

Incentivi al lavoro permanente e contratto a tutele crescenti: un approccio controfattuale alla stima dell'impatto sulle assunzioni a tempo indeterminato nel 2015

ANDREA BENDINELLI*

1. Introduzione

Il 2015 è stato caratterizzato dai primi segnali di ripresa economica dopo la crisi: nel primo trimestre il prodotto interno lordo ha fatto osservare la prima variazione positiva da più di tre anni. Inoltre, è proseguito l'incremento degli occupati, avviato già nel corso dell'anno precedente, con una decisa accelerazione poi nel 2015 (ISTAT 2016). L'incremento delle nuove assunzioni è quindi coinciso con la ripresa della crescita. Ma il 2015 è stato caratterizzato anche da importanti riforme del mercato del lavoro. Sono state infatti approvate rilevanti modifiche normative in ottica strutturale, volte a contrastare il precariato e di conseguenza a incrementare il numero di occupati con contratti a tempo indeterminato.

Negli ultimi anni, gli scenari che caratterizzavano i periodi di crisi erano contraddistinti da una diminuzione delle ore lavorate più che proporzionale alla riduzione di personale e/o ai mancati rinnovi dei contratti di lavoro (ISFOL, 2015). Ci si attendeva quindi con la ripresa congiunturale un aumento del numero di ore lavorate, e il cospicuo

* Istituto nazionale per la valutazione del sistema educativo di istruzione e di formazione (Invalsi), email: andrea.bendinelli@invalsi.it. Il presente lavoro, sviluppato grazie a un progetto di ricerca presso l'INAPP (Istituto Nazionale per l'Analisi delle Politiche Pubbliche) che fa parte del progetto di monitoraggio delle politiche per il lavoro, è stato condotto nell'ambito della Convenzione tra INAPP e Dipartimento di Scienze Statistiche dell'Università degli Studi di Roma "La Sapienza" e si inserisce in un'ampia linea di ricerca condotta da M. Centra e V. Gualtieri, che ringrazio per l'importante contributo dato alla presente ricerca.

[N.d.D.: in via del tutto eccezionale, su richiesta dell'autore il presente testo è stato lievemente modificato dopo la prima pubblicazione, nel mese di maggio 2017]



incremento degli occupati che si è invece osservato sembra anticipato rispetto alle previsioni. È possibile dunque che il flusso di nuove assunzioni a tempo indeterminato sia dovuto alle misure legislative introdotte (Sestito e Viviano, 2016).

Tali modifiche, in particolare il cosiddetto *Jobs Act*, sono state dirette a modificare le norme sul lavoro subordinato in ottica strutturale: la misura aveva l'obiettivo di ridurre l'utilizzo dei contratti di lavoro "flessibile" (tempo determinato, collaborazioni, lavoro a chiamata), in favore del contratto di lavoro dipendente a tempo indeterminato. Il presente lavoro propone quindi una valutazione dell'impatto delle recenti riforme del mercato del lavoro in Italia – ovvero il *Jobs Act* e la decontribuzione del costo del lavoro – sulla dinamica delle attivazioni di contratti a tempo indeterminato. In particolare, si intende verificare se la discontinuità osservata a partire dal 2015 nella serie storica degli avviamenti di rapporti di lavoro a tempo indeterminato sia dovuta o meno a tali modifiche legislative.

Più in particolare, la finalità del lavoro è di valutare l'impatto delle riforme del 2015 in termini di occupazione a tempo indeterminato, misurando quanta stabilità queste misure abbiano creato nel lavoro dipendente. Lo scopo è quindi stimare l'impatto delle due modifiche legislative sull'*incidenza* di contratti a tempo indeterminato, rispetto al totale delle assunzioni nel lavoro subordinato, al netto dell'impatto occupazionale della ripresa. L'analisi è condotta utilizzando un modello *difference-in-difference*.

Il lavoro ambisce a fornire un contributo empirico a un dibattito, quello sull'impatto delle recenti riforme del mercato del lavoro in Italia, di particolare importanza per quanto concerne l'analisi dell'economia italiana e delle sue dinamiche future. In particolare, si cerca di compiere un passo avanti rispetto ai contributi forniti da Fana et al. (2016), che presentano un'analisi descrittiva che non contiene valutazioni controfattuali, e di Sestito e Viviano (2016), che conducono un'analisi controfattuale ma limitata a dati relativi alla Regione Veneto. I principali contributi della nostra analisi riguardano: l'uso di una dataset aggiornato e con informazioni di estremo dettaglio per quanto riguarda la dinamica contrattuale; l'uso di una tecnica

econometrica adatta a stimare in modo consistente gli effetti delle politiche; l'attualità delle policy che vengono valutate e del dibattito all'interno del quale il lavoro si inserisce.

2. Dati e struttura del lavoro

Nel presente lavoro, sono stati utilizzati dati sia in forma aggregata che individuale. I dati sono riferiti a flussi di eventi relativi alle attivazioni di rapporti di lavoro (avviamenti, trasformazioni e cessazioni di contratti) e non a individui. La principale differenza che caratterizza i dati provenienti da archivi amministrativi rispetto a quelli ricavati da indagini campionarie, come la *Rilevazione continua sulle forze di lavoro* dell'ISTAT, è che una variazione del flusso di attivazioni di nuovi contratti non implica necessariamente una variazione dello stock di occupati. Per questo motivo l'interpretazione dei dati deve riferirsi a modifiche nei comportamenti dei datori di lavoro (lato della domanda), che possono riflettersi in modo diverso sulle dinamiche riferite ai lavoratori (lato dell'offerta). Il Sistema statistico delle comunicazioni obbligatorie on-line (SISCO) del Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali (MLPS), qui utilizzato, è caratterizzato dalle trasmissioni effettuate dalle imprese che, al momento dell'attivazione, proroga, trasformazione o cessazione di un rapporto di lavoro, sono tenute a darne comunicazione ai servizi per l'impiego territoriali.¹ Sebbene tali dati non consentano di ricostruire le consistenze dello stock di occupati, l'utilizzo dei dati riferiti ai flussi permette una maggiore capacità informativa sull'impatto delle modifiche legislative in un'ottica di breve periodo, dal momento che repentini cambiamenti negli ingressi e nelle uscite dal mercato del lavoro si traducono in modeste variazioni degli aggregati. Sono qui utilizzati anche i dati diffusi dall'INPS tramite l'*Osservatorio sul*

¹ Decreto interministeriale del 30 ottobre 2007, e successiva nota circolare n. 8371 del 21 dicembre 2007.

precariato.² I dati diffusi dall'INPS consentono, rispetto alla base informativa diffusa dal MLPS, di distinguere gli avviamenti e le trasformazioni agevolati secondo quanto previsto dalla l. 190/2014 (art. 1, c. 118). Le fonti INPS e SISCO si riferiscono all'intera popolazione e non a un suo campione (come la *Rilevazione continua sulle forze di lavoro*).

Il Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali rende disponibile, nell'ambito del programma *Microdati per la ricerca*, un *dataset* ricavato dal sistema SISCO, in forma di microdati, denominato CICO (Campione Integrato delle Comunicazioni Obbligatorie).³ Si tratta di una serie di *dataset cross-section* relativa alle attivazioni di rapporti di lavoro.⁴ Tale base di dati è stata utilizzata nell'ultima parte del lavoro per la stima dell'effetto delle normative sugli avviamenti di contratti di lavoro a tempo indeterminato.

Il presente articolo è strutturato in due parti: nella prima parte sono sintetizzate le modifiche introdotte dalla Legge di Stabilità per il 2015 (l. 190/2014) e le novità introdotte dall'attuazione della legge delega del *Jobs Act*, in particolare il cd. contratto a tutele crescenti (dlgs. 23/2015). In seguito si riportano le serie storiche dei flussi di contratti a tempo indeterminato. Nella prima parte, le serie storiche sono riportate sia in forma grezza che destagionalizzata.⁵ A conclusione delle analisi descrittive è proposta un'analisi delle

² I dati forniscono informazioni simili alla fonte SISCO (flussi di attivazioni, cessazioni e trasformazioni di rapporti di lavoro) ma con una differente copertura della popolazione di interesse. L'Osservatorio sul precariato non include il pubblico impiego (tranne i lavoratori degli enti pubblici economici), i lavoratori domestici e gli operai agricoli, e comprende invece il lavoro somministrato e il lavoro intermittente; la base informativa ricavata da SISCO non comprende queste ultime due tipologie, mentre include il pubblico impiego e gli operai agricoli.

³ Si veda la URL <https://www.cliclavoro.gov.it/Barometro-Del-Lavoro/Pagine/Microdati-per-la-ricerca.aspx>

⁴ La base dati utilizzata per la stima del modello nella seconda parte del lavoro utilizza una collezione campionaria, ma con una numerosità molto elevata e in grado di produrre stime più attendibili rispetto alle fonti ricavate da indagini.

⁵ L'utilizzo delle serie al netto dei fattori di stagionalità è necessario al fine di consentire un'analisi della dinamica mensile. Per la procedura di destagionalizzazione si è fatto ricorso all'applicativo Demetra+ ed è stato utilizzato un modello ARIMA X13.

variazioni incrementali sul volume dei flussi a tempo indeterminato.⁶ La seconda parte dell'articolo è dedicata ai risultati di un esercizio di valutazione d'impatto diretto a stimare congiuntamente l'effetto netto dell'incentivo economico e dell'introduzione del contratto a tutele crescenti sulle attivazioni di contratti a tempo indeterminato. Tale analisi è condotta in termini di incidenza degli avviamenti di rapporti di lavoro a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti di rapporti di lavoro dipendente, non potendosi considerare le trasformazioni di rapporti di lavoro a termine in contratti a tempo indeterminato in quanto non distinte dai nuovi avviamenti nel *dataset* CICO.

3. Le modifiche normative nel 2015: evidenza descrittiva sulla dinamica delle attivazioni di contratti a tempo indeterminato

Con l'obiettivo di analizzare la domanda di lavoro si può, anzitutto, distinguere fra incentivi/disincentivi economici e normativi. I primi considerano una riduzione del costo del lavoro associato all'utilizzo di una specifica forma contrattuale; in questo caso si tratterebbe di una manovra direttamente indirizzata a incentivare l'aumento dell'occupazione (*job creation*). I secondi invece allargano (restringono) il regime legale dell'utilizzo degli stessi (sostanzialmente la protezione dei lavoratori) e per questo motivo non possono essere considerati politiche di *job creation* (ISFOL, 2015, cap. 2). Nel 2015 gli interventi di rilievo che hanno avuto l'intento di modificare la domanda di lavoro sono stati la Legge di Stabilità per il 2015 (l. 190/2014), in vigore dall'1/1/2015, e il cd. contratto a tutele crescenti (d.lgs. 23/2015), in vigore dal 7/3/2015. Le leggi considerate si differenziano per il tipo di regime di convenienze oggetto di riforma: la Legge di Stabilità interviene, fundamentalmente,

⁶ Oltre alla semplice osservazione delle serie storiche, che consentono di dare conto della discontinuità registrata dall'inizio del 2015, è stato utilizzato un indice sulle differenze incrementali a distanza di un anno, vale a dire la variazione osservata tra il 2014 e il 2015 al netto della corrispondente variazione registrata tra il 2013 e il 2014.

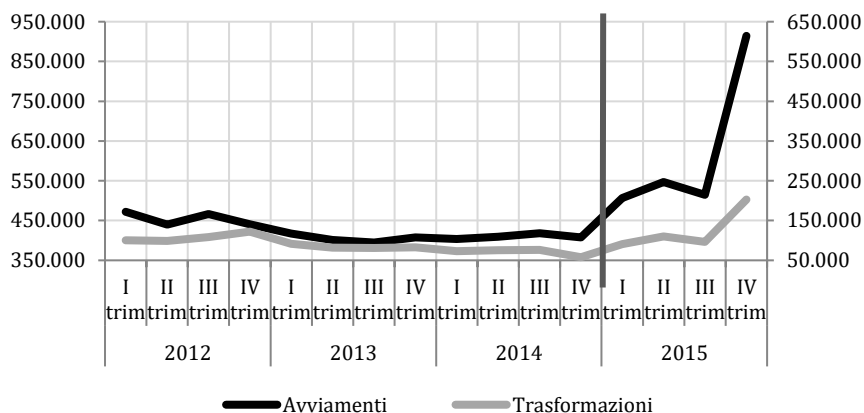
sul fronte del regime economico, viceversa, i decreti attuativi del *Jobs Act* limitano il loro raggio di azione al fronte normativo.

Con la Legge di Stabilità per il 2015 è stato introdotto un rilevante beneficio contributivo. La legge ha previsto un incentivo alle assunzioni a tempo indeterminato effettuate nel periodo 1 gennaio-31 dicembre 2015 sotto forma di esonero contributivo totale per tre anni, entro un tetto annuo pari a 8.060€. Sono state previste una serie di esclusioni attinenti la natura del datore di lavoro (sono esclusi i datori di lavoro domestico e la pubblica amministrazione), la tipologia contrattuale di assunzione (non sono incentivate le assunzioni con contratto di apprendistato o lavoro a chiamata), nonché le caratteristiche del lavoratore (sono esclusi coloro che nei 6 mesi precedenti l'assunzione erano titolari di un rapporto di lavoro a tempo indeterminato, anche con altro datore). In sintesi, la legge prevedeva che il diritto alla fruizione dell'incentivo sorgesse per l'assenza di un precedente rapporto di lavoro dipendente a tempo indeterminato. Tutte le principali stabilizzazioni (da tempo determinato, da lavoro a chiamata e da lavoro a progetto, ma non da apprendistato, in quanto rapporto già a tempo indeterminato) erano premiate, con l'obiettivo di diminuire l'incidenza del lavoro 'atipico' a favore di quello considerato 'standard'.

Sul secondo fronte, quello normativo, il più importante incentivo per la domanda di lavoro è costituito dalla riforma delle norme sul licenziamento (art. 18 dello Statuto dei Lavoratori, SDL, l. 300/1970), prima con la cosiddetta Riforma Fornero e poi rafforzata con il *Jobs Act* (dlgs. 23/2015). La nuova disciplina non ha modificato il tradizionale regime causale del licenziamento, poiché il recesso del contratto di lavoro da parte del datore continua a dover essere sorretto da una giustificazione. Le novità concernono, invece, il regime sanzionatorio previsto nel caso in cui il licenziamento sia ritenuto illegittimo in sede giudiziale: mentre la normativa precedente (art. 18 SDL) consentiva al giudice di comminare la reintegrazione nel posto di lavoro (il rapporto cioè non si considerava mai interrotto), con la nuova normativa, in caso di licenziamento illegittimo, è previsto un indennizzo monetario, crescente con l'anzianità di servizio e calcolato con una formula

predefinita. Rimane comunque la reintegra nelle ipotesi più gravi: discriminazione, nullità, insussistenza del fatto contestato.

Figura 1 – Avviamenti di contratti a tempo indeterminato e trasformazioni di contratti a termine in tempo indeterminato, serie trimestrale



Note: dati destagionalizzati.

Fonte: elaborazione su sistema informativo SISCO, MLPS.

L'analisi dei dati sulla dinamica dei nuovi contratti di lavoro a tempo indeterminato evidenzia una discontinuità nella serie storica degli avviamenti e delle trasformazioni, come mostrato dalla figura 1. Come sottolineato nell'introduzione, sulla base della congiuntura economica, questo effetto risulterebbe inatteso, dal momento che nella prima fase della ripresa economica ci si attendeva un aumento delle ore lavorate a parità di occupati e, solo in un secondo momento, una ripresa delle assunzioni (ISTAT, 2016). È possibile pertanto che il flusso di nuove assunzioni a tempo indeterminato sia dovuto alle misure legislative introdotte nel 2015. Il flusso di nuovi ingressi nel lavoro dipendente a tempo indeterminato ha fatto registrare, al netto di fattori di stagionalità, un andamento pressoché stazionario nel

periodo recessivo. Dal primo trimestre 2015 si registra una ripresa consistente delle assunzioni a tempo indeterminato, probabilmente dovuta agli incentivi economici previsti dalla Legge di Stabilità per il 2015 (l. 190/2014) e alle novità previste dal *Jobs Act* e introdotte con il dlgs. 23/2015.

I dati diffusi dall'INPS (*Osservatorio sul precariato*, disponibili per il 2014 e il 2015) sono in accordo con il quadro ricavato dai dati del MLPS: nel corso del 2015 si sono registrati oltre 2 milioni di nuovi rapporti di lavoro a tempo indeterminato (si veda la tabella 1), con un incremento pari a poco meno di 750 mila nuovi contratti. Nell'arco del 2015 si registra un incremento di 243 mila trasformazioni di rapporti a termine in contratti a tempo indeterminato. Il numero di cessazioni è rimasto pressoché inalterato rispetto al 2014; il saldo dei contratti riferiti ai rapporti di lavoro a tempo indeterminato risulta quindi positivo nel 2015.

Tabella 1 – *Flussi nel lavoro dipendente a tempo indeterminato: avviamenti, trasformazioni e cessazioni (migliaia)*

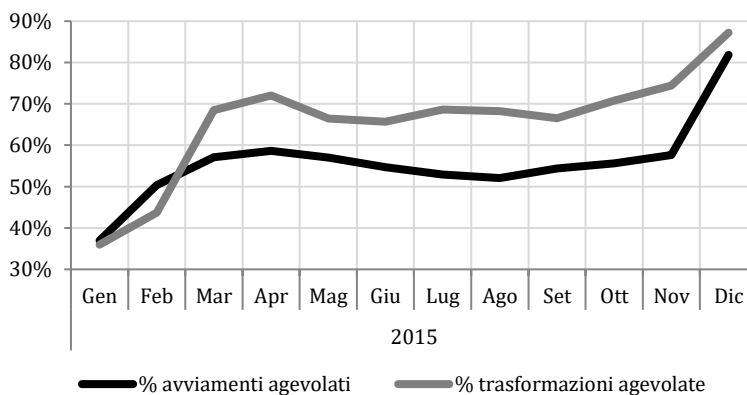
	Avviamenti		Trasformazioni		Totale ingressi		Cessazioni		Saldo Mig.
	Mig. di rapporti	var. %	Mig. di rapporti	var. %	Mig. di rapporti	var. %	Mig. di rapporti	var. %	
2014 I Trim	371		110		481		413		67
II Trim	331		78		409		392		17
III Trim	289		74		363		402		-39
IV Trim	283		70		354		519		-165
<i>Tot. 2014</i>	<i>1.274</i>		<i>331</i>		<i>1.605</i>		<i>1.725</i>		<i>-120</i>
2015 I Trim	486	31	116	6	603	25	399	-4	204
II Trim	488	47	122	57	610	49	446	14	164
III Trim	390	35	99	34	489	35	411	2	78
IV Trim	651	130	237	237	888	151	508	-2	380
<i>Tot. 2015</i>	<i>2.016</i>	<i>58</i>	<i>574</i>	<i>73</i>	<i>2.589</i>	<i>61</i>	<i>1.763</i>	<i>2</i>	<i>826</i>

Fonte: INPS, *Osservatorio sul precariato*.

3.1 Avviamenti e trasformazioni agevolate secondo la Legge di Stabilità per il 2015 (l. 190/2014)

La quota di assunzioni agevolate sul totale degli avviamenti di contratti a tempo indeterminato risulta più bassa nei primi due mesi dell'anno rispetto a quelli successivi, come mostrato nella figura 2, oscillando attorno al 50%, mentre nel mese di dicembre si registra la quota più elevata. In totale, il numero di rapporti a tempo indeterminato che hanno usufruito dello sgravio contributivo nel 2015 è stato pari a 1.176.000, corrispondente al 58% del totale delle assunzioni (INPS, *Osservatorio sul precariato*).

Figura 2 – Incidenza degli avviamenti di rapporti di lavoro a tempo indeterminato agevolati e delle trasformazioni di rapporti a termine agevolate sul totale



Note: lavoratori dipendenti privati, esclusi lavoratori domestici e operai agricoli; sono invece compresi i lavoratori degli enti pubblici economici. Con "agevolati" si intende beneficiari dell'esonero contributivo ex l. 190/2014.

Fonte: INPS, *Osservatorio sul precariato*.

L'incidenza degli avviamenti agevolati sul totale è rimasta compresa tra il 50% e il 60% nel corso dell'anno, a eccezione dei mesi di gennaio

e dicembre. Simile è stato il trend dell'incidenza delle trasformazioni agevolate sul totale delle trasformazioni. Una possibile interpretazione di questa dinamica è che la Legge di Stabilità per il 2016 (l. 208/2015) ha riproposto lo sgravio contributivo in caso di assunzione a tempo indeterminato, ma portando il tetto di sgravio da 8.060€ a 3.250€, l'incidenza dello sgravio dal 100% al 40%, e il periodo di beneficio dell'incentivo da 3 a 2 anni. Dunque, la modifica introdotta al regime di incentivi per il 2016 potrebbe avere condizionato pesantemente il trend di assunzioni nell'ultima parte del 2015, generando un 'effetto annuncio' secondo cui i datori di lavoro sarebbero stati indotti a regolarizzare le assunzioni nel dicembre 2015 anziché distribuirle nell'anno seguente.

3.2 Analisi delle variazioni incremental

Oltre alle serie storiche sopra riportate, che evidenziano la forte discontinuità dall'inizio del 2015, sono state calcolate le differenze incremental a distanza di un anno: questo indicatore permette di misurare lo scostamento della variazione osservata rispetto alla corrispondente variazione nell'anno precedente, e quindi fornisce un'ulteriore misura della discontinuità osservata precedentemente. Una prima analisi è stata condotta sul confronto tra la dinamica del flusso di nuovi rapporti di lavoro a tempo indeterminato registrata tra il 2014 e il 2015 e quella del biennio precedente, 2013-2014.⁷ Come mostrato nella tabella 2, complessivamente tra il 2014 e il 2015 si conferma un saldo positivo, rispetto a quanto osservato nel biennio precedente, pari a quasi 700.000 avviamenti a tempo indeterminato. Gli avviamenti a tempo determinato hanno, al contrario, subito una brusca diminuzione in termini di variazione incrementale, pari a -

⁷ È stata analizzata la variazione mensile del numero di nuovi contratti tra il 2014 e il 2015, decurtata dalla stessa variazione registrata tra il 2014 e il 2013. In tal modo si è ottenuta la variazione incrementale per ciascun mese del 2015 rispetto al mese corrispondente nel 2014.

Tabella 2 – Avviamenti a tempo determinato e indeterminato: serie mensile, variazioni incremental
2014-2015

	Valori osservati				Variazione incrementale							
	Dati grezzi		Dati destagionalizzati		Dati grezzi		Dati destagionalizzati		Dati grezzi		Dati destagionalizzati	
	Tempo ind.	Tempo det.	Tempo ind.	Tempo det.	Tempo ind.	%	Tempo det.	%	Tempo ind.	%	Tempo det.	%
Gen	197.741	684.721	155.584	583.873	37.951	19,2	29.887	4,4	28.237	18,1	-9.102	-1,6
Feb	167.459	460.649	168.761	590.492	35.553	21,2	-59.226	-12,9	37.837	22,4	-32.455	-5,5
Mar	192.244	541.136	178.801	591.469	53.245	27,7	-53.536	-9,9	45.053	25,2	-39.266	-6,6
Apr	201.212	602.185	183.254	587.559	55.404	27,5	-29.416	-4,9	46.349	25,3	-35.987	-6,1
Mag	181.020	647.018	181.388	581.879	46.044	25,4	-8.223	-1,3	42.603	23,5	-23.734	-4,1
Giu	171.020	643.428	177.328	576.931	31.856	18,6	-18.596	-2,9	36.630	20,7	-19.302	-3,3
Lug	164.311	568.393	173.790	573.257	24.486	14,9	-29.808	-5,2	30.471	17,5	-16.513	-2,9
Ago	88.210	388.848	172.716	563.931	18.447	20,9	-3.743	-1	28.876	16,7	-21.154	-3,8
Set	244.004	800.925	177.088	551.086	14.820	6,1	-5.500	-0,7	35.259	19,9	-30.539	-5,5
Ott	200.816	584.841	221.460	535.920	50.521	25,2	-101.173	-17,3	83.340	37,6	-44.704	-8,3
Nov	198.570	483.795	304.799	525.530	90.815	45,7	-42.978	-8,9	164.537	54	-60.045	-11,4
Dic	340.494	407.866	346.469	520.335	237.026	69,6	-26.825	-6,6	192.589	55,6	-71.506	-13,7
Totale	2.347.101	6.813.805	2.441.439	6.782.263	696.168	29,7	-349.137	-5,1	771.781	31,6	-404.308	-6

Fonte: elaborazioni su dati SISCO, MLPS.

400.000 rapporti. Infine, la variazione incrementale delle trasformazioni, mostrata nella tabella 3, è stata pari a oltre 250.000 unità, corrispondente al 55% delle trasformazioni registrate nel 2015.

La media mensile si mantiene intorno ai 40.000 avviamenti e 12.000 trasformazioni fino all'ottobre dello stesso anno; tra novembre e dicembre si conferma l'effetto annuncio già discusso, con un segno particolarmente positivo nel mese di dicembre, pari a 200.000 avviamenti e oltre 100.000 trasformazioni (INPS, 2016).

Tabella 3 – *Trasformazioni di rapporti di lavoro a termine in tempo indeterminato: variazioni incrementalì 2014-2015*

	Valori osservati		Variazione incrementale			
	Dati grezzi	Dati destagionalizzati	Dati grezzi		Dati destagionalizzati	
				%		%
Gen	19.883	19.620	3.251	16,4	2.992	15,3
Feb	25.042	30.645	7.705	30,8	9.810	32
Mar	41.653	45.635	25.067	60,2	26.745	58,6
Apr	38.118	42.303	21.807	57,2	23.161	54,8
Mag	31.339	37.534	11.110	35,5	14.461	38,5
Giu	36.258	35.063	7.672	21,2	10.225	29,2
Lug	28.612	34.133	6.265	21,9	8.921	26,1
Ago	22.818	33.507	4.990	21,9	7.807	23,3
Set	38.561	33.735	14.195	36,8	11.479	34
Ott	37.558	33.827	23.309	62,1	21.315	63
Nov	51.001	63.840	40.285	79	50.448	79
Dic	128.460	65.534	106.002	82,5	54.021	82,4
Totale	499.303	475.376	271.658	54,4	241.383	50,8

Fonte: elaborazioni su dati SISCO, MLPS.

4. Un approccio controfattuale alla stima dell'impatto delle nuove norme: metodologia e principali risultati

Nella tabella 4 sono riportate le principali caratteristiche dell'esercizio valutativo. Il metodo per l'identificazione degli effetti delle normative sull'occupazione permanente ha previsto un disegno

di valutazione quasi-sperimentale seguendo un approccio controfattuale (Marchesi et al., 2011), finalizzato a stimare l'effetto netto delle modifiche legislative sugli avviamenti di contratti di lavoro a tempo indeterminato.

È stata in primo luogo definita una variabile sulla quale misurare l'impatto delle modifiche normative (*outcome*): sulla base delle informazioni a disposizione si è scelta l'incidenza degli avviamenti di contratti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti di contratti nel lavoro dipendente. La metodologia di analisi dell'effetto netto ha quindi previsto l'utilizzo del metodo *difference-in-difference*. Tale modello consente di stimare il livello medio dell'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti nel lavoro dipendente nel 2015 per i 'beneficiari' dello sgravio contributivo e del *Jobs Act* (dlgs. 23/2015), nel caso in cui queste manovre non fossero state introdotte. L'effetto netto delle riforme è quindi ricavato come differenza tra il valore della variabile *outcome*, misurata sulle attivazioni di contratti di lavoratori idonei al conseguimento del beneficio dell'incentivo per il datore di lavoro, e ciò che si sarebbe osservato in assenza dell'entrata in vigore delle leggi.

Tabella 4 – *Caratteristiche del disegno di valutazione*

Componenti del disegno	Descrizione
Popolazione obiettivo	Avviamenti di rapporti di lavoro dipendente.
Variabile risultato	Incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti di lavoro dipendente
Variabile trattamento	Ammissibilità alla fruizione dello sgravio contributivo per assunzioni di lavoratori a tempo indeterminato nel 2015
Metodo per identificazione effetti	Valutazione quasi-sperimentale con metodo diff-in-diff

In linea con la metodologia controfattuale, sono stati definiti un gruppo di trattamento e un gruppo di controllo, prendendo in considerazione uno dei criteri di ammissibilità per la fruizione dello sgravio contributivo (l. 190/2014): il gruppo di trattamento è costituito da tutti gli avviamenti a tempo determinato o indeterminato che hanno coinvolto contratti che non risultavano già attivati a tempo indeterminato nei sei mesi precedenti l'avviamento, mentre il gruppo di controllo è costituito dagli avviamenti di contratti, a tempo determinato o indeterminato, comunque non ammissibili allo sgravio contributivo perché riguardanti lavoratori già occupati a tempo indeterminato nei sei mesi precedenti il mese di avviamento.

La strategia d'identificazione prevede quindi di stimare, tramite l'osservazione del gruppo di controllo, la dinamica spontanea che avrebbe avuto il gruppo di trattati in assenza di modifiche normative, consentendo di ricavare per differenza l'effetto netto.

Il modello è stato stimato sui contratti registrati nel 2014 e nel 2015, considerando il 2015 l'anno del trattamento; la variabile dipendente è di tipo dicotomico, determinata dal tipo di contratto: a tempo determinato o indeterminato.⁸

In un contesto sperimentale, ossia nel caso in cui i gruppi degli idonei e dei non idonei fossero stati campionati in maniera casuale tra coloro che avevano diritto alla fruizione delle due misure, sarebbe stato possibile misurare l'effetto netto operando una semplice sottrazione tra le medie della variabile *outcome* relative ai due gruppi. Ma poiché l'ambito in questione è tutt'altro che sperimentale, ossia non è possibile assumere che il gruppo dei trattati e il gruppo di controllo siano statisticamente uguali in relazione a caratteristiche osservabili e inosservabili, non è possibile misurare l'impatto della modifica normativa sull'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato semplicemente sottraendo i valori delle quote di ciascun gruppo, ma occorre calcolare tale differenza prendendo in considerazione anche le caratteristiche osservate tra i due gruppi.

⁸ Sono esclusi dall'analisi l'apprendistato, il lavoro intermittente, domestico e somministrato. D'ora in avanti per lavoro dipendente si farà riferimento a tale definizione.

Le differenze tra gruppo degli idonei e gruppo dei non idonei, possono essere attribuite sia a caratteristiche di *background* socio-economico e culturale dei due gruppi (professione, regione di lavoro, livello di istruzione, ecc.) sia a caratteristiche *tempo-dipendenti* tra i due gruppi (Trivellato, 2009). Se queste differenze non vengono prese in considerazione e controllate statisticamente, i risultati potrebbero risultare affetti da distorsione da selezione (*selection bias*) e/o da distorsione da dinamica spontanea (*maturation*, si veda Martini e Strada, 2011). Lo schema metodologico utilizzato permette di controllare entrambe queste differenze: una differenza nel tempo (pre/post) e una fra gruppi (idonei e non idonei). Le differenze nel tempo possono essere controllate inserendo nel modello una serie di variabili esplicative di tipo *time invariant*, le differenze fra i due gruppi invece vengono controllate considerando sia le informazioni sui gruppi di trattamento e di controllo nel 2015 sia le stesse informazioni nell'anno precedente, ossia in assenza delle modifiche normative in esame.

In effetti, l'analisi delle composizioni in relazione al *background* socio-economico e culturale dei due gruppi conferma una differenza particolarmente marcata tra il gruppo degli ammissibili e il gruppo dei non ammissibili, come mostrato nella tabella A1 in appendice. Ciononostante, i due gruppi mantengono una composizione simile tra il 2014 e il 2015. Indici di similarità delle distribuzioni tra i due gruppi⁹ sono stati calcolati su tutte le variabili esplicative incluse nel modello completo di covariate, discusso in seguito. Le differenze nelle caratteristiche osservabili fra i due gruppi confermano l'impossibilità di adottare un disegno sperimentale nel caso del mercato del lavoro, i cui partecipanti sono caratterizzati da un numero molto elevato di caratteristiche inosservabili.¹⁰

Come detto, nell'analisi si è considerata l'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti,

⁹ Si è fatto ricorso a un indice che considera la differenza quadratica media tra le composizioni delle due distribuzioni.

¹⁰ Tale ipotesi è necessaria dal momento che, diversamente dal classico schema *diff-in-diff*, le unità che costituiscono i due gruppi non sono le stesse tra il 2014 e il 2015.

nell'ipotesi che i datori di lavoro abbiano preferito attivare contratti a tempo indeterminato anziché contratti a tempo determinato, motivati dagli incentivi economici o dalle modifiche normative che potrebbero aver influenzato il rapporto costo-opportunità delle due forme contrattuali. In linea con il metodo *diff-in-diff*, si è costruito un modello lineare sulla probabilità di osservare un avviamento di contratto a tempo indeterminato rispetto alla probabilità di osservare un avviamento di contratto a tempo determinato. In una prima formulazione, tale modello non comprende covariate di controllo, e dunque assume la seguente forma funzionale:

$$Y = \alpha + \gamma T + \lambda P + \beta_{ATT} (TP) + \varepsilon \quad (1)$$

dove Y è la variabile dicotomica binaria (contratto a tempo indeterminato = 1; contratto a tempo determinato = 0); T è la variabile dicotomica che identifica i gruppi (ammissibile allo sgravio contributivo = 1; non ammissibile allo sgravio contributivo = 0); P è la variabile dicotomica che denota il periodo (2014 = 0; 2015 = 1); TP è un termine di interazione, la cui stima del coefficiente β_{ATT} rappresenta l'effetto medio delle politiche sul gruppo degli idonei in termini di incidenza dei nuovi contratti a tempo indeterminato avviati sul totale degli avviamenti nel lavoro dipendente.

In prima istanza, le stime ottenute con tale modello, discusse nella sezione seguente, mostrano una plausibile sovrastima dell'effetto netto delle politiche, documentata dalla verifica, con esito negativo, di alcuni assunti. Una possibile correzione al fine di ottenere stime più attendibili è stata quindi proposta includendo alcune covariate di controllo nel modello, assumendo la CIA (*Conditional Independence Assumption*), ovvero ipotizzando che condizionatamente a queste ultime, l'assegnazione al gruppo di trattamento sia indipendente da variabili inosservabili. In tal caso, il modello lineare assume la seguente forma funzionale:

$$Y = \alpha + \gamma T + \lambda P + \beta_{ATT} (TP) + \vartheta X + \varepsilon \quad (2)$$

dove X sono le covariate di controllo. Questo disegno di valutazione non garantisce, tuttavia, che il gruppo di controllo sia indipendente

dalle politiche oggetto di interesse, dal momento che i datori di lavoro possono aver sostituito le assunzioni di lavoratori non ammissibili all'incentivo economico con assunzioni di lavoratori ammissibili. Per questo motivo è stata proposta, nell'ultima sezione, una correzione della dinamica osservata sul gruppo di controllo, rendendo a nostro parere tali stime più attendibili rispetto alle precedenti. A tal fine si è fatto ricorso a tecniche di analisi delle serie storiche interrotte, stimando, tramite un opportuno modello di regressione logistica, il trend che avrebbe avuto la serie storica dell'incidenza nel gruppo di controllo delle assunzioni a tempo indeterminato in assenza di modifiche normative.

4.1. Illustrazione del metodo differenze-nelle-differenze: risultati del modello senza covariate

Nella tabella di contingenza (tabella 5) si osserva che le differenze in verticale rappresentano le differenze fra trattati e non trattati dell'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti, osservate prima e dopo le riforme, ovvero rispettivamente le differenze di partenza e le differenze finali nella variabile risultato. Avendo a disposizione anche la differenza pre-intervento nella variabile risultato, possiamo sottrarla dalla differenza finale, depurando così la differenza finale dalla differenza di partenza (Martini e Sisti, 2009). In questo modo si arriva a una stima dell'effetto di 0,116.

Leggendo in orizzontale la tabella, calcolando le differenze tra il 2015 e il 2014 per ciascuno dei due gruppi, si nota che l'incidenza è aumentata tra gli idonei mentre è diminuita fra i non idonei. La differenza tra l'aumento fra i beneficiari e la diminuzione tra gli esclusi è una stima dell'effetto delle politiche, che coincide matematicamente con la stima ottenuta facendo le differenze in verticale. Anche in questo caso si è depurata una differenza da una possibile distorsione: qui però è stato sottratto dall'aumento osservato fra gli idonei la diminuzione che è avvenuta fra i non idonei, che in questo contesto rappresenta la dinamica spontanea.

Tabella 5 – *Incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti di lavoro dipendente*

	2014	2015	Diff. 2015-2014
Non idonei	0,494	0,45	-0,044
Idonei	0,139	0,212	0,116***
Diff. idonei\ non idonei	-0,355	-0,239	0,073

*** Significativo all'1%.

Note: esclusi apprendistato, lavoro intermittente, domestico e somministrato.

Fonte: elaborazioni su dati CICO MLPS.

Un vantaggio della rappresentazione grafica della figura 3 è di individuare il valore controfattuale, in altre parole rispondere alla domanda: a che livello medio dell'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato si sarebbero trovati gli idonei nel 2015 nel caso in cui non ne avessero beneficiato? Un'ipotesi è che si sarebbe osservata tra i beneficiari la stessa diminuzione che si è registrata tra gli esclusi, partendo però dal livello di partenza degli idonei. Si tratta semplicemente, in termini computazionali, di aggiungere a 0,14 la differenza tra 0,45 e 0,49, ottenendo 0,1, che a meno di arrotondamenti è il controfattuale cercato.

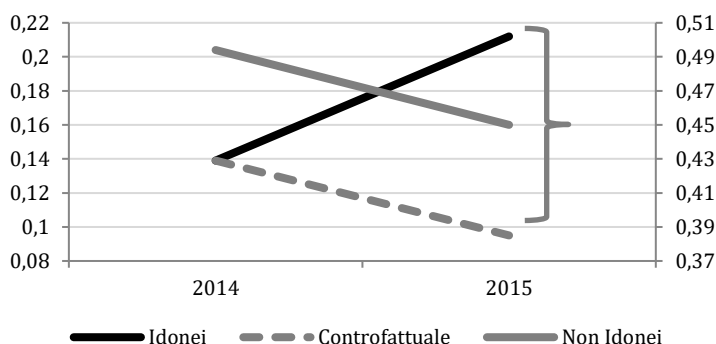
Applicando la definizione che l'effetto netto è uguale al valore osservato meno il valore controfattuale, ovvero che $\hat{\beta}_{ATT} = E[Y_{2015}^1 | T = 1] - E[Y_{2015}^0 | T = 1] = 0,212 - 0,096$ (dove l'apice denota il valore della variabile *outcome*), si tratta dello stesso risultato ottenuto calcolando le doppie differenze nella tabella 5.

È però opportuno verificare se le ipotesi alla base del procedimento del calcolo del controfattuale siano plausibili. Geometricamente, il segmento tratteggiato nella figura 3 è parallelo al segmento che rappresenta il trend dei non idonei. In realtà, questo è considerato poco plausibile in studi non-sperimentali come il presente. In termini geometrici, l'assunto è che le differenze tra i due gruppi siano costanti nel tempo: quindi, in assenza di trattamento non ci sarebbero differenze nei trend dell'incidenza degli avviamenti di

contratti a tempo permanente sul totale degli avviamenti di contratti nel lavoro subordinato nei due gruppi.

Non possiamo però escludere l'eventualità che l'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sarebbe aumentata anche in assenza dell'entrata in vigore delle modifiche legislative. Si dice in questo caso che gli idonei si sono auto-selezionati non solo in base al livello della variabile *outcome*, ma anche sulla base del diverso trend di crescita. Se questo fosse vero, il controfattuale dovrebbe essere posto più in alto di quanto si osserva nella figura 3, e quindi l'effetto del trattamento sulla quota degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti sarebbe minore di quello appena stimato.

Figura 3 – *Livelli medi dell'incidenza degli avviamenti di contratti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti: stima differenziale-differenza con quattro osservazioni*



Note: esclusi apprendistato, lavoro intermittente, domestico e somministrato.

Fonte: elaborazioni su dati CICO MLPS.

Quindi, condizione necessaria affinché il metodo *diff-in-diff* identifichi l'effetto netto delle politiche è che la dinamica osservata tra i non idonei coincida con quella che si sarebbe osservata fra gli idonei, ovvero in termini analitici deve valere l'uguaglianza fra le dinamiche spontanee tra i due gruppi: $E[Y_{2015}^0 | T = 1] - E[Y_{2014}^0 | T = 1] =$

$E[Y_{2015}^0|T = 0] - E[Y_{2014}^0|T = 0]$. Questa uguaglianza ha un significato preciso: il termine sul lato sinistro è la dinamica spontanea tra gli idonei, che è inosservabile per la presenza del termine controfattuale $E[Y_{2015}^0|T = 1]$, mentre il termine sul lato destro è la dinamica spontanea osservata tra i non idonei. Condizione necessaria affinché la differenza nelle differenze identifichi l'effetto delle politiche è quindi che la dinamica osservata tra i non idonei coincida con quella che si sarebbe osservata fra gli idonei. Questa condizione equivale ad assumere che tra trattati e non trattati esistano differenze solo nei livelli della variabile *outcome* e non nei trend.

Si dimostra che il risultato ottenuto dalla doppia differenza nella tabella 5 coincide con la stima che si ottiene stimando il modello di regressione lineare dell'equazione (1), i cui risultati sono presentati nella tabella 6. L'interpretazione della stima relativa al termine di interazione *TP* può essere commentata nel seguente modo: l'incidenza fra gli idonei è passata dal 13,9% del 2014 al 21,2% del 2015, con un incremento del 7,3%; l'effetto medio delle politiche sul gruppo degli idonei in termini di incidenza è stato pari a 11,6 punti percentuali. Questo sta a significare che non solo tutto l'incremento osservato è dovuto alle politiche, ma in assenza di esse l'incidenza sarebbe calata del 4,3%, lo stesso decremento osservato nel gruppo di controllo.

Tabella 6 – *Stime del modello diff-in-diff sull'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato (sul totale degli avviamenti di rapporti di lavoro subordinato)*

	coeff.	S.E.
<i>T</i> : idoneo nel mese di attivazioni	-0,355***	0,000474
<i>P</i> : periodo	0,044***	0,000608
<i>TP</i> : termine di interazione	0,116***	0,000639
Costante	0,495***	0,000452
<i>R</i> ² corretto = 0,053		
Numerosità campionaria: 2.339.706		

*** Significativi all'1%.

Il modello completo di covariate è definito dall'equazione (2) sopra. Le variabili esplicative indicate con X dovrebbero essere in grado di soddisfare la seguente identità: $E[v|T = 1] = E[v|T = 0] = 0$, dove v indica il termine di errore al posto di ε , per sottolineare che si tratta di modelli diversi.

4.2. Risultati del modello multivariato

Il parametro v (che riunisce tutte le covariate che rimangono non osservabili) ha valore atteso nullo sia per i soggetti trattati che per i non trattati, a parità di variabili osservabili contenute in X . Questo assunto è denominato CIA, ossia, condizionatamente alle variabili di controllo, T è indipendente dalle variabili inosservabili. Se questa ipotesi è vera (ma non è testabile), la stima di β_{ATT} , il coefficiente del termine di interazione tra la variabile dicotomica periodo P e la variabile trattamento T identifica l'effetto medio delle politiche sugli idonei. La plausibilità delle stime ottenute con la regressione lineare multipla è subordinata al numero di variabili esplicative incluse nel modello. In generale vale il criterio secondo cui quante più variabili, tra quelle che influenzano il processo di selezione, sono incluse nel modello, tanto più la CIA diventa un'ipotesi plausibile.

Nella tabella A2 in appendice sono riportati i coefficienti stimati del modello *diff-in-diff* completo di variabili esplicative di controllo. L'effetto netto sul gruppo degli idonei, rappresentato dal coefficiente d'interazione tra trattamento (T) e periodo di osservazione (P), è pari a 0,106. Il coefficiente risulta minore rispetto a quello relativo al modello precedente, senza covariate di controllo (0,116, riportato nella tabella 6), ma più elevato rispetto alla differenza osservata nel gruppo dei contratti ammissibili allo sgravio contributivo (0,073, si veda la tabella 5), a ribadire che in assenza di modifiche normative l'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale sarebbe diminuita di circa 4 punti percentuali.

Nonostante non sia stato possibile prendere in considerazione nell'analisi le trasformazioni di contratti a termine in contratti a tempo

indeterminato, questo risultato induce a pensare alla presenza di un meccanismo di sostituzione nel 2015, per cui i datori di lavoro avrebbero rimpiazzato avviamenti di rapporti di lavoro a termine con contratti di lavoro a tempo indeterminato a tutele crescenti.

La stima del numero assoluto di attivazioni avviate nel gruppo degli idonei, raggiunge circa un milione di nuovi contratti a tempo indeterminato. Tale valore è stimato attraverso la seguente formula:

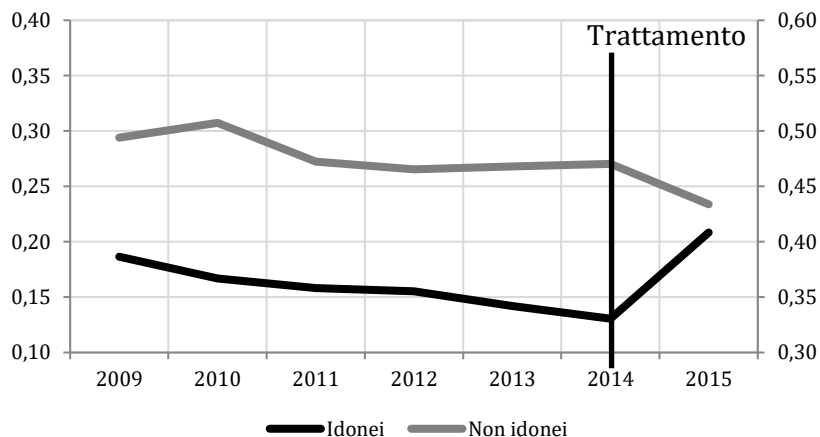
$$Y_{ATT} = \frac{Y_1 - \frac{Y_0 N_1}{N_0}}{\frac{Y_1 - Y_0}{N_1 - N_0}} \hat{\beta}_{ATT} \cong 1.000.000 \quad (3)$$

dove Y_0 e Y_1 rappresentano gli avviamenti a tempo indeterminato rispettivamente nel 2014 e nel 2015; N_0 e N_1 gli avviamenti totali nel lavoro dipendente rispettivamente nel 2014 e 2015; e $\hat{\beta}_{ATT}$ è l'effetto netto in termini di incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale.

4.3. Limiti del modello e una proposta di correzione della stima dell'effetto medio delle modifiche legislative sul gruppo degli idonei

Le principali fonti di distorsione delle stime sono dovute verosimilmente all'impossibilità di considerare le trasformazioni di contratti nell'analisi, nonché di assumere che il gruppo di controllo sia indipendente dalle politiche. Quest'ultima fonte può essere parzialmente corretta. Come si evince dalla figura 4, il trend delle serie storiche riferite ai due gruppi ha un andamento pressoché stabile fino al 2014, subendo poi una flessione nel 2015 in concomitanza con le modifiche normative. Le politiche oggetto di ricerca hanno verosimilmente favorito una parte della popolazione, gli ammissibili alla politica, penalizzando i non ammissibili, perché i datori di lavoro avrebbero preferito, ceteris paribus, assumere con contratto a tempo indeterminato i beneficiari anziché gli esclusi dalla l. 190/2014. Questo spiegherebbe il calo dell'incidenza nel 2015 fra i non idonei e l'aumento tra gli idonei.

Figura 4 – *Incidenza media degli avviamenti di contratti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti di lavoro dipendente*



Note: esclusi apprendistato, lavoro intermittente, domestico e somministrato.

Fonte: elaborazioni su dati CICO MLPS.

Ma ottenere delle stime del controfattuale considerando un gruppo di controllo non indipendente dalle politiche induce a distorsione. Una possibile strategia di correzione può essere proposta stimando il controfattuale a partire dal gruppo di controllo, cioè considerando la sola serie storica delle incidenze dei non trattati dal 2009 al 2014 e stimando il livello medio dell'incidenza nel 2015 implementando un modello *logit* sul solo gruppo di controllo.

Tale modello lineare generalizzato è costruito utilizzando come variabile dipendente la variabile binaria che esprime il carattere dell'occupazione, a tempo indeterminato o determinato, e tra i regressori, oltre alla variabile periodo P (che varia dal 2009 al 2014), tutte le covariate di controllo incluse nel modello precedente:

$$\text{logit}(\pi) = \alpha + \lambda P + \vartheta_1 X_1 + \dots + \vartheta_k X_k = X\beta \quad (4)$$

essendo

$$\begin{aligned} \text{logit}(\pi) = \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \hat{\beta} &\Leftrightarrow \frac{\pi}{1-\pi} = e^{\hat{\beta}} \Leftrightarrow \pi = e^{\hat{\beta}} - \pi e^{\hat{\beta}} \Leftrightarrow (1 + \\ e^{\hat{\beta}})\pi &= e^{\hat{\beta}} \Leftrightarrow \pi = \frac{\exp(\hat{\beta})}{1+\exp(\hat{\beta})} \end{aligned} \quad (5)$$

(Dobson, 2001), dove π è la probabilità prevista per il 2015 espressa come quota degli avviamenti a tempo indeterminato rispetto agli avviamenti a tempo determinato.

Con tale modello, come mostrato nella tabella 7, la stima della quota degli avviamenti a tempo indeterminato del gruppo di controllo per il 2015 è pari a 0,478, maggiore rispetto al dato osservato pari a 0,434. Tale risultato indica che in assenza di trattamento il gruppo dei non ammissibili alla politica avrebbe guadagnato il 4,4% dell'incidenza. In questo modo, per costruzione, si è ricavato un gruppo di controllo indipendente dal trattamento e quindi più robusto rispetto a quello considerato in precedenza.

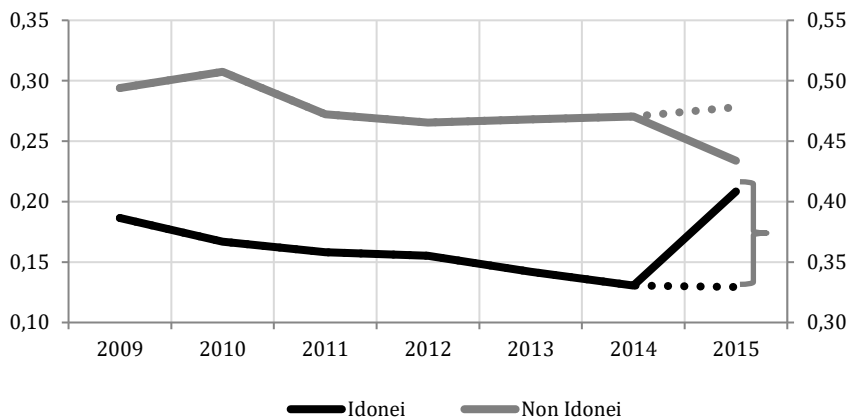
Tabella 7 – *Quota media degli avviamenti a tempo indeterminato rispetto al totale degli avviamenti*

	<i>N</i>	Incidenza media osservata	π
Incidenza	59.188.552	0,434	0,478

Fonte: elaborazione su dati CICO.

Nella tabella A3 in appendice sono riportati i coefficienti stimati applicando il metodo differenze-nelle-differenze con la correzione sul gruppo di controllo, ossia sostituendo alla variabile dipendente le incidenze previste per il medesimo gruppo nel solo anno 2015, riducendo di fatto l'effetto netto, pari al 7,9% dell'incidenza degli avviamenti di contratti a tempo indeterminato sul totale degli avviamenti nel lavoro dipendente (figura 5).

Figura 5 – Livello medio di probabilità prevista per il gruppo dei non idonei e stima dell'effetto netto delle politiche applicando il metodo *diff-in-diff*



Note: esclusi apprendistato, lavoro intermittente, domestico e somministrato.

Fonte: elaborazioni su dati CICO MLPS.

Tale effetto risulta minore rispetto a quello evidenziato in precedenza nel modello *diff-in-diff* senza correzione sul gruppo di controllo. Di conseguenza la stima del valore assoluto dei contratti a tempo indeterminato attivati in ragione delle riforme diminuisce: $Y_{ATT} \cong 700.000$. Graficamente, il segmento tratteggiato non è più parallelo al trend dei non idonei.

5. Riflessioni conclusive

Come mostrato nelle analisi descrittive, il 2015 è stato caratterizzato da un'inversione di tendenza rispetto agli anni precedenti, in termini di nuovi contratti a tempo indeterminato. Secondo le elaborazioni sui dati ricavati dagli archivi amministrativi, le assunzioni nel lavoro permanente hanno raggiunto i due terzi in più rispetto al 2014, e ancor più rilevante è stato il tasso di variazione

tendenziale subito dalle trasformazioni di contratti a termine in contratti a tempo indeterminato, quasi raddoppiato rispetto all'anno precedente.

Dalle stime ottenute con l'ultimo modello, ritenuto a nostro parere il più attendibile da un punto di vista metodologico, risulta che le due modifiche normative qui analizzate hanno contribuito all'incidenza degli avviamenti a tempo indeterminato sul totale dei nuovi contratti di lavoro dipendente in misura del 7,9%, pari a oltre 700 mila assunzioni a tempo indeterminato addizionali rispetto a quelle a tempo determinato. L'incidenza degli avviamenti con contratto permanente per gli ammissibili allo sgravio contributivo è passata dal 13,9% nel 2014 al 21,2% nel 2015, con un incremento pari al 7,3%.

Il risultato raggiunto suggerisce due considerazioni: *i)* che l'incremento osservato è dovuto completamente alle modifiche normative; *ii)* che in assenza di tali politiche, il gruppo degli idonei avrebbe perso lo 0,6% dell'incidenza nel corso dello stesso anno.

Occorre sottolineare alcune note di cautela rispetto a questi risultati. Anzitutto, occorre considerare alcune carenze informative nel *dataset* qui utilizzato che, a nostro parere, rendono il campione analizzato non pienamente rappresentativo. In primo luogo, i modelli non hanno separatamente tenuto conto delle trasformazioni di contratti a termine, che potrebbero aver indirettamente influenzato il volume delle assunzioni, aumentando le attivazioni a tempo indeterminato. In seconda istanza, non è stato possibile individuare in maniera puntuale i contratti attivati nella pubblica amministrazione, mentre, dal momento che questi non sono stati modificati dalle norme oggetto di studio, sarebbe stato più opportuno non considerarli nell'analisi.¹¹ Inoltre, il risultato cui si è pervenuti con il metodo *diff-in-diff* è subordinato alla plausibilità degli assunti non testabili del

¹¹ Inoltre, poiché il *dataset* CICO è un campione casuale semplice dell'intero archivio amministrativo, estratto seguendo uno schema di estrazione basato sulle date di nascita, i contratti con lavoratori immigrati non risultano ben rappresentativi della popolazione, dal momento che le date di compleanno degli stessi risultano polarizzate al primo gennaio (data spesso attribuita per convenzione al momento della registrazione del permesso di soggiorno).

modello lineare implementato, come la CIA. Infine, l'effetto netto stimato è riferito solamente a una sottopopolazione degli avviamenti, quella dei contratti idonei.

Nonostante questi caveat, è possibile trarre alcune indicazioni dai risultati raggiunti. Anzitutto, è necessario tenere presente che le due modifiche normative sono state qui valutate in maniera simultanea, nonostante abbiano caratteristiche molto diverse. Lo sgravio contributivo è una misura sostanzialmente congiunturale, poiché consiste in una riduzione del costo del lavoro valida dal momento dell'assunzione per i successivi tre anni. Al contrario, l'istituzione del contratto a tutele crescenti è da considerarsi una riforma strutturale, che ha come fulcro la sostanziale rimodulazione della disciplina sul licenziamento. Da un punto di vista metodologico sarebbe dunque opportuno valutare separatamente l'effetto netto delle due misure, scorporando l'effetto dello sgravio contributivo sull'occupazione da quello dell'introduzione del contratto a tutele crescenti, come fatto ad esempio per la regione Veneto da Sestito e Viviano (2016). Tuttavia, come già notato, le informazioni attualmente disponibili da microdati a livello nazionale non consentono tale operazione.

A nostro parere, la diminuzione del costo del lavoro introdotta dalla Legge di Stabilità per il 2015 potrebbe aver contribuito in maniera decisiva all'aumento dei contratti stabili, come suggerito dall'incremento delle assunzioni a tempo indeterminato nel mese di dicembre, subito dopo il varo della Legge di Stabilità per il 2016 che per l'anno successivo ha riproposto, ma ridotto, lo sgravio (dal 100% al 40%). Quindi è plausibile che l'incremento osservato dell'incidenza dei contratti a tempo indeterminato nel gruppo degli idonei sia da attribuirsi in larga parte agli incentivi economici, anziché dalle modifiche normative previste dal *Jobs Act*.

Infine, i risultati a cui si è pervenuti con il presente lavoro sono relativi solamente al 2015, e non consentono una valutazione complessiva delle modifiche normative. Le elaborazioni proposte evidenziano l'impossibilità di dare risposte nel breve periodo: da un lato, sarà decisivo verificare a partire dal 2018 se gli avviamenti aggiuntivi stimati per il 2015 si tramuteranno in cessazioni quando

terminerà l'esonero contributivo totale di durata triennale; d'altro lato, quando i dati lo permetteranno sarà necessario verificare se le modifiche normative dell'art. 18 SDL abbiano realmente incentivato gli imprenditori a preferire il contratto di lavoro a tempo indeterminato a tutele crescenti.

Bibliografia

- Dobson A.J. (2001), *An introduction to generalized linear models. Second edition*, Boca Raton: Capman & Hall/CRC.
- Fana M., Guarascio D., Cirillo V. (2016), "Did Italy need more labour flexibility? The consequences of the Jobs Act", *Intereconomics*, vol. 51 n. 2, pp. 79-86.
- Istituto Nazionale per la Previdenza Sociale (INPS) (2016), *XV Rapporto annuale dell'Inps*, 7 luglio, Roma: INPS.
- Istituto per lo Sviluppo della Formazione Professionale dei Lavoratori (ISFOL) (2015), *L'Italia fra il Jobs Act ed Europa 2020. Rapporto di monitoraggio del mercato del lavoro 2015*, i libri del fondo sociale Europeo, Roma: Isfol.
- Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) (2016), *Rapporto annuale 2016. La situazione del Paese*, 20 maggio, Roma: ISTAT.
- Marchesi G., Tagle L., Befani B. (eds.) (2011), *Approcci alla valutazione degli effetti delle politiche di sviluppo regionale*, Materiali UVAL, n. 22, Roma: Ministero dello Sviluppo Economico.
- Martini A., Sisti M. (2009), *Valutare il successo delle politiche pubbliche*. Bologna: il Mulino.
- Martini A., Strada G. (2011), "L'approccio controfattuale alla valutazione degli effetti delle politiche pubbliche", in Marchesi G., Tagle L., Befani B. (eds.), *Approcci alla valutazione degli effetti delle politiche di sviluppo regionale*, Materiali UVAL, n. 22, Roma: Ministero dello Sviluppo Economico, pp. 30-45.
- 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*, n. 325, Banca d'Italia, Roma.
- Trivellato U. (2009), "La valutazione degli effetti di politiche pubbliche: paradigma e pratiche", *IRVAPP Working Paper*, n. 2009-1, Istituto per la ricerca valutativa sulle politiche pubbliche, Trento.

Appendice

Tabella A1 – *Composizione dei gruppi di controllo e trattamento, valori %*

	2014			2015		
	Contr.	Tratt.	Tot.	Contr.	Tratt.	Tot.
Genere						
Uomo	65,0	53,5	54,5	66,0	55,3	56,4
Donna	35,0	46,5	45,5	34,0	44,7	43,6
Cittadinanza						
Italiana	64,2	78,1	76,9	65,8	78,2	77,0
UE	5,8	7,7	7,5	5,6	7,2	7,1
Extra UE	30,0	14,2	15,6	28,7	14,6	16,0
Titolo di studio						
Fino alla licenza media	72,0	59,3	60,4	70,3	58,5	59,7
Secondaria, no accesso università	3,6	4,2	4,1	3,7	4,2	4,2
Secondaria, accesso università	18,2	25,0	24,4	18,7	25,7	25,0
Diploma terziario	0,4	0,9	0,9	0,5	0,9	0,9
Laurea	5,8	10,6	10,1	6,7	10,7	10,3
Sezione Ateco 2007						
A - Agricoltura, silvicoltura e pesca	5,0	20,9	19,5	5,0	20,7	19,1
B - Estrazione di minerali da cave e miniere	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0
C - Attività manifatturiere	11,9	8,1	8,4	12,8	8,8	9,2
D - Fornitura di energia elettrica	0,1	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1
E - Fornitura di acqua; reti fognarie	0,6	0,4	0,4	0,6	0,4	0,4
F - Costruzioni	16,5	5,9	6,9	15,4	5,7	6,7
G - Commercio all'ingrosso e al dettaglio	7,5	6,7	6,8	8,0	7,5	7,6
H - Trasporto e magazzinaggio	9,8	3,7	4,2	9,7	3,8	4,4
I - Attività dei servizi di alloggio e di ristorazione	16,7	16,0	16,0	16,9	15,2	15,4
J - Servizi di informazione e comunicazione	2,0	4,6	4,4	2,9	5,7	5,4
K - Attività finanziarie e assicurative	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
L - Attività immobiliari	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3
M - Attività professionali, scientifiche e tecniche	1,3	1,2	1,2	1,6	1,6	1,6
N - Noleggio, agenzie di viaggio	12,5	5,3	6,0	11,0	5,2	5,8
O - Amministrazione pubblica e difesa	2,0	2,9	2,8	1,6	2,3	2,2
P - Istruzione	6,5	16,4	15,5	6,3	14,8	14,0
Q - Sanità e assistenza sociale	2,1	2,5	2,4	2,5	2,8	2,7
R - Attività artistiche, sportive, di intrattenimento	2,4	2,8	2,8	2,2	2,9	2,8
S - Altre attività di servizi	2,7	1,6	1,7	2,5	1,7	1,8
T - Attività di famiglie datori di lavoro domestico	0,1	0,3	0,3	0,1	0,1	0,1
U - Organizzazioni ed organismi extraterritoriali	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Regione di lavoro						
Piemonte	4,0	4,4	4,4	4,2	4,6	4,6
Trentino A.A.	1,5	3,0	2,9	1,7	2,8	2,7
Valle D'Aosta	0,2	0,3	0,3	0,2	0,3	0,3
Lombardia	19,3	12,2	12,8	19,7	12,9	13,6

(continua)

(continua)

	2014			2015		
	Contr.	Tratt.	Tot.	Contr.	Tratt.	Tot.
Veneto	6,9	6,5	6,5	7,1	6,6	6,7
Friuli V.G.	1,0	1,4	1,4	1,1	1,4	1,4
Liguria	1,8	1,8	1,8	2,0	1,9	1,9
Emilia Romagna	6,6	8,1	8,0	7,1	7,8	7,7
Toscana	7,2	5,7	5,8	7,0	5,8	5,9
Umbria	0,9	1,3	1,2	1,0	1,3	1,3
Marche	2,2	2,0	2,0	2,1	2,0	2,0
Lazio	13,4	14,0	13,9	14,3	14,6	14,5
Abruzzo	2,5	2,1	2,2	2,6	2,1	2,1
Molise	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4	0,4
Campania	11,1	8,0	8,3	10,1	7,9	8,1
Puglia	7,6	12,2	11,8	7,3	11,9	11,4
Basilicata	1,1	1,6	1,6	1,1	1,6	1,5
Calabria	2,4	3,9	3,8	2,2	3,7	3,5
Sicilia	8,0	8,4	8,3	7,4	7,9	7,8
Sardegna	1,7	2,7	2,6	1,6	2,6	2,5
Mese avvio						
Gennaio	9,0	9,8	9,8	9,0	9,8	9,7
Febbraio	6,9	7,0	7,0	6,8	6,7	6,7
Marzo	8,2	7,9	7,9	8,1	7,9	7,9
Aprile	8,9	8,6	8,7	8,8	8,8	8,8
Maggio	9,0	9,1	9,1	8,8	9,0	9,0
Giugno	8,8	9,1	9,1	9,8	8,7	8,8
Luglio	8,4	8,3	8,3	7,9	8,1	8,1
Agosto	5,1	5,5	5,5	4,9	5,6	5,5
Settembre	10,7	12,1	12,0	10,4	11,6	11,5
Ottobre	9,9	9,4	9,4	9,0	8,3	8,4
Novembre	8,4	7,2	7,3	8,5	7,3	7,4
Dicembre	6,7	5,9	6,0	8,1	8,1	8,1
Professione (gruppo)						
Legislatori, imprenditori e alta dirigenza	0,4	0,2	0,3	0,4	0,3	0,3
Professioni intellettuali	9,1	18,9	18,1	9,4	18,3	17,4
Professioni tecniche	4,6	5,0	4,9	5,2	5,8	5,8
Professioni esecutive nel lavoro d'ufficio	5,9	5,5	5,5	7,0	6,5	6,5
Professioni qualificate nelle attività commerciali	22,7	19,2	19,5	22,7	18,8	19,2
Artigiani, operai specializzati e agricoltori	19,4	11,1	11,9	18,8	11,0	11,7
Conduttori di impianti	8,6	4,7	5,0	9,1	5,0	5,4
Professioni non qualificate	29,2	35,4	34,8	27,4	34,3	33,6
Età in classi						
Classe di età: 15 - 19	1,0	1,8	1,7	1,0	2,0	1,9
Classe di età: 20 - 24	10,3	9,8	9,9	9,9	9,8	9,8
Classe di età: 25 - 29	16,1	12,9	13,2	15,6	13,0	13,2
Classe di età: 30 - 44	45,9	43,7	43,9	45,4	42,7	43,0
Classe di età: 45 - 54	19,3	22,0	21,8	20,5	22,1	21,9
Classe di età: 55 e più	7,3	9,8	9,6	7,6	10,4	10,1

Tabella A2 – *Stima del modello diff-in-diff con variabili di controllo*

	Coeff.	Errore std.
Costante	0,3997***	0,0021
T: idoneo nel mese di attivazione	-0,2411***	0,0004
P: periodo	-0,8650***	0,0049
TP: termine di interazione	0,1060***	0,0006
Donna	-0,0053***	0,0002
UE	0,0148***	0,0004
Extra UE	0,0919***	0,0003
Secondaria no accesso univ.	-0,0121***	0,0004
Secondaria, accesso univ.	-0,0046***	0,0002
Diploma terziario	0,0143***	0,0009
Laurea	0,0480***	0,0004
B - Estrazione di minerali	0,3281***	0,0038
C - Attività manifatturiere	0,3136***	0,0004
D - Fornitura di energia elettrica, gas	0,3994***	0,0036
E - Fornitura di acqua; reti fognarie, rifiuti	0,3363***	0,0013
F - Costruzioni	0,3922***	0,0004
G - Commercio all'ingrosso e al dettaglio	0,2964***	0,0004
H - Trasporto e magazzinaggio	0,2960***	0,0005
I - Attività dei servizi e di ristorazione	0,1062***	0,0004
J - Servizi di informazione e comunicazione	0,0727***	0,0005
K - Attività finanziarie e assicurative	0,3952***	0,0016
L - Attività immobiliari	0,2975***	0,0016
M - Attività professionali	0,2966***	0,0008
N - Noleggio, agenzie di viaggio	0,3061***	0,0004
O - Amministrazione pubblica e difesa	0,0608***	0,0007
P - Istruzione	0,0361***	0,0005
Q - Sanità e assistenza sociale	0,2487***	0,0006
R - Attività artistiche e di intrattenimento	0,0601***	0,0006
S - Altre attività di servizi	0,3014***	0,0007
T - Attività di famiglie e convivenze	0,6574***	0,0021
U - Organizzazioni extraterritoriali	0,2012***	0,0069
Valle D'Aosta	-0,0788***	0,0017
Lombardia	0,0082***	0,0005
Trentino A.A.	-0,0756***	0,0007
Veneto	-0,0308***	0,0005
Friuli V.G.	-0,0308***	0,0008
Liguria	-0,0290***	0,0007
Emilia Romagna	-0,0347***	0,0005
Toscana	-0,0076***	0,0005
Umbria	-0,0204***	0,0009
Marche	-0,0355***	0,0007
Lazio	-0,0217***	0,0005
Abruzzo	0,0064***	0,0007

(continua)

(continua)

	Coeff.	Errore std.
Molise	0,0506***	0,0013
Campania	0,0738***	0,0005
Puglia	-0,0042***	0,0005
Basilicata	-0,0024***	0,0008
Calabria	0,0354***	0,0006
Sicilia	0,0281***	0,0005
Sardegna	-0,0268***	0,0007
Febbraio	0,0032***	0,0004
Marzo	0,0004	0,0004
Aprile	-0,1228***	0,0007
Maggio	-0,1345***	0,0007
Giugno	-0,1495***	0,0007
Luglio	-0,1003***	0,0005
Agosto	-0,1138***	0,0006
Settembre	-0,0352***	0,0005
Ottobre	-0,0853***	0,0005
Novembre	-0,0732***	0,0006
Dicembre	0,0105***	0,0006
Professioni intellettuali e di elevata specializzazione	-0,3755***	0,0017
Professioni tecniche	-0,2937***	0,0017
Professioni esecutive nel lavoro d'ufficio	-0,2122***	0,0017
Professioni qualificate nelle attività commerciali	-0,3306***	0,0017
Artigiani, operai specializzati e agricoltori	-0,3522***	0,0017
Conduttori di impianti, e conducenti di veicoli	-0,3633***	0,0017
Professioni non qualificate	-0,3968***	0,0017
Classe di età: 20 - 24	-0,0183***	0,0007
Classe di età: 25 - 29	-0,0044***	0,0007
Classe di età: 30 - 44	0,0176***	0,0006
Classe di età: 45 - 54	0,0225***	0,0007
Classe di età: 55 e più	0,0285***	0,0007
Var % PIL	-2,1581***	0,0114
Var % PIL 2 trim precedenti	-0,7385***	0,0042
<i>N = 2.194.303</i>		
<i>R² corretto = 22, 6%</i>		

*** Significativi all'1%; ** Significativi al 5%; * Significativi al 10%;

Note: escluso apprendistato, lavoro intermittente, domestico e somministrato. Categorie di riferimento: uomo; italiano; titolo di studio fino a licenza media; settore di attività agricoltura, selvicoltura e pesca; Regione di lavoro: Piemonte; mese di avvio: gennaio; professione: legislatori, imprenditori e alta dirigenza; età in classi all'avviamento: 15-19.

Tabella A3 – *Stima del modello diff-in-diff con correzione del gruppo di controllo*

	Coeff.	Errore std.
Costante	0,6557***	0,057
T: idoneo nel mese di attivazione	-0,2219***	0,003
P: periodo	-0,0113***	0,004
TP: termine di interazione	0,0790***	0,004
Donna	0,0006	0,002
UE	0,0184***	0,003
Extra UE	0,0980***	0,002
Secondaria no accesso univ.	-0,0197***	0,004
Secondaria si accesso univ.	-0,0158***	0,002
Diploma terziario	0,0133*	0,008
Laurea	0,0555***	0,003
B - Estrazione di minerali da cave e miniere	-0,1265**	0,054
C - Attività manifatturiere	0,2239***	0,062
D - Fornitura di energia elettrica, gas	0,1965***	0,054
E - Fornitura di acqua; reti fognarie, rifiuti	0,2474***	0,061
F - Costruzioni	0,2062***	0,055
G - Commercio all'ingrosso e al dettaglio	0,2922***	0,054
H - Trasporto e magazzinaggio	0,1642***	0,054
I - Attività dei servizi ed ristorazione	0,2148***	0,054
J - Servizi di informazione e comunicazione	-0,0286	0,054
K - Attività finanziarie e assicurative	-0,0557	0,054
L - Attività immobiliari	0,2930***	0,056
M - Attività professionali	0,2004***	0,056
N - Noleggio, agenzie di viaggio	0,1534***	0,055
O - Amministrazione pubblica e difesa	0,2232***	0,054
P - Istruzione	-0,0713	0,054
Q - Sanita' e assistenza sociale	-0,0959*	0,054
R - Attività artistiche e di intrattenimento	0,1116**	0,054
S - Altre attività di servizi	-0,0749	0,054
T - Attività di famiglie e convivenze	0,1867***	0,055
U - Organizzazioni extraterritoriali	0,5055	0,057
Valle D'Aosta	-0,0991***	0,014
Lombardia	0,0225***	0,004
Trentino A.A.	-0,0693***	0,006
Veneto	-0,0301***	0,004
Friuli V.G.	-0,0314***	0,007
Liguria	-0,0205***	0,006
Emilia Romagna	-0,0260***	0,004
Toscana	0,0101***	0,005
Umbria	-0,0227***	0,007
Marche	-0,0251***	0,006
Lazio	-0,0228***	0,004
Abruzzo	0,0269***	0,006

(continua)

(continua)

	Coeff.	Errore std.
Molise	0,0652***	0,011
Campania	0,0914***	0,004
Puglia	0,0099**	0,004
Basilicata	0,0041	0,007
Calabria	0,0425***	0,005
Sicilia	0,0448***	0,004
Sardegna	-0,0278***	0,006
Febbraio	0,0100***	0,004
Marzo	0,0003	0,003
Aprile	-0,0072**	0,003
Maggio	-0,0232***	0,003
Giugno	-0,0309***	0,003
Luglio	-0,0387***	0,003
Agosto	-0,0499***	0,004
Settembre	0,0335***	0,003
Ottobre	-0,0063*	0,003
Novembre	0,0052	0,004
Dicembre	0,0921***	0,004
Professioni intellettuali e di elevata specializzazione	-0,3718***	0,014
Professioni tecniche	-0,2885***	0,014
Professioni esecutive nel lavoro d'ufficio	-0,2038***	0,014
Professioni qualificate nelle attività commerciali	-0,3261***	0,014
Artigiani, operai specializzati e agricoltori	-0,3350***	0,014
Conduttori di impianti, e conducenti di veicoli	-0,3630***	0,014
Professioni non qualificate	-0,3907***	0,014
Classe di età: 20 - 24	-0,0236***	0,006
Classe di età: 25 - 29	-0,0176***	0,006
Classe di età: 30 - 44	0,0103*	0,006
Classe di età: 45 - 54	0,0205***	0,006
Classe di età: 55 e più	0,0283***	0,006

*** Significativi all'1%; ** Significativi al 5%; * Significativi al 10%;

Note: escluso apprendistato, lavoro intermittente, domestico e somministrato. Categorie di riferimento: uomo; italiano; titolo di studio fino a licenza media; settore di attività agricoltura, selvicoltura e pesca; Regione di lavoro: Piemonte; mese di avvio: gennaio; professione: legislatori, imprenditori e alta dirigenza; età in classi all'avviamento: 15-19.