercato dell'impresa: prevedere un importo inversamente proporzionale al fatturato/dimensione dell'impresa;
- dare massima pubblicità possibile dello strumento, ovvero cercare di eliminare o ridurre le asimmetrie informative e consentire al maggior numero possibile di imprese di essere messe nella condizione di poter operare delle scelte.

Chiaramente tutti questi aspetti, tranne l'ultimo, possono avere conseguenze negative soprattutto in relazione al tiraggio della misura e hanno una vista rivolta esclusivamente sul lato dell'impresa, piuttosto che sul giovane NEET assunto.

Occorre dunque contestualizzare l'incentivo Garanzia Giovani: esso è uno strumento limitato nelle risorse stanziare, che si inserisce in un quadro nazionale complessivo di strumenti di incentivazione alle imprese<sup>17</sup>. Oltre ad essere limitato nelle risorse, l'incentivo pone al centro dell'obiettivo della policy il giovane NEET: lo strumento, prima ancora che come una forma di agevolazione dell'impresa per stimolarne la domanda di lavoro, nasce per facilitare l'ingresso nel mercato del lavoro del giovane iscritto a Garanzia Giovani offrendogli un lavoro di qualità. Con riferimento alla qualità del lavoro, le analisi hanno confermato gli effetti positivi sia con riferimento alla tenuta contrattuale (da +15,9% a 12 mesi dall'avvio del contratto, a +18,9% a 36 mesi) che in relazione al tasso di dimissioni volontarie (-30,1% a 12 mesi dall'avvio del rapporto, a -9,5% a 36 mesi). Tuttavia, altre analisi hanno mostrato l'esistenza di un meccanismo di selezione del giovane NEET al trattamento (cfr. paragrafo I.1). Anche laddove il rapporto di lavoro dovesse terminare, qualsiasi ne sia la motivazione, rimarrebbe altamente probabile che il giovane si trovi in tempi brevi re-inserito in un nuovo contesto lavorativo – i tassi di tenuta occupazionale restano elevati (superiore all'80% nei due anni successivi all'avvio del rapporto, e al 76% nei tre anni) – il che denota un alto potenziale di occupabilità da parte del giovane. Come ulteriore elemento a prova della selezione *implicita* operata dallo strumento, precedenti analisi (Anpal, 2019) hanno evidenziato come in molti casi l'iscrizione al Programma Garanzia Giovani del neo-assunto è concomitante all'avvio del rapporto incentivato, tanto che l'impresa diviene il "canale" attraverso cui il giovane si iscrive al Programma: in questi casi l'impresa seleziona prima il lavoratore attraverso i canali consueti e, se il giovane è in possesso dei necessari requisiti, l'iscrizione a Garanzia Giovani diviene un fattore puramente amministrativo per poter accedere al beneficio. Se l'obiettivo della politica è quello di orientare la domanda di lavoro verso target più difficili, ovvero dare opportunità di lavoro alle persone più distanti dal mercato del lavoro, anche all'interno del paradigma scomodo del "al posto di", lo strumento dovrebbe essere opportunamente disciplinato e riparametrizzato nelle condizioni di ammissibilità e nella misurazione dell'importo finanziario del beneficio, che sia più direttamente collegato al grado di occupabilità del giovane, attraverso indicatori sia quantitativi che qualitativi (cd. profilazione quantitativa e qualitativa)<sup>18</sup>. Occorre però ammettere che un meccanismo siffatto potrà soltanto mitigare gli effetti della selezione operata dalle imprese a monte del processo, garantendo comunque una migliore distribuzione delle risorse pubbliche. Potrebbero essere prese in esame altre situazioni che più direttamente contribuiscano all'obiettivo di *policy* di inserimento occupazionale dei giovani NEET, senza dover prevedere forme di incentivazione specifiche. Alcune possibilità:

- l'incentivo potrebbe non essere erogabile, o in alternativa erogabile ma con una forte riduzione dell'importo finanziario, nel caso di assunzioni di giovani neo-laureati (usciti dal percorso di studio da meno di "x" mesi);
- l'incentivo potrebbe non essere erogabile, o in alternativa erogabile ma con una forte riduzione dell'importo finanziario, nel caso di assunzioni di personale con profilo altamente specializzato;
- l'incentivo potrebbe essere erogabile soltanto per i giovani iscritti e presi in carico nel Programma da un certo intervallo di tempo rispetto all'avvio del rapporto di lavoro (es. iscritto al Programma Garanzia Giovani da almeno "x" mesi).

Affinché l'incentivo di Garanzia Giovani giochi un ruolo diverso dagli altri generi strumenti di incentivazione all'assunzione, occorre spostare il baricentro da una visione quantitativista, legata

---

<sup>17</sup> Il 2015 per il mercato del lavoro in Italia è un anno particolare in cui si sono inseriti dispositivi importanti, tra cui l'introduzione di forme di incentivazione all'assunzione a tempo indeterminato (comprese le trasformazioni di rapporti di lavoro a termine), e disposizioni mirate alla riduzione dei costi per licenziamenti - tra cui quelli legati alla loro incerta quantificazione - per le imprese con più di 15 dipendenti (Sestito P., Viviano E, 2016).

<sup>18</sup> Per gli incentivi Bonus e Super-bonus, l'importo economico dell'incentivo è commisurato, oltre che sulla natura del rapporto di lavoro, alla classe di profilazione del giovane NEET. Gli incentivi OGIO e NEET, che hanno una natura contributiva, sono invece legati alla componente salariale attraverso i contributi previdenziali a carico del datore di lavoro.

esclusivamente alla creazione di occupazione netta, verso una visione qualitativa che guardi all'obiettivo di offrire occasioni di lavoro di qualità per le persone più distanti dal mercato del lavoro. Da questo punto di vista, se l'analisi condotta ha potuto appurare l'efficacia dello strumento rispetto alla qualità del lavoro, altri indizi portano a ritenere che molto di più può essere fatto nella capacità di indirizzare la domanda di lavoro verso i target NEET più difficili. Questa mediazione avviene attraverso l'introduzione di vincoli, limiti e regole all'utilizzo dello strumento. Regole che non sono dirette esclusivamente a contrastare comportamenti fraudolenti e lesivi alla libera concorrenza, ma ad ottimizzare gli effetti positivi dello strumento. Esisterà cioè un punto di equilibrio, rispetto ad un inevitabile trade-off, oltre al quale la diffusione dello strumento comporterà che i costi indesiderati saranno superiori ai benefici. Tuttavia non bisogna dimenticare che lo strumento può alterare le regole del libero mercato laddove condizioni di opportunità contingenti possono favorire l'una o l'altra impresa.

Troppe domande di valutazione sono rimaste inevase; tanti campi metodologici sono rimasti incolti. Ma la ricerca è, per sua natura, un processo autogenerante.

## Bibliografia

- Anastasia B., Giraldo A., Paggiaro A. (2013), "L'effetto degli incentivi alle assunzioni e alle trasformazioni. Prime evidenze per il Veneto", in *Politica economica*, 2/2013
- Anpal (2019), *Secondo rapporto di valutazione della Garanzia Giovani e del Pon log*, Collana Biblioteca Anpal, n. 5.
- Bördős K., Csillag M., Scharle A. (2015), *What works in wage subsidies for young people: A review of issues, theory, policies and evidence*, ILO Employment Policy Department, Employment Working Paper No. 199
- Cerulli, G. (2015), *Econometric Evaluation of Socio-Economic Programs*, Berlin, Springer-Verlag.
- Cicchitelli, G. et al. (1992), *Il campionamento statistico*, Bologna, il Mulino.
- Duell N. (2018), *Employment and entrepreneurship under the Youth Guarantee Experience from the ground*, Publications Office of the European Union, Luxembourg
- European Commission (2020), *Counterfactual impact evaluation of European Social Fund interventions in practice Guidance document for Managing Authorities*, a cura di Deiana C.e Santangelo G., CRIE, JRC, EC, Luxembourg.
- Martini, A., Sisti, M. (2009), *Valutare il successo delle politiche pubbliche*, Bologna, il Mulino.
- Piccolo, D. (1994), *Introduzione all'analisi delle serie storiche*, Roma, NIS.
- Sestito P., Viviano E. (2016), *Hiring incentives and/or firing cost reduction? Evaluating the impact of the 2015 policies on the Italian labour market*, *Questioni di Economia e Finanza (Occasional papers)* No. 325
- Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge, MIT Press.

### Campione bilanciato (par. II.1.1)

Per quanto riguarda la modalità di estrazione del campione bilanciato delle imprese C, si è dapprima operata una stratificazione delle imprese trattate nel 2015, in cui la singola cella di stratificazione è costruita per intersezione delle variabili: regione di appartenenza, settore di attività, età dell'impresa e dimensione in classi di addetti<sup>19</sup>. Sulla base della proporzione delle imprese trattate all'interno di ciascuna cella di stratificazione e della numerosità campionaria stabilita ( $N=200.000$ ), si è determinata quindi la corrispondente numerosità campionaria per strato delle imprese appartenenti al gruppo di controllo. Sono state effettuate ricorsivamente 100 differenti estrazioni, modificando di volta in volta il seme che genera la variabile pseudo-casuale in funzione della  $i$ -esima iterazione. Si è inoltre definita una funzione di perdita, basata sulla distanza tra i due gruppi T e C selezionati in ogni  $i$ -esimo campione estratto rispetto ad alcune misure: valore medio degli addetti delle imprese e relativa deviazione standard, differenze medie nel valore dei saldi occupazionali mensili nel periodo 2010-2014. Le 100 estrazioni sono state quindi ordinate secondo i valori crescenti della funzione di perdita, andando infine a selezionare il campione primo nell'ordinamento così ottenuto.

Sia  $i=1,100$  l'indice che definisce l' $i$ -esimo campione casuale estratto. Sia  $h$  l'indice che identifica l' $h$ -esima cella della stratificazione operata sulla popolazione delle imprese trattate. Infine, gli indici "r" ed "m" identificano rispettivamente le regioni e i mesi dell'anno.

Definiamo con  $N_{T,h}$  la numerosità delle imprese beneficiarie GAGI all'interno della cella  $h$ -esima. Si ha:

$$\sum_h N_{T,h} = N_T$$

dove  $N_T$  è il numero complessivo delle unità trattate. Si definisce quindi per ciascuna cella  $h$ -esima la proporzione di unità trattate rispetto al totale:

$$\gamma_h = \frac{N_{T,h}}{\sum_h N_{T,h}}$$

A questo punto, posto  $\bar{N}_C = 200.000$ , la numerosità stabilita rispetto al campione delle imprese di controllo, risultano definite le numerosità per singola cella  $h$  delle imprese C:

$$n_{C,h} = \gamma_h \cdot \bar{N}_C$$

Attraverso un loop di 100 iterazioni, si è proceduto ad estrarre casualmente il campione delle 200 mila imprese C, rispettando la numerosità di strato stabilita. Per ogni  $i$ -esimo campione estratto sono state calcolate le seguenti quantità:

$$\tau_{a_i} = abs(\hat{a}_T - \hat{a}_{C,i})$$

---

<sup>19</sup> Si potrebbe presentare un problema in relazione ad alcune variabili di stratificazione nella selezione del campione bilanciato e, per le stesse variabili, nel *matching* operato con i modelli M-DiD. Ci si riferisce in particolare alla dimensione dell'impresa sia in termini di addetti che in termini di fatturato. Queste informazioni sono raccolte infatti per tutte le imprese, trattate e non trattate, nell'anno 2016 ossia successivamente al trattamento e, a ben guardare, sono dimensioni sulle quali il *trattamento* incide o può incidere direttamente. Tuttavia il loro utilizzo nel bilanciamento Trattati e Controlli è motivato da una duplice considerazione: l'analisi degli effetti sono focalizzati nel medio-lungo periodo e quindi ben oltre il 2016; le variabili di bilanciamento sono utilizzate in forma categoriale (classi), ciò che rende più stabile (*time invariant*) l'appartenenza dell'impresa nella stessa classe dimensionale nell'arco di un anno rispetto al trattamento.

$$\tau_{cv_i} = abs \left( \frac{\widehat{sd}_{aT}}{\widehat{a}_T} - \frac{\widehat{sd}_{ac}}{\widehat{a}_{c,i}} \right)$$

$$\tau_{y_i} = \sum_{t=2010}^{2014} \left( \sum_{r=1,18} \left( \sum_{m=1}^{12} (\hat{y}_{T,t,r,m} - \hat{y}_{C,t,r,m,i})^2 \right) \right)$$

La prima misura lo scarto, in valore assoluto, tra la media degli addetti delle imprese T ( $\widehat{a}_T$ ) e delle imprese C selezionate dall'i-esimo campione ( $\widehat{a}_{c,i}$ ). La seconda misura, considera lo scarto in valore assoluto tra i corrispondenti coefficienti di variazione del numero degli addetti. Infine il terzo indicatore considera la somma degli scarti al quadrato tra gli outcome mensili osservati per T e C, all'interno della stessa regione per singola annualità.

Definiamo con:

$$P[\uparrow \tau_a]_i; P[\uparrow \tau_{cv}]_i; P[\uparrow \tau_y]_i$$

la posizione occupata dall'i-esimo campione rispetto ad un ordinamento crescente dei valori dei tre indicatori. La scelta dell'i-esimo campione,  $i=1,100$ , è operata minimizzando la somma derivante dal numero di posizione dei tre indicatori:

$$i : \min_i (P[\uparrow \tau_a]_i + P[\uparrow \tau_{cv}]_i + P[\uparrow \tau_y]_i)$$

### Common trend e modello Difference-in-differences (par. II.1.3)

L'assunto alla base dell'applicabilità dei modelli diff-in-diff è il parallelismo dei trend tra gli *outcome* per le unità trattate e l'unità dei controlli. Logicamente la validità dell'assunto stabilisce che la differenza nei livelli tra T e C che si riscontra prima del trattamento si sarebbe riscontrata in egual misura anche dopo il trattamento nel caso in cui il trattamento non ci fosse stato. Questo è possibile ammetterlo soltanto se si dispone di una serie storica sufficiente, nel periodo precedente il trattamento, per poter *dedurre* un valore sostanzialmente costante nel tempo della differenza tra le due serie storiche T e C.

Un primo aspetto importante da chiarire è che l'assunto non richiede che le due serie storiche provengano da uno stesso processo stocastico, ma che le due serie storiche, ovvero una loro analoga trasformazione capace di depurarne il trend (differenza prima o stagionale), possano essere viste come due processi stocastici stazionari in media e varianza. Muovendoci da queste considerazioni, basterà verificare che la serie storica ottenuta come differenza nei valori medi dell'outcome  $y_1$  per le imprese T e C sia stazionaria in media e varianza.

L'obiettivo principale è quello di verificare empiricamente se i due gruppi di imprese, T e C, mostrano una dinamica *parallela* per quel che concerne la variabile di risultato negli anni precedenti al trattamento.

Indichiamo con  $y_{T,t}$  e  $y_{C,t}$  le due serie storiche dell'outcome  $y$  osservate rispettivamente per le imprese trattate (T) e non trattate (C). Si indica inoltre l'unità temporale di analisi con l'indice "t" che, a seconda delle situazioni, può denotare il singolo mese (serie mensile) o l'anno (serie annuale). L'idea è quella di verificare se le due serie storiche  $y_{T,t}$  e  $y_{C,t}$  osservate prima del trattamento possano essere viste come realizzazioni di due processi stocastici ( $Y_{T,t}; Y_{C,t}$ ) che differiscono, al netto di fattori deterministici (ciclo-trend e dummy di periodo), per una componente accidentale (White Noise) di media zero, varianza costante e serialmente incorrelata. In formule:

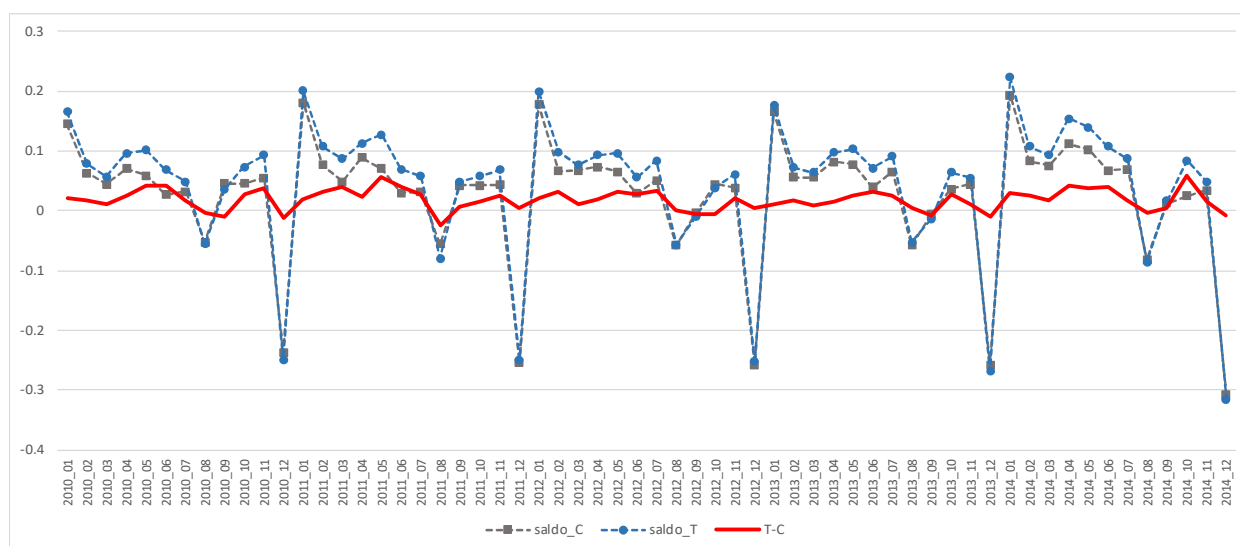
$$Y_{T,t} - Y_{C,t} = \mu + S \cdot \gamma_s + \epsilon_t \quad [13]$$

$$E(\epsilon_t) = 0; E(\epsilon_t, \epsilon_t) = \sigma^2; E(\epsilon_t, \epsilon_{t \pm k}) = 0 \forall k > 0 \quad [14]$$



dove con  $S$  è indicata la matrice di ordine  $n \times r$ , utilizzata per controllare la presenza di situazioni particolari che si ripetono con una certa regolarità ad intervalli costanti, nel periodo considerato. In particolare, poiché stiamo considerando serie storiche mensili, la matrice  $S$  si presenta con al più 11 colonne, ciascuna delle quali presenta valore pari a 1 in corrispondenza del mese di riferimento della colonna. All'interno di ciascuna colonna i valori "1" sono quindi intervallati da  $s=11$  valori "0" (zero). Il modello è stimato sul quinquennio precedente al trattamento 2010-2014, per un totale di  $n=60$  osservazioni. Prima di applicare il modello [13] e [14] è buona prassi procedere ad un'analisi grafica dell'andamento delle due serie storiche  $(y_{T,t}; y_{C,t})$ . Il grafico (figura NM\_1) mostra, come era lecito aspettarsi, l'esistenza di una forte componente stagionale in corrispondenza del primo e dell'ultimo mese dell'anno e nel mese di agosto<sup>20</sup>. Le due serie storiche mostrano una certa uniformità di comportamento, fino ai momenti del secondo ordine, sia per la componente stagionale, che per quella inerziale o tendenziale. Tuttavia lo stesso grafico mostra anche un comportamento caratteristico: lo scarto positivo tra i valori degli outcome  $y_{T,t} - y_{C,t}$  si concretizza, regolarmente in tutti gli anni, nei mesi di aprile, maggio, giugno e ottobre. Ne deriva che la serie  $y_{T-C,t} = y_{T,t} - y_{C,t}$  è essenzialmente *depurata* dalla componente stagionale ma con effetti dummy significativi nei mesi di aprile, maggio, giugno e ottobre<sup>21</sup>.

Figura NM\_1 Serie storiche mensili dei saldi occupazionali:  $(y_{T,t}; y_{C,t})$



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

La serie storica  $y_{T-C,t}$  è quindi modellizzata attraverso la seguente equazione lineare:

$$y_{T-C,t} = \mu + \gamma_4 \cdot s_4 + \gamma_5 \cdot s_5 + \gamma_6 \cdot s_6 + \gamma_{10} \cdot s_{10} + \epsilon_t \quad [15]$$

Ottenute le stime OLS dei parametri della [15] (tavola NM\_1), il passo successivo consiste nel sottoporre a verifica l'ipotesi che la componente accidentale  $\epsilon_t$  provenga da un processo stocastico  $WN \sim (0, \sigma^2)$ , ovvero che verifichi le condizioni [14].

<sup>20</sup> Il lavoro adotta la convenzione di considerare la situazione al termine del giorno: la cessazione intervenuta nell'ultimo giorno del mese viene conteggiata nel mese di riferimento, e non nel mese successivo.

<sup>21</sup> Rispetto a questo comportamento sarà necessario procedere ad un approfondimento qualitativo per cercare di spiegare le determinanti che possono giocare un ruolo molto importante in un approccio controfattuale.

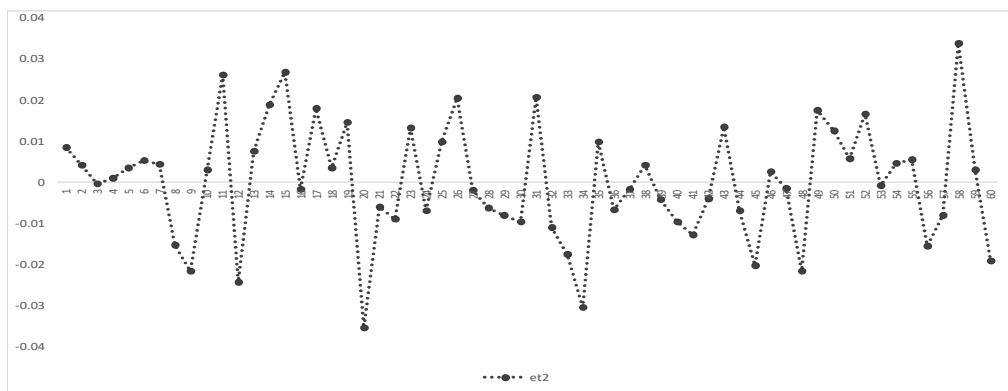
Tavola NM\_1 Stime OLS del modello [15]

y(τ-c)	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. interval]	
s4	0,01343	0,0071	1,9000	0,0620 *	-0,0007	0,0276
s5	0,02680	0,0071	3,8000	0,0000 ***	0,0127	0,0409
s6	0,02413	0,0071	3,4200	0,0010 ***	0,0100	0,0383
s10	0,01266	0,0071	1,8000	0,0780 *	-0,0015	0,0268
μ	0,01205	0,0024	5,1200	0,0000 ***	0,0073	0,0168

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Si comincia con l'analizzare il grafico di  $\epsilon_t$  (figura NM\_2). La serie dei residui si presenta tipicamente erratica di media zero e varianza costante benché permanga una valorizzazione anomala per il mese di ottobre 2014.

Figura NM\_2 Serie storiche della componente erratica  $\epsilon_t$

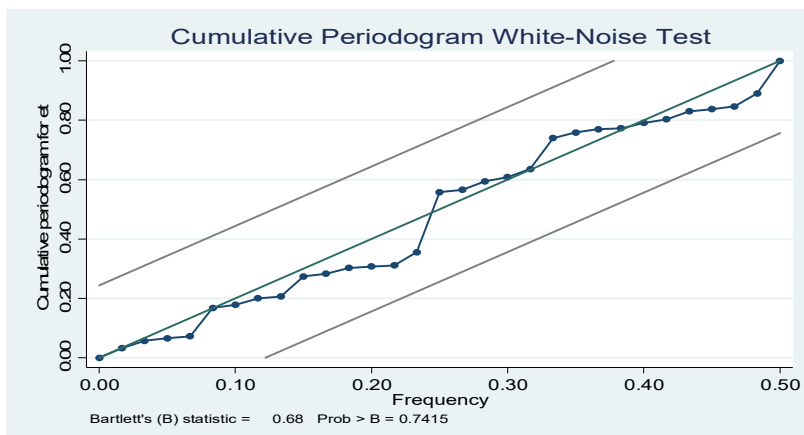


$\epsilon_t$	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. interval]	
μ	0.0000000	0.001854	0.00000	1.000	-0.00371	0.003709

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Il carattere accidentale della componente errore è anche confermato dal test di Bartlett basato sul periodogramma cumulato. Sotto l'ipotesi di un processo White-Noise infatti, il periodogramma cumulato nel piano frequenziale appare allineato lungo la retta bisettrice. Il valore del test di Bartlett è pari a 0,7415 valore che consente di non rifiutare l'ipotesi che la serie osservata derivi da un processo W-N (figura NM\_3).

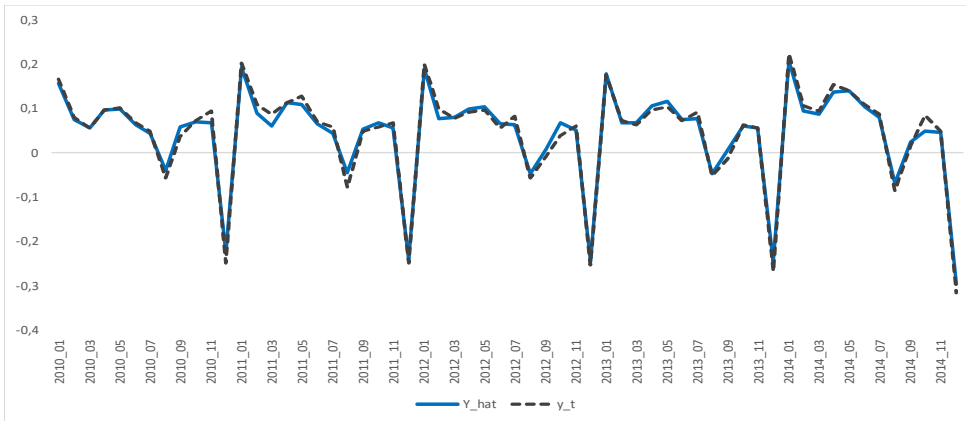
Figura NM\_3 Periodogramma cumulato  $\epsilon_t$  Periodogramma cumulato  $\epsilon_t$  e test di Bartlett



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

La bontà dei risultati trova conforto anche dall'osservazione grafica dell'andamento delle due serie storiche mensili dei saldi medi occupazionali delle imprese trattate (figura NM\_4): quella osservata ( $y_{T,t}$ ) e quella *stimata* dal modello sopra descritto ( $\widehat{y}_{T,t}$ ).

Figura NM\_4 Serie  $y_{T,t}$  e  $\widehat{y}_{T,t}$



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

In particolare dalla [15] discende che:

$$\widehat{y}_{T,t} = y_{C,t} + 0,0120 + 0,0134 \cdot s_4 + 0,0268 \cdot s_5 + 0,0241 \cdot s_6 + 0,0127 \cdot s_{10} \quad [16]$$

L'analisi delle serie storiche ha mostrato dunque che, nel periodo pre-trattamento, la differenza nei valori dell'outcome tra T e C è da attribuire ad una componente deterministica stazionaria. La bontà di adattamento del modello [15] consente, come primo esercizio, di stimare l'impatto medio del trattamento sui livelli occupazionali successivi al trattamento attraverso l'equazione [16], sostituendo a  $y_{C,t}$  i valori osservati per le imprese non trattate, per il periodo 2015-2019 (t= da gennaio 2015 a dicembre 2019):

$$gATT_A = E_{t \in A} (E(y_{T,t}) - E(\widehat{y}_{T,t})) \quad [17]$$

Un approccio alternativo consiste nella stima panel con effetti *between*, per il periodo 2010-2020, inserendo tutte le covariate, *time invariant* perché relative ad un solo anno di osservazione, che definiscono le caratteristiche delle singole imprese (dimensione, settore, fatturato, regione, età), la variabile che definisce le unità trattate da quelle non trattate, e una variabile di interazione tra il tempo e il trattamento. Sotto l'ipotesi di un trend-comune nel periodo considerato, il coefficiente dell'interazione tempo-trattamento non deve essere significativamente diverso da zero (tavola NM\_2).

Tavola NM\_2 Stime OLS (2010-2014) con interazione tempo-trattamento

	Robust					
y1	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. Int.]	
dt	-0.0145	0.0102	-1.4300	0.1530	-0.0344	0.0054
d2015	0.2665	0.0839	3.1800	0.0010	0.1020	0.4310
_cons	0.1124	0.0250	4.5000	0.0000	0.0635	0.1613
....						

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Riportiamo nella tavola NM\_3 le stime OLS del parametro g-ATT per la media annuale di periodo del saldo occupazionale derivate dal modello diff-in-diff, separatamente per ogni anno dal 2016 al 2019.

Tavola NM\_3 Stima OLS g-ATT Diff-in-diff ( $\hat{\alpha}$ )

t1	y	$\alpha$	Std. Err.	t	P>t	[95% c. i.]	$\alpha/Y$ %
2016	0,8144	0,2001	0,0085	23,66	0,0000 ***	0,1835 0,2166	24,57
2017	0,7424	0,2035	0,0096	21,20	0,0000 ***	0,1847 0,2223	27,41
2018	0,6904	0,2048	0,0104	19,66	0,0000 ***	0,1843 0,2252	29,66
2019	0,6343	0,1898	0,0110	17,27	0,0000 ***	0,1683 0,2114	29,93

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Riportiamo qui di seguito il modello diff-in-diff:

$$\forall y_{it} = \mu + \alpha \cdot D_{i,t} + \varepsilon_{i,t} ; D_{i,t0} = 0 \quad [18]$$

Nell'approfondimento IIA.3 si è fatto uso dello stesso modello Diff-in-diff applicato all'outcome dei saldi medi annuali di periodo, ponderati per tenere conto della tipologia di orario di lavoro, attribuendo un peso pari a 1 per le attivazioni e cessazioni di rapporti di lavoro a tempo pieno, e un fattore pari a 0,6 per le attivazioni e le cessazioni dei rapporti di lavoro a tempo parziale. Anche in questo caso è possibile valutare il parallelismo nei trend pre-trattamento tra le imprese T e C del campione bilanciato. L'analisi grafica ha messo in evidenza come la ponderazione richieda l'introduzione di una nuova dummy nel modello strutturale, in corrispondenza del mese di Luglio (tavola NM\_4).

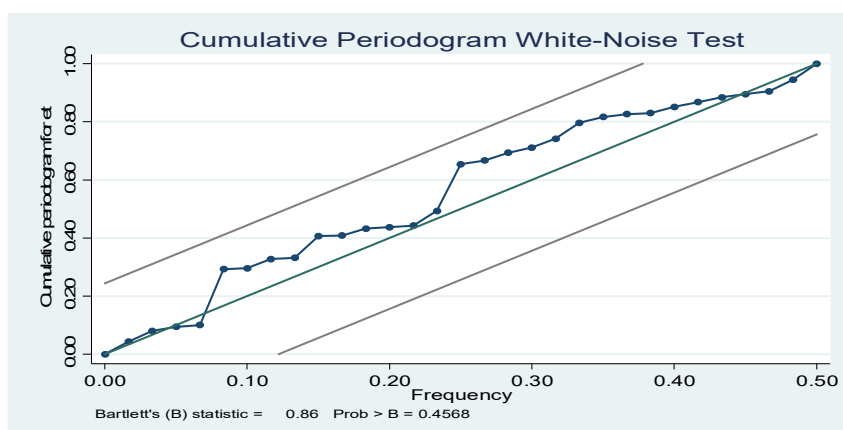
Tavola NM\_4 Stime OLS modello strutturale per Yw

yw( $\tau$ -c)	Coef.	Std. Err.	t	P>t	[95% Conf. interval]
s4	0,01445	0,0066	2,1800	0,0330 **	-0,0007 0,0276
s5	0,02810	0,0066	4,2500	0,0000 ***	0,0127 0,0409
s6	0,02548	0,0066	3,8500	0,0000 ***	0,0100 0,0383
s7	0,01431	0,0066	2,1600	0,0350 **	-0,0015 0,0268
s10	0,01136	0,0066	1,7200	0,0920 *	-0,0019 0,0246
$\mu$	0,00921	0,0023	3,9400	0,0000 ***	0,0073 0,0168

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

La verifica della bontà del modello strutturale, è affidata anche in questo caso al test di Bartlett di ipotesi di White Noise della componente erratica del modello. Il test conferma come si possa accettare l'ipotesi che la componente erratica della stima OLS di cui sopra possa essere una realizzazione di un processo stocastico W-N (figura NM\_5).

Figura NM\_5 Periodogramma cumulato  $\epsilon_t$  e test di Bartlett



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

### Modello PSM (par. II.2.3)

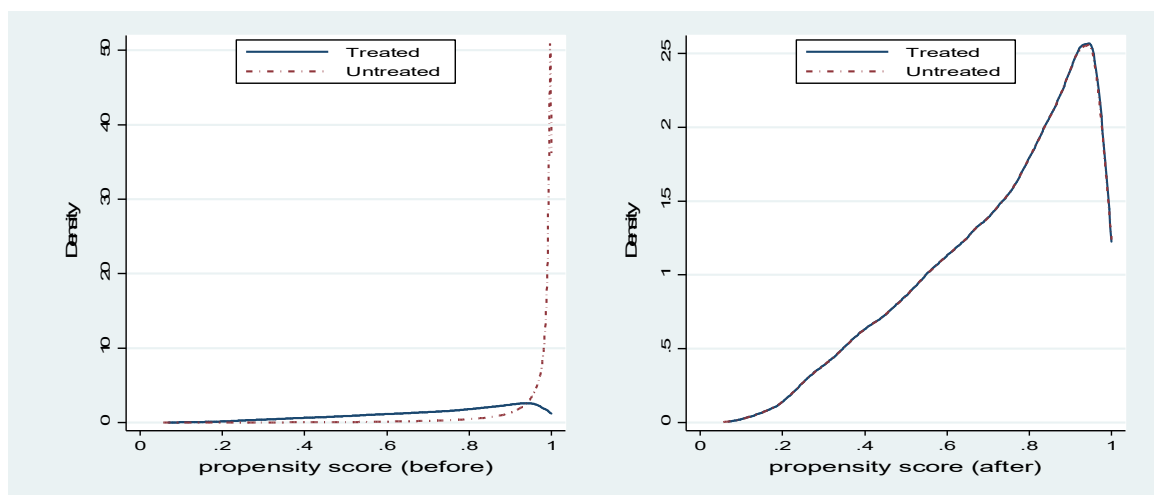
Le analisi valutative del paragrafo II.2.3 sono basate sulla stima del parametro ATT utilizzando modelli di *Propensity Score Matching* (PSM). In particolare, il modello è basato sulla stima del PS utilizzando tre gruppi di variabili: imprese, contratto di lavoro, individui. L'universo di partenza è dato da tutti gli individui assunti nel 2015 nelle imprese appartenenti al campione bilanciato di cui al paragrafo precedente.

### Quadro delle variabili di controllo

Gruppo	Variabile	Descrizione
1	IM1	Dimensione, addetti, fatturato
	IM2	Forma giuridica
	IM3	Età dell'impresa
	IM4	Settore attività
2	RL1	Mese Avvio
	RL2	Luogo di lavoro
	RL3	Orario lavoro (tempo pieno/parziale)
	RL4	Professione (CP2011)
	RL5	Contratto di lavoro
3	IN1	Genere
	IN2	Età all'avvio
	IN3	Livello di istruzione (anni scolastici)
	IN4	Cittadinanza
	IN5	Precedenti esperienze lavorative
	IN6	Precedenti esperienze tirocinio

Tutte le variabili prese in considerazione presentano differenze significative nei livelli medi *pre-matching* tra le unità T e le unità C (cfr. paragrafo II.2.2, tavola II.2.3). In particolare anche per le variabili appartenenti al gruppo relativo alle caratteristiche delle imprese: il campione bilanciato infatti si basava su di un insieme di imprese che presentavano almeno un'attivazione nel triennio 2014-2016, mentre nell'analisi dei risultati rispetto all'occupazione dei giovani NEET si sono selezionate le imprese che hanno operato almeno un'assunzione nel 2015. Queste differenze di partenza nelle variabili si riflettono nell'osservazione della distribuzione del PS per i due gruppi di giovani T e C. Restando sul PS, è possibile anche avere una misura visiva della bontà del matching, osservando proprio le distribuzioni del PS per T e C\*, dove C\* rappresenta il sottoinsieme di C abbinato a T tramite la procedura di PSM. Le due distribuzioni appaiono perfettamente sovrapposte con ciò garantendo un buon *overlap* tra T e C\*. Inoltre, l'*overlap* è esteso su tutto il range del PS: il common support abbraccia l'intera platea dei giovani T (figura NM\_6).

Figura NM\_6 Distribuzione del PS tra unità T e unità C, prima (figura sx) e dopo (figura dx) il matching.



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Del resto, volendo tradurre in numeri quanto appena osservato graficamente, la differenza media tra il PS nelle unità trattate e nelle unità di controllo abbinato (C\*), quest'ultime opportunamente pesate, è nulla con un valore del test-T la cui probabilità è prossima ad 1 (tavola NM\_5).

Tavola NM\_5 Stime ATT per il tasso di tenuta contrattuale rilevato a t-mesi dall'avvio del contratto

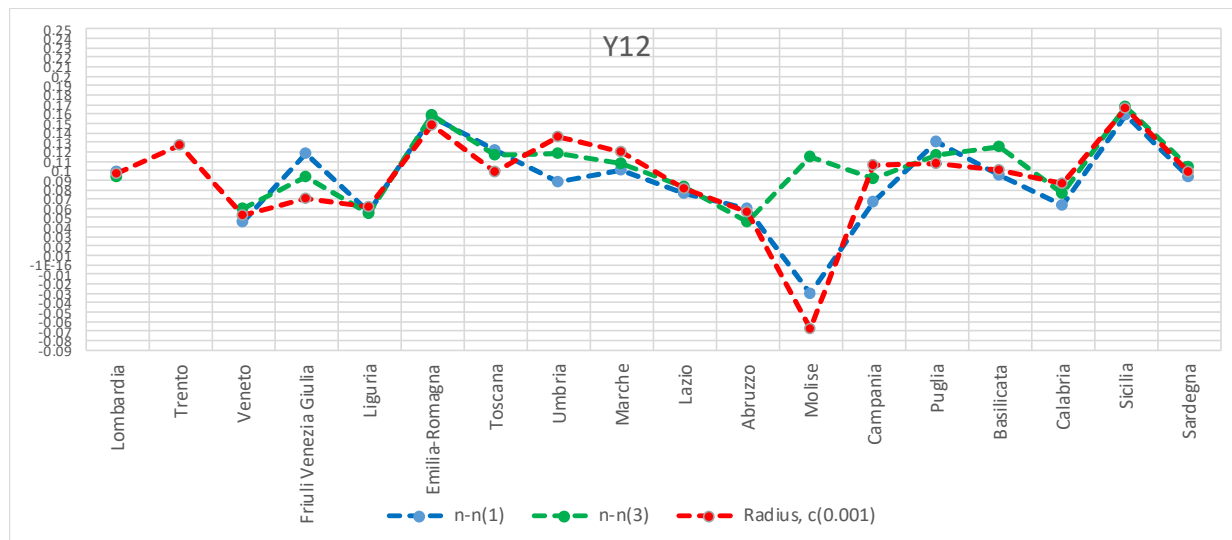
Variabile	average		Diff	Std. error	t	P> t
	T	C				
After Matching PS	0,7306	0,7306	0,0000	0,0019	0,0000	1,0000
Before Matching PS	0,7306	0,9517	-0,2211	0,0007	-336,24	0,0000

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Per quanto riguarda il metodo di abbinamento la scelta si è indirizzata per l'abbinamento nearest-neighbor e per il radius-matching con un valore del raggio di 0,001. La scelta, dell'uno e dell'altro metodo, è dovuta ad una maggiore stabilità che il secondo metodo mostra nell'analisi dell'ATT per sotto-popolazioni, come nel caso delle Regioni più piccole, e dal fatto che, per medie-grandi popolazioni non si riscontrano differenze significative nei valori stimati dell'ATT con le altre tecniche

più diffuse. D'altra parte, come può facilmente comprendersi, l'abbinamento radius comporta dei tempi macchina di esecuzione notevolmente più lunghi rispetto ad un abbinamento dell'unità trattata con l'unità di controllo più vicina (figura NM\_7).

Figura NM\_7 Differenze ATT (relativo) tra abbinamento radius e nearest-neighbor.



Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Si riporta nella tavola NM\_6 la stima del parametro ATT relative alla tenuta contrattuale rispettivamente a 12, 18, 24 e 36 mesi, ottenute con il modello PSM.

Tavola NM\_6 Stime ATT per il tasso di tenuta contrattuale rilevato a t-mesi dall'avvio del contratto

Variable	ATT	S.E.	T-stat	P> t
y_12	0,1176	0,0047	25,00	***
y_18	0,1118	0,0051	22,14	***
y_24	0,0987	0,0052	18,96	***
y_36	0,0812	0,0052	15,59	***

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

Si riporta nella tavola NM\_7 la stima del parametro ATT relative ai tassi di cessazione volontaria del rapporto di lavoro rilevati a 12, 18, 24 e 36 mesi dall'avvio.

Tavola NM\_7 Stime ATT tasso di cessazione volontaria del rapporto di lavoro a t-mesi dall'avvio

	T	C*	ATT	P> t	ATT/C* %
12_mesi	0,122	0,175	-0,053	***	-30,1%
18_mesi	0,179	0,229	-0,050	***	-21,7%
24_mesi	0,234	0,278	-0,044	***	-16,0%
36_mesi	0,323	0,357	-0,034	***	-9,5%

Fonte: Elaborazioni ANPAL su dati ANPAL, INPS, MLPS (Comunicazione Obbligatorie), ISTAT (Asia, 2016)

COLLANA  
**FOCUS**  
ANPAL