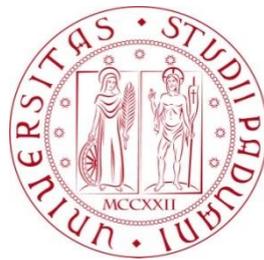


Università degli Studi di Padova
Dipartimento di Scienze Statistiche
Corso di Laurea Magistrale in
Scienze Statistiche



**L'effetto del bonus assunzioni su aziende e lavoratori:
evidenze da dati multilivello**

Relatore Prof. Adriano Paggiaro
Dipartimento di Scienze Statistiche

Laureando: Nicolò Pegoraro
Matricola n. 1138954

Anno Accademico 2017/2018

Indice

Introduzione.....	11
1. Il mercato del lavoro in Italia, il bonus assunzioni e il Jobs Act	13
1.1 Il mercato del lavoro italiano prima del 2015	13
1.2 Le politiche in esame	14
1.3 Bonus assunzioni e <i>Jobs Act</i> : revisione della letteratura esistente	16
1.4 I dati	19
1.5 Indicatori di performance nel mercato del lavoro.....	20
1.6 Prime evidenze descrittive.....	20
2. L'effetto del bonus sull'accesso alle posizioni di lavoro stabili	27
2.1 Il dataset.....	28
2.1.1 Evidenze descrittive	28
2.2 Modello esponenziale a tratti	31
2.3 I risultati.....	33
2.4 Analisi di robustezza e discussione	38
3. Il bonus assunzioni e le trasformazioni.....	43
3.1 Il dataset.....	43
3.1.1 Evidenze descrittive	45
3.2 Modello esponenziale a tratti a rischi competitivi	50
3.2.1 Partizionamento della verosimiglianza in un modello di sopravvivenza a tempi continui a rischi competitivi.....	50
3.2.2 La specificazione	52

3.3 I risultati.....	53
3.4 Analisi di robustezza e discussione	60
4. La qualità dei posti di lavoro esonerati	63
4.1 Il dataset.....	63
4.1.1 Il campione di osservati oltre i 36 mesi.....	65
4.1.2 Evidenze descrittive.....	66
4.2 Linear probability model	70
4.3 I risultati.....	72
4.3.1 Probabilità di superare i 24 mesi	72
4.3.2 Probabilità di superare i 36 mesi	74
4.4 Analisi di robustezza e discussione	76
5. Le aziende e il bonus assunzioni	79
5.1 Il dataset.....	79
5.1.1 Forma “wide”	79
5.1.2 Forma “long”	80
5.2 Le aziende e il bonus assunzioni: quali l’hanno usato e come	81
5.2.1 Evidenze descrittive.....	85
5.2.2 Un approccio alternativo: analisi delle sequenze	89
5.3 Diff-in-diff.....	93
5.4 Risultati	96
5.5 Analisi di robustezza e discussione	99
Conclusioni.....	103
Bibliografia	107

Elenco delle figure

Figura 1: Serie delle assunzioni per tipologia contrattuale.	21
Figura 2: Serie delle trasformazioni a tempo indeterminato per tipologia.	22
Figura 3: Serie delle cessazioni stabili per motivazione.	23
Figura 4: Serie del turnover complessivo.	23
Figura 5: Serie della creazione netta di lavoro stabile.	24
Figura 6: Distribuzione delle assunzioni a tempo indeterminato rispetto alla distanza dal precedente contratto stabile.	30
Figura 7: Funzione di rischio stimata per l'evento nuovo rapporto stabile.	36
Figura 8: Funzione di rischio stimata per l'evento nuovo rapporto stabile senza esonero.	38
Figura 9: Funzione di rischio stimata per l'evento nuova assunzione a tempo indeterminato.	40
Figura 10: Funzione di rischio stimata per l'evento trasformazione. ...	40
Figura 11: Distribuzione delle cessazioni e delle trasformazioni in relazione alla durata dei contratti.	46
Figura 12: Curva di sopravvivenza per l'evento cessazione stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto.	49
Figura 13: Curva di sopravvivenza per l'evento trasformazione stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto.	49
Figura 14: Funzione di rischio stimata per l'evento "cessazione" (a sinistra) e per l'evento "trasformazione" (a destra) per il mese di gennaio.	59

Figura 15: Funzione di rischio stimata per l'evento "cessazione" (a sinistra) e per l'evento "trasformazione" (a destra) per il mese di giugno.	59
Figura 16: Funzione di rischio stimata per l'evento "cessazione" (a sinistra) e per l'evento "trasformazione" (a destra) per il mese di dicembre	60
Figura 17: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del rapporto stabile ed elegibilità del lavoratore.....	66
Figura 18: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto stabile, elegibilità del lavoratore e modalità di accesso al contratto stabile.....	67
Figura 19: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto stabile, elegibilità del lavoratore e dimensione dell'azienda (in numero di dipendenti).	68
Figura 20: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto stabile, elegibilità del lavoratore ed uso dell'esonero da parte dell'azienda.	69
Figura 21: Serie delle assunzioni stabili medie per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.	85
Figura 22: Serie delle assunzioni precarie medie per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.	85
Figura 23: Serie delle cessazioni stabili per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.....	86
Figura 24: Serie del turnover complessivo medio per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.	87
Figura 25: Serie della creazione netta di lavoro stabile media per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.	87

Figura 26: Serie delle assunzioni stabili medie per azienda stratificate per utilizzo del bonus e numero di dipendenti al 31-12-2014.....	88
Figura 27: Serie della creazione netta di lavoro stabile media per azienda stratificata per utilizzo del bonus e numero di dipendenti al 31-12-2014.	89
Figura 28: Distribuzione degli stati per anno.	91
Figura 29: Distribuzione degli stati per anno stratificata per utilizzo dell'esonero.....	92
Figura 30: Spiegazione grafica della stima diff-in-diff per le assunzioni a tempo indeterminato.	95

Elenco delle tabelle

Tabella 1: Numero di contratti esonerati nel 2015 per modalità d'accesso al rapporto stabile.....	25
Tabella 2: Numero di contratti non esonerati nel 2015 per elegibilità del lavoratore al bonus.	25
Tabella 3: Numero di contratti per anno di inizio osservazione.	29
Tabella 4: Numero di nuovi rapporti stabili per anno.	29
Tabella 5: Stima del modello esponenziale a tratti con risposta l'evento nuovo rapporto stabile.	35
Tabella 6: Stima del modello esponenziale a tratti con risposta l'evento nuovo rapporto stabile senza esonero.	37
Tabella 7: Distribuzione dei contratti in relazione alla durata prevista.	44
Tabella 8: Distribuzione dei contratti per anno di inizio.	46
Tabella 9: Numero di cessazioni per anno e mese.	47
Tabella 10: Numero di trasformazioni per anno e mese.	47
Tabella 11: Stima del modello esponenziale a tratti per l'evento cessazione.	55
Tabella 12: Stima del modello esponenziale a tratti per l'evento trasformazione.	56
Tabella 13: Effetti totali (in scala esponenziale) sul rischio di cessazione per mese e anno.....	57
Tabella 14: Effetti totali (in scala esponenziale) sul rischio di trasformazione per mese e anno.	58
Tabella 15: Numero di assunzioni a tempo indeterminato per anno ed elegibilità del lavoratore.	65

Tabella 16: Numero di assunzioni stabili per anno ed elegibilità del lavoratore, contratti stipulati a gennaio e febbraio.	65
Tabella 17: Stima del linear probability model con risposta il superamento di 24 mesi di durata contrattuale.	73
Tabella 18: Stima del linear probability model con risposta il superamento di 36 mesi di durata contrattuale.	75
Tabella 19: Distribuzione delle aziende per settore.	82
Tabella 20: Distribuzione delle aziende per numero di dipendenti al 31-12-2014.	82
Tabella 21: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo del bonus assunzioni.	83
Tabella 22: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo del bonus e del settore economico.	83
Tabella 23: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo del bonus e al numero di dipendenti al 31-12-2014.	83
Tabella 24: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo dell'esonero con distinzione tra parziale e totale	84
Tabella 25: Definizione degli stati.	90
Tabella 26: Stima dei modelli lineari con risposta rispettivamente il numero di assunzioni stabili (a sinistra in arancione) e la creazione netta di lavoro stabile (in verde a destra).	96
Tabella 27: Stima dei modelli lineari con risposta rispettivamente il numero di assunzioni stabili (a sinistra in arancione) e la creazione netta di lavoro stabile (in verde a destra) stratificati per numero dipendenti al 31-12-2014.	98
Tabella 28: Distribuzione delle aziende per utilizzo del bonus ed elegibilità dei lavoratori.	101

Introduzione

Il mercato del lavoro italiano, in seguito alla crisi economica del 2008, ha registrato oltre un milione di posti di lavoro persi fino al 2014 (dati Istat), con conseguenze tragiche per imprese e lavoratori. Il governo Renzi, al fine di invertire il trend negativo, varò con la Legge di Stabilità 2015 due politiche: un generoso bonus assunzioni valido per il 2015 e il *Jobs Act*. La più discussa mediaticamente fu senza dubbio la seconda, per l'alto valore simbolico che ebbe l'abolizione dell'articolo 18 dello Statuto dei Lavoratori. Anche in ambito scientifico, i pochi studi di ricerca inerenti alle due politiche si sono concentrati per lo più sul *Jobs Act* e sull'impatto che ha avuto nel mercato del lavoro.

La presente tesi di laurea si rivolge, invece, principalmente all'analisi del bonus assunzioni, con l'obiettivo di valutarne con approccio empirico l'effetto su lavoratori e aziende e, in generale, sulla ripresa del mercato del lavoro nel 2015.

Nel Capitolo 1 si valuterà la portata di tale ripresa, dopo una panoramica sulle due politiche e sui lavori di ricerca precedentemente sviluppati in tema incentivi al lavoro e *Jobs Act*.

Nel Capitolo 2 si dimostrerà l'effetto positivo del bonus sulla probabilità di ottenere un nuovo posto di lavoro a tempo indeterminato per i lavoratori che ne hanno perduto uno in precedenza, sfruttando una discontinuità introdotta dalla politica attraverso un modello di durata esponenziale a tratti.

Nel Capitolo 3 si studierà in dettaglio una particolare forma di accesso al contratto a tempo indeterminato, la trasformazione di rapporti di lavoro a termine, in relazione all'altro esito possibile di un contratto a

tempo determinato, la cessazione, con un modello esponenziale a tratti a rischi competitivi, mostrando forti evidenze di un effetto del bonus sull'aumento della probabilità di trasformazione registrato nel 2015.

Il Capitolo 4 si rivolge a ciò che avviene dopo l'accesso al rapporto di lavoro stabile, cioè la sua durata effettiva. C'era infatti il rischio che i contratti esonerati potessero essere sfruttati come dei surrogati meno costosi di quelli a tempo determinato con la conseguenza che, in seguito alla fine dell'erogazione del bonus dopo 3 anni, si sarebbero verificati licenziamenti di massa. Le analisi svolte, considerando due soglie di sopravvivenza, 24 e 36 mesi, hanno confutato questa tesi, mostrando come in realtà il bonus abbia un effetto positivo sulla probabilità di superare sia i due che i tre anni e si sia osservato invece un effetto spiazzamento per i contratti che non hanno usufruito dell'esonero.

Nel Capitolo 5 si considera il punto di vista delle imprese, fornendo una panoramica dell'utilizzo che esse hanno fatto della politica e studiandone l'effetto su quelle che l'hanno sfruttata con un approccio diff-in-diff. Esso è risultato essere positivo, mediamente 1,5 posti di lavoro stabili creati per azienda. I problemi di endogeneità della variabile di trattamento, ovvero l'utilizzo del bonus, suggeriscono, però, cautela nell'interpretazione dei risultati.

L'ultimo capitolo riassume infine le conclusioni principali della tesi, ne presenta alcuni possibili punti deboli e propone possibili sviluppi di ricerca futuri che ne possano completare le analisi al fine di una più completa conoscenza degli effetti della politica analizzata.

1. Il mercato del lavoro in Italia, il bonus assunzioni e il Jobs Act

1.1 Il mercato del lavoro italiano prima del 2015

Fino ai primi anni '90 dello scorso secolo il mercato del lavoro italiano era caratterizzato da una netta maggioranza di posizioni lavorative a tempo indeterminato, oltre il 90% del totale, favorite anche dalla mancanza di vere e proprie alternative. Il quadro iniziò a mutare con l'introduzione di nuove forme contrattuali di tipo precario da parte del governo Prodi attraverso il "pacchetto Treu" (legge 196 del 1997), che ha allargato l'applicabilità del tempo determinato da parte delle imprese. Negli anni 2000 si è osservato come la quota di lavoratori a tempo determinato sia salita velocemente dal 9 al 13%, con oltre il 60% dei nuovi contratti stipulati a tempo determinato (dati Rilevazione sulle forze lavoro). Aldilà delle novità legislative nell'utilizzo di forme contrattuali precarie, un aumento di tale portata è ascrivibile anche ad altri aspetti: l'incertezza nella domanda di lavoro, la possibilità di testare un lavoratore prima di assumerlo stabilmente ma anche la sostituzione di posizioni a tempo indeterminato. Infatti, il pacchetto Treu non fu accompagnato negli anni seguenti da misure volte ad abbassare e rendere certi i costi economici e temporali per i licenziamenti dei dipendenti con contratto stabile (cit. Sestito, 2002).

I licenziamenti, fino al 2015, erano regolamentati dall'articolo 18 dello *Statuto dei lavoratori*, che prevedeva che la legittimità di questi dovesse essere stabilita da un giudice. In caso fosse riconosciuta la giusta causa,

i costi per l'impresa risultavano nulli, in caso contrario le aziende con meno di 15 dipendenti potevano scegliere tra il reinserimento o il pagamento di un'indennità legata all'anzianità di servizio (da 2.5 a 6 mensilità), mentre le aziende con almeno 15 dipendenti avevano l'obbligo di reinserimento (legge 108/1990). Inoltre, i ritardi sistematici della giustizia civile contribuivano ad alimentare l'incertezza sia per l'azienda che per il lavoratore.

Tutto ciò ha portato il mercato del lavoro italiano alla vigilia della crisi del 2008 ad essere caratterizzato da una struttura fortemente dualistica, da un lato i lavoratori con una posizione stabile e molto tutelata e dall'altro quelli con contratti a termine. Chiaramente, a pagare il prezzo della crisi sono stati soprattutto i secondi, con le aziende in difficoltà che hanno cercato di sfruttare tutta la flessibilità possibile per tagliare i costi. Una crisi che ha portato a 1 milione di posti di lavoro persi tra il 2008 e il 2014 (fonte Istat) e una sempre crescente difficoltà per i lavoratori nell'accedere ai contratti a tempo indeterminato.

1.2 Le politiche in esame

Con l'intenzione di promuovere l'occupazione stabile dopo il tracollo degli anni post crisi, il governo Renzi introdusse nella Legge di Stabilità 2015 (legge 190/2014) un incentivo alle assunzioni a tempo indeterminato, dopo averlo annunciato ad ottobre 2014. Esso consiste nell'esonero dal versamento dei complessivi contributi previdenziali a carico dei datori di lavoro, con esclusione dei premi e contributi dovuti all'INAIL, nel limite massimo di un importo pari a 8'060 euro su base annua, per un periodo massimo di 36 mesi per tutti i contratti a tempo indeterminato stipulati nel 2015. È usufruibile da qualsiasi datore di lavoro

privato e per qualsiasi lavoratore che nei sei mesi precedenti non sia risultato occupato a tempo indeterminato presso qualsiasi datore di lavoro e che non abbia già usufruito dell'esonero in relazione a una precedente assunzione. Sono esclusi i contratti di lavoro domestico e, per evitare comportamenti opportunistici, l'esonero non spetta inoltre ai datori di lavoro in presenza di assunzioni relative a lavoratori in riferimento ai quali i datori di lavoro hanno già in essere un contratto a tempo indeterminato nei tre mesi antecedenti la data di entrata in vigore della legge. Per il settore agricolo vi è una regolamentazione a parte, più stringente, per cui si rimanda al testo di legge.

Per quanto riguarda le trasformazioni, ovvero le stabilizzazioni di contratti di lavoro a termine, la Legge di Stabilità non forniva indicazioni univoche sulle modalità di utilizzo del bonus, ragion per cui l'INPS ha emesso il 29 gennaio 2015 una circolare (17/2015), che ha chiarito come l'esonero sia fruibile anche per le trasformazioni da contratti a tempo determinato, con gli stessi vincoli delle nuove assunzioni, mentre rimangono escluse le trasformazioni da contratti di apprendistato.

Per l'anno 2016 il bonus assunzioni è stato confermato (legge 208/2015), con la medesima regolamentazione per l'accesso, ma la percentuale di riduzione contributiva è scesa al 40%, per un massimale di 3'250 euro su base annua, mentre la durata massima dell'erogazione è stata ridotta a ventiquattro mesi.

Sempre nel dicembre del 2014, il governo varò la riforma denominata *Jobs Act* (legge delega 183/2014), entrata poi effettivamente in vigore il 7 marzo 2015, con i decreti legislativi 22 e 23 del 2015. La riforma, con l'obiettivo di ridurre l'incertezza intorno ai costi del licenziamento per le aziende con 15 o più dipendenti, ha istituito il cosiddetto *contratto a tutele crescenti*, che va a modificare l'articolo 18 dello *Statuto dei*

lavoratori, limitando il reinserimento nel posto di lavoro al solo caso di licenziamento per motivi discriminatori e ad alcuni limitati casi di licenziamento per motivi disciplinari, e stabilendo che i licenziamenti illegittimi debbano essere risarciti con il solo pagamento di un'indennità pre-determinata, stabilita in base all'anzianità di servizio del lavoratore (da un minimo di 4 mensilità a un massimo di 24), da cui il nome di "tutele crescenti". In pratica le aziende sopra ai 15 dipendenti sono state così equiparate a quelle sotto tale soglia in termini di legislazione sui licenziamenti. Tale regolamentazione non è retroattiva, si applica ai soli contratti stipulati dopo il 7 marzo 2015, tutti gli altri restano regolati dalla legislazione precedentemente in vigore.

1.3 Bonus assunzioni e *Jobs Act*: revisione della letteratura esistente

Gli incentivi alle assunzioni sono una delle politiche attive del lavoro più utilizzate dai governi, con lo scopo generale di aumentare l'occupazione e specifico di farlo in una determinata direzione, per esempio per una fascia di popolazione (under 30, donne, disabili...), per un settore economico o per un tipo di assunzioni (tempo indeterminato, apprendistato, etc). Lo spettro di applicazione è ampio e variegato, considerata anche la frequenza con cui vengono utilizzati, sia in Italia che negli altri paesi. Ciò nonostante, la letteratura scientifica in merito non è particolarmente nutrita, presumibilmente a causa della difficoltà dell'argomento; non si tratta, infatti, della classica politica economica che cambia "le regole" per tutti gli attori nel mercato, come ad esempio l'abbassamento dei tassi d'interesse da parte della Banca Centrale o l'aumento del salario minimo, bensì dipende dalle scelte compiute dalle imprese,

che hanno la facoltà di decidere se e come usufruire degli incentivi. Ciò comporta un'indubbia difficoltà nel verificare la presenza di effetti causali, acuita dal fatto che ogni bonus assunzioni ha la propria regolamentazione in termini di accesso da parte di aziende e lavoratori, il che può portare all'utilizzo di strategie d'analisi anche molto diverse tra loro.

In ambito internazionale l'argomento è stato trattato soprattutto in termini di simulazioni su modelli economici applicati (Berson and Ferrari, 2015; Brown et al., 2011; Kitao et al., 2011; Trapeznikova, 2017), mentre per lo scenario italiano la trattazione è più empirica: Cipollone e colleghi hanno analizzato l'impatto degli incentivi alle assunzioni stabili nel 2001 e 2002 sulla dinamica del mercato del lavoro (Cipollone et al., 2004), Mo Costabella e Battiloro hanno utilizzato il p-score matching per stimare l'effetto causale degli incentivi alla stabilizzazione dei contratti nella provincia di Torino nel 2007-2008 (Mo Costabella and Battiloro, 2011), mentre Anastasia e colleghi hanno stimato l'impatto di un bonus rivolto a giovani e donne della durata di pochi mesi nel 2012 con un regression discontinuity design (Anastasia et al., 2013).

Le politiche analizzate nella presente tesi di laurea sono state e sono tutt'oggi argomento di discussione politica ed economica, ragion per cui anche in ambito accademico sono stati prodotti diversi lavori di ricerca, la maggior parte dei quali, però, rivolti soprattutto al *Jobs Act*.

Catalano e Pezzolla si sono concentrati sulla valutazione dell'impatto dell'introduzione del *contratto a tutele crescenti* sul PIL e sulla domanda aggregata tramite il modello Prometeia Dynamic Stochastic General Equilibrium (DGSE), mostrando un effetto positivo nel breve periodo su investimenti e consumi, ma negativo nel medio-lungo, con un

aumento del tasso di disoccupazione e stipendi medi più bassi (Catalano and Pezzolla, 2017).

Cirillo e colleghi hanno analizzato i cambiamenti nel mercato del lavoro italiano dal “pacchetto Treu” fino al *Jobs Act* e portato alla luce alcuni risultati empirici frutto dell’analisi di diverse fonti amministrative: il numero di assunzioni stabili nel 2015 è effettivamente aumentato e in tale aumento hanno avuto un ruolo chiave le trasformazioni e il lavoro part-time; l’impennata nell’occupazione ha riguardato soprattutto i lavoratori più anziani e i settori poco tecnologici (Cirillo et al., 2017).

Sestito e Viviano hanno utilizzato un approccio più econometrico rispetto agli altri articoli presentati, con una modellazione diff-in-diff sia a livello di singolo lavoratore che di azienda, con i dati del SILV (*Sistema Informativo Lavoro Veneto*), gli stessi utilizzati per la presente tesi di laurea. Le loro analisi hanno mostrato come l’aumento delle assunzioni stabili verificatosi sia imputabile per il 45% alle due politiche, in particolare per il 40% all’esonero contributivo e per il 5% all’interazione tra questo e il *Jobs Act* e come la probabilità di assunzione a tempo indeterminato sia aumentata per effetto degli incentivi (Sestito et al., 2016).

Boeri e Garibaldi hanno studiato in dettaglio le aziende intorno alla soglia dei 15 dipendenti con i dati INPS, mostrando un aumento significativo sia nel numero di assunzioni a tempo indeterminato che nel numero di cessazioni da contratti stabili a partire dall’introduzione del *Jobs Act* per le grandi aziende (sopra i 15 dipendenti) rispetto alle piccole e, nello stesso periodo, un calo della mobilità verso grandi aziende dei lavoratori impiegati con contratto a tempo indeterminato stipulato prima del 7 marzo 2015, a causa della minore protezione del *contratto a tutele crescenti* (Boeri and Garibaldi, 2018).

In generale, emerge che, nonostante la più dibattuta tra le due sia il *Jobs Act*, è il bonus assunzioni ad aver fatto davvero la differenza, cambiando il trend negativo del mercato del lavoro italiano post crisi. Per questo motivo nella presente tesi di laurea si analizzerà principalmente il bonus assunzioni e solo di contorno il *Jobs Act*.

1.4 I dati

In questa tesi di laurea sono stati utilizzati i dati amministrativi delle *Comunicazioni obbligatorie* per la regione Veneto, contenuti nel SILV e forniti da *Veneto Lavoro*. Si tratta di un archivio a livello regionale che contiene tutte le informazioni concernenti una posizione lavorativa, in particolare registra quando essa viene creata, cessata, trasformata da tempo determinato a indeterminato o prorogata. Viene aggiornato continuamente e la versione utilizzata per la tesi, aggiornata a marzo 2018, comprende oltre 17 milioni di contratti.

Il Veneto è stata la prima regione in Italia ad avere un database unico per il mercato del lavoro e la qualità dei dati è riconosciuta essere tra le migliori delle regioni italiane ed essi sono stati utilizzati per numerosi studi in tema lavoro.

Il campione considerato, da cui si sono estratti i dataset utilizzati nei capitoli seguenti, comprende tutti i contratti di lavoro dipendente stipulati, cessati o trasformati in Veneto tra gennaio 2012 e marzo 2018 da aziende private e pubbliche, con l'esclusione dei rapporti di lavoro domestico, intermittente e parasubordinato e delle cosiddette "esperienze di lavoro", in quanto tali modalità contrattuali sono difficili da misurare e peraltro non sono interessate dalle politiche in esame. Si tratta di 5'119'332 rapporti di lavoro, che coinvolgono 1'626'629 lavoratori e 232'690 aziende.

1.5 Indicatori di performance nel mercato del lavoro

Nell'ambito del mercato del lavoro vi sono numerosi indicatori che ne descrivono l'attività, cogliendone peculiarità e sfumature diverse. Per questa tesi di laurea la scelta è stata basata sugli obiettivi prefissati, ovvero cogliere la dinamica dei posti di lavoro di carattere stabile negli anni oggetto di studio. Ergo è importante innanzitutto distinguere tra posizione "stabile" e posizione "precaria": la prima è relativa a contratti a tempo indeterminato o a contratti a tempo determinato trasformati in seguito alla stipulazione; la seconda a contratti a termine non trasformati (tempo determinato, apprendistato e somministrazione).

In secondo luogo, bisogna poter valutare congiuntamente le assunzioni e le cessazioni, visto che prese singolarmente possono portare a conclusioni fuorvianti in alcuni contesti. Per queste ragioni gli indicatori che verranno analizzati nella sezione e nei capitoli seguenti sono:

1. *numero di assunzioni stabili*
2. *numero di assunzioni precarie*
3. *numero di cessazioni stabili*: cessazioni per qualsiasi motivo (licenziamento, pensionamento, morte, etc) di contratti stabili
4. *turnover complessivo*: somma del numero di assunzioni totali (sia precarie che stabili) e del numero di cessazioni totali
5. *creazione netta di lavoro stabile*: differenza del numero di assunzioni stabili e del numero di cessazioni stabili

1.6 Prime evidenze descrittive

Per valutare l'effetto di una politica innanzitutto bisogna verificare se nel periodo in cui è stata messa in atto c'è stato un cambiamento nel fenomeno oggetto di studio, in questo caso la dinamica del mercato del lavoro.

Da questo punto di vista, la *Figura 1* fornisce già una prima indicazione: osservando il numero di assunzioni totali, risulta evidente l'aumento rispetto al 2014, mentre negli anni successivi, dopo un leggero calo nel 2016, aumenta nuovamente nel 2017 di oltre 100'000. Ciò che emerge con ancora maggiore forza è, però, l'andamento delle assunzioni con contratto a tempo indeterminato, che registra un aumento di oltre 50'000 unità tra 2014 e 2015 e negli anni successivi torna ai livelli degli anni precedenti al bonus.

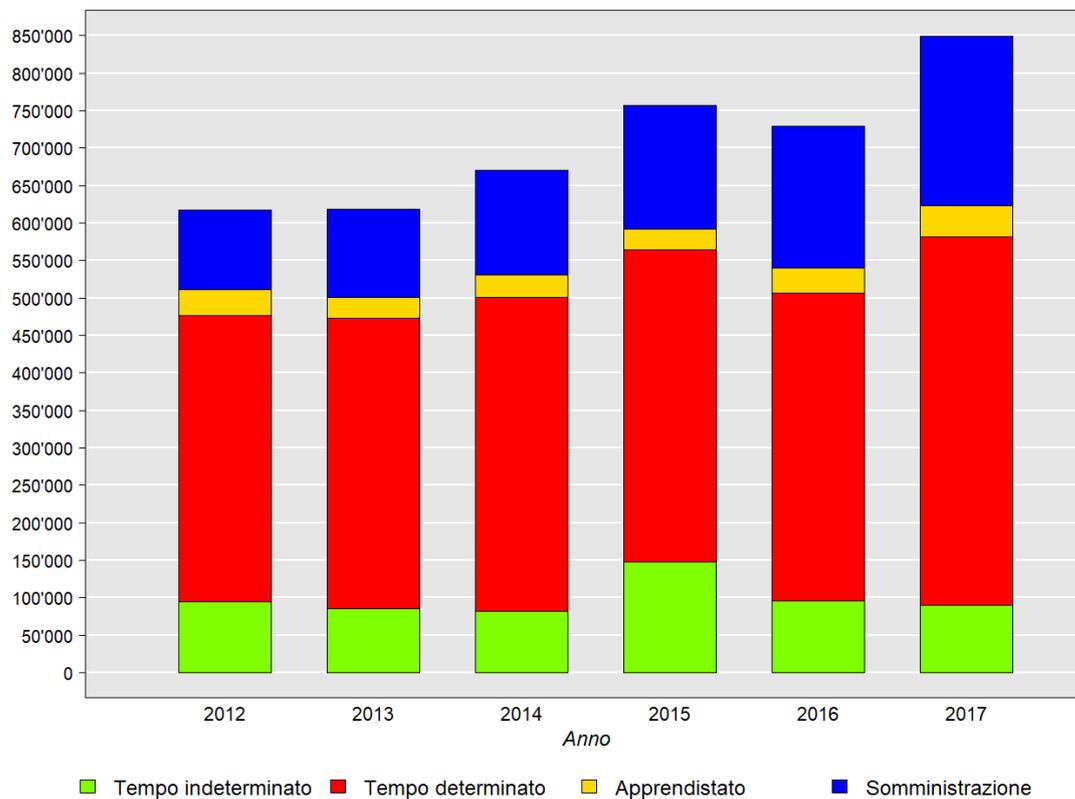


Figura 1: Serie delle assunzioni per tipologia contrattuale.

Un exploit confermato anche dalle trasformazioni, la cui serie storica in *Figura 2* mostra un andamento analogo a quello dei tempi indeterminati

in *Figura 1*, con una crescita nel 2015 sia per quelle da tempo determinato che da apprendistato.

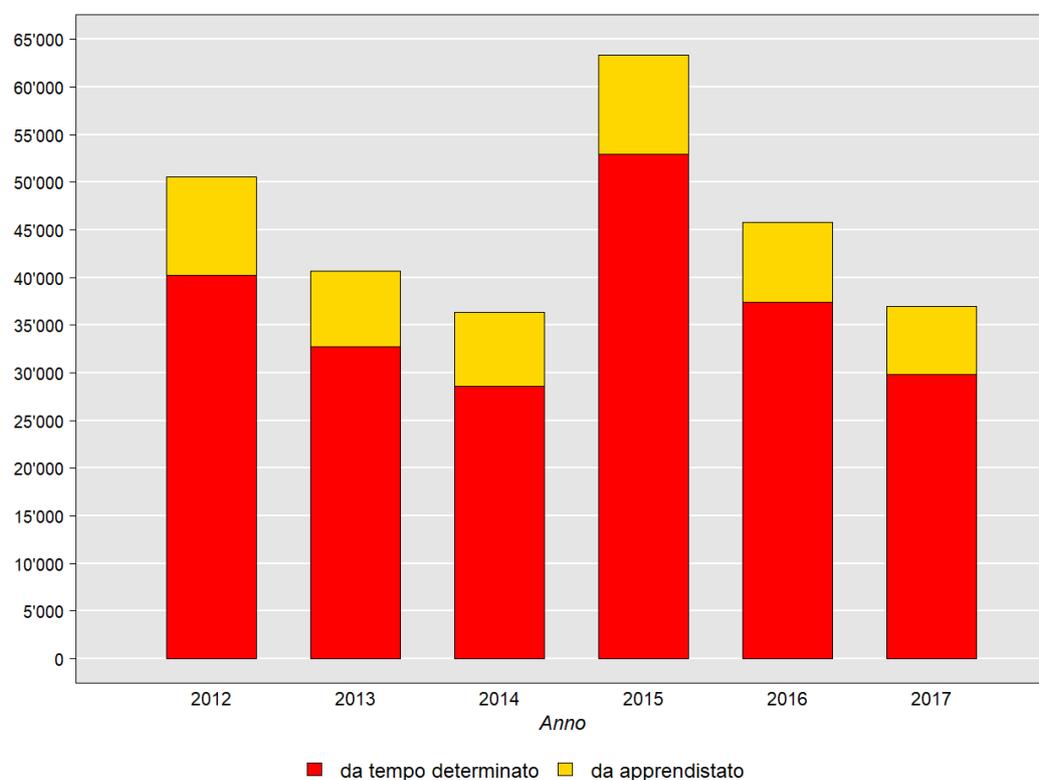


Figura 2: Serie delle trasformazioni a tempo indeterminato per tipologia.

Osservando la serie delle cessazioni stabili (*Figura 3*) si nota anche in questo caso un incremento nel 2015 rispetto a 2013 e 2014, seppure in misura minore rispetto a quelli descritti per assunzioni e trasformazioni, e un successivo decremento nel 2016. Una dinamica che è influenzata dall'alto numero di pensionamenti nel 2015 rispetto agli altri anni e da un aumento importante del numero di dimissioni, quest'ultimo rimasto elevato anche negli anni successivi. Da notare, inoltre, come i licenziamenti collettivi siano calati drasticamente nell'anno del bonus e progressivamente nel 2016 e 2017, il che è un segnale di ripresa economica.

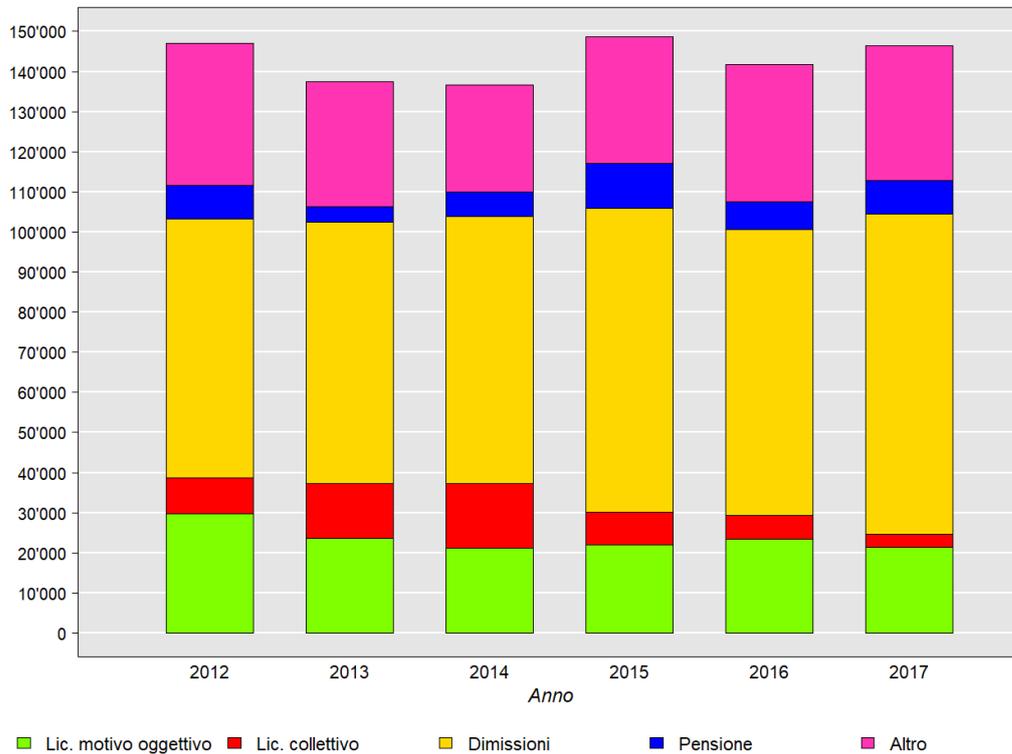


Figura 3: Serie delle cessazioni stabili per motivazione.

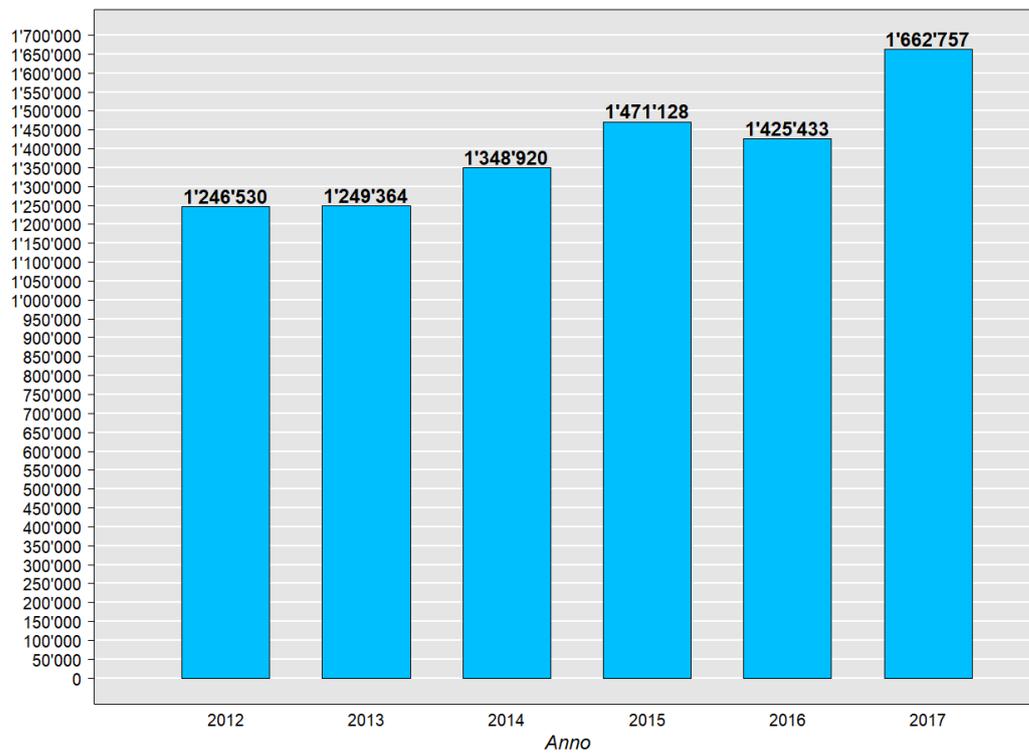


Figura 4: Serie del turnover complessivo.

Un altro indicatore è rappresentato dal turnover complessivo (*Figura 4*), che mostra una maggiore mobilità del mercato del lavoro a partire dal 2015, con un exploit nel 2017, dovuto alle molte assunzioni precarie, in particolare con contratti di somministrazione (*Figura 1*).

Ciò che, però, dimostra l'eccezionalità del 2015 è la serie della creazione netta di lavoro stabile in *Figura 5*: l'anno dell'esonero è l'unico con più assunzioni che cessazioni stabili, 63'000 nuovi posti di lavoro a tempo indeterminato creati, contro i quasi 30'000 bruciati in totale nei due anni precedenti.

È evidente, insomma, che il cambiamento di cui si parlava a inizio sezione si è verificato ed è un cambiamento in positivo in termini di lavoro stabile, l'obiettivo che il governo si era prefissato con il bonus assunzioni.

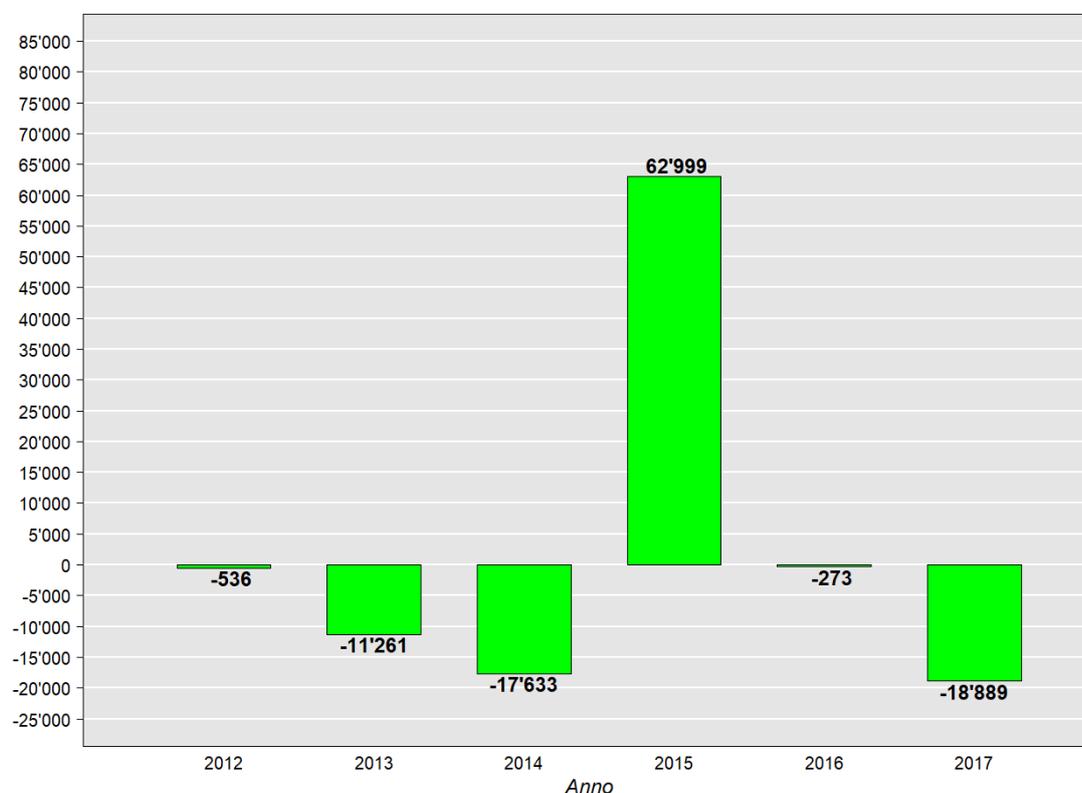


Figura 5: Serie della creazione netta di lavoro stabile.

In secondo luogo, la *conditio sine qua non* per studiare l'effetto di una politica è che questa sia effettivamente utilizzata. La *Tabella 1* non lascia dubbi in proposito: 117'906 contratti esonerati tra nuove assunzioni e trasformazioni, il 56% del totale nel 2015.

Tabella 1: Numero di contratti esonerati nel 2015 per modalità d'accesso al rapporto stabile.

		Esonero contributivo	
		No	Sì
Tipo di assunzione	<i>Tempo indeterminato</i>	66'914	81'212
	<i>Trasformazione</i>	26'581	36'694

E analizzando le assunzioni che non hanno usufruito del bonus, solo il 27% ha coinvolto lavoratori che avevano i requisiti per ottenere l'esonero (denominati "eligibili" nella *Tabella 2*), ad evidenziare come le imprese abbiano scelto per la maggior parte di sfruttare la politica.

Tabella 2: Numero di contratti non esonerati nel 2015 per eligibilità del lavoratore al bonus.

Non eligibili	Eligibili
68'172	25'323

Dunque, aumento dell'occupazione stabile e utilizzo del bonus sono empiricamente verificati, nei capitoli 2 e 3 se ne studierà la relazione in termini di causa-effetto, il che, come sottolineato più volte, non è assolutamente banale.

2. L'effetto del bonus sull'accesso alle posizioni di lavoro stabili

Nel capitolo precedente si è sottolineato come il mercato del lavoro italiano abbia attraversato una pesante crisi a partire dal 2008, con oltre un milione di posti di lavoro persi in 6 anni. In questo capitolo ci si concentrerà su una parte di questi, quelli stabili, analizzando i lavoratori che hanno visto cessare il proprio contratto a tempo indeterminato (per qualsiasi motivo, tranne morte o raggiungimento della pensione) e la loro successiva storia lavorativa, con l'obiettivo di studiare la probabilità di trovare un nuovo impiego stabile, in relazione al tempo trascorso dall'inizio (cioè dalla cessazione del precedente rapporto a tempo indeterminato) alla fine dell'osservazione (cioè l'anno di stipulazione del nuovo contratto/trasformazione o di censura), per verificare se esiste un effetto del bonus assunzioni del 2015. Come sottolineato nella *Sezione 1.2*, l'esonero è fruibile da parte dell'azienda solo se il lavoratore da assumere non è stato occupato con un contratto a tempo indeterminato presso qualsiasi datore di lavoro nei 6 mesi precedenti la stipulazione del nuovo contratto. Dunque, nel caso in cui ci fosse un effetto del bonus sul comportamento delle aziende, si dovrebbe osservare un aumento significativo della probabilità di ottenere un nuovo contratto a tempo indeterminato allo scattare del sesto mese dopo la cessazione dell'ultimo rapporto.

2.1 Il dataset

La popolazione considerata è composta da tutti i contratti a tempo indeterminato cessati a partire dal 01/01/2012 fino al 31/03/2018. Per ciascuno di essi si è osservato se il lavoratore coinvolto è stato protagonista in seguito di un rapporto di lavoro stabile (attraverso una nuova assunzione o una trasformazione) prima della data di censura.

In totale risultano 821'024 unità statistiche e le seguenti variabili:

- Identificativo del nuovo rapporto di lavoro
- Identificativo lavoratore
- Età del lavoratore all'inizio dell'osservazione
- Nazionalità lavoratore (italiano/straniero)
- Genere lavoratore (M/F)
- Anno cessazione ultimo rapporto stabile
- Mese cessazione ultimo rapporto stabile
- Anno in cui si è verificato l'evento/la censura
- Mese in cui si è verificato l'evento/la censura
- Tempo di osservazione (in mesi)
- Indicatore evento (0: censura; 1: stipulato un nuovo rapporto stabile)

2.1.1 Evidenze descrittive

Degli 821'024 episodi osservati, 379'258 si concludono con un evento di assunzione a tempo indeterminato, mentre 441'766 sono ancora in corso al 31/03/2018 e risultano quindi censurati.

La *Tabella 3* mostra come il numero di cessazioni da rapporti di lavoro a tempo indeterminato rimanga pressoché costante tra il 2012 e il 2017, circa 130'000, mentre del 2018 si osserva solo il primo trimestre e risulta comunque in linea con gli anni precedenti.

Dalla *Tabella 4* si evince come nel 2015 ci sia un numero ben superiore di eventi rispetto agli anni precedenti, il che è in parte spiegabile da come è stato selezionato il campione: il periodo di osservazione inizia

nel 2012, ragion per cui nei primi anni i soggetti a rischio sono meno rispetto agli anni successivi e di conseguenza anche il numero di eventi risulta strutturalmente inferiore. Questo è evidente dall'aumento consistente di nuove assunzioni dal 2012 al 2013, mentre tra il 2013 e il 2014 tale effetto sembra già placarsi, con una crescita molto più contenuta. È ragionevole quindi pensare che il confronto tra 2014 e 2015, che mostra un evidente differenza a favore di quest'ultimo in termini di eventi verificatisi, sia per lo più esente dall'effetto di selezione del campione. Senza dubbio lo è quello tra 2015 e gli anni successivi, che conferma l'eccezionalità del primo, caratterizzato dal bonus assunzioni.

Tabella 3: Numero di contratti per anno di inizio osservazione.

2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
134'784	129'597	126'695	133'358	130'625	133'760	32'205

Tabella 4: Numero di nuovi rapporti stabili per anno.

2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
31'704	48'191	52'258	85'495	68'986	66'619	26'005

Analizzando la *Figura 6*, si può notare come la stipulazione di un nuovo contratto dopo la cessazione avvenga entro il primo mese più frequentemente che nei mesi successivi: probabilmente tali lavoratori hanno cessato volontariamente il rapporto precedente per stipularne uno nuovo, vista la brevissima distanza tra i due. La loro situazione è senza dubbio peculiare, ma si è scelto di tenerli nel campione utilizzato per le analisi successive, in quanto non è noto a priori che la loro ricerca di lavoro stabile è solo "fittizia" e quindi escluderli porterebbe a una selezione del campione basata sull'evento d'interesse.

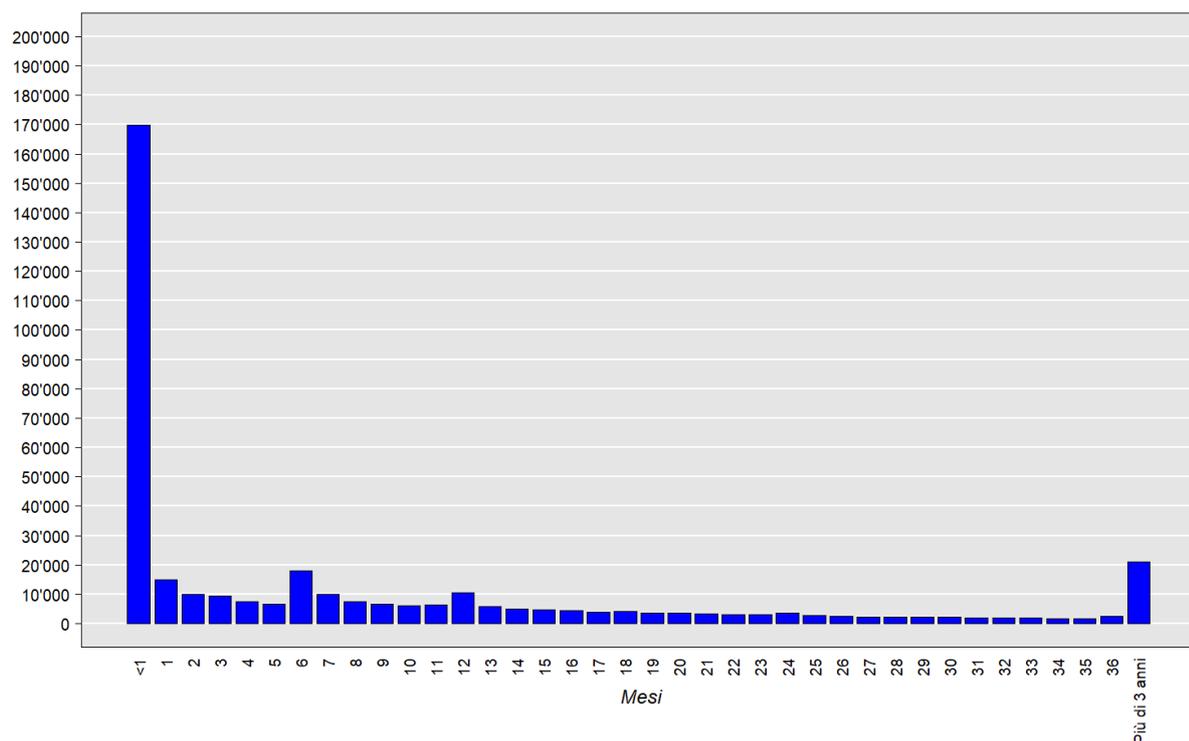


Figura 6: Distribuzione delle assunzioni a tempo indeterminato rispetto alla distanza dal precedente contratto stabile.

Si è provato comunque a ripetere la modellazione proposta nella Sezione 2.2 con un campione di lavoratori con attese superiori a 2 mesi e le conclusioni sono risultate sostanzialmente immutate.

Risultano evidenti, inoltre, due picchi, a 6 e a 12 mesi, con il primo in particolare che sarà da analizzare in modo approfondito in fase di modellazione, per cogliere se sia dovuto a un fattore esogeno (fine dell'erogazione dell'assegno di disoccupazione, etc) o alla regolamentazione dell'accesso al bonus assunzioni e quindi caratterizzi solo 2015 e 2016.

2.2 Modello esponenziale a tratti

Come sottolineato all'inizio del capitolo, i dati trattati hanno una natura temporale e la variabile d'interesse è dicotomica, il verificarsi o meno di un evento. Questo porta naturalmente alla definizione di un problema di analisi di sopravvivenza. Come osservato nella sezione precedente, la distribuzione degli eventi in relazione al tempo non sembra avere una forma funzionale definita: c'è un forte picco iniziale e in seguito vi sono delle componenti periodiche. Per questo motivo la scelta sul modello da adottare è ricaduta sull'esponenziale a tratti.

Il modello esponenziale a tratti è un modello di sopravvivenza a tempi continui semiparametrico, in quanto, a differenza degli altri modelli a tempi continui, la distribuzione assunta non definisce completamente la forma della funzione di rischio baseline, che è influenzata dagli intervalli in cui è partizionato il tempo d'osservazione. All'interno di ciascuno di essi, il rischio è assunto essere costante:

$$h_0(t) = \lambda_j \text{ per } t \in [\tau_{j-1}, \tau_j)$$

per cui la rappresentazione del modello a rischi proporzionali è la seguente:

$$h(t; X_t) = \begin{cases} \lambda_1 \exp(\beta' X_1) & t \in [\tau_0, \tau_1) \\ \lambda_2 \exp(\beta' X_2) & t \in [\tau_1, \tau_2) \\ \dots \dots \dots & \dots \dots \dots \\ \lambda_K \exp(\beta' X_K) & t \in [\tau_{K-1}, \tau_K) \end{cases}$$

con X_t covariate potenzialmente variabili nel tempo.

Esso è stato preferito a un modello di Cox, in quanto permette di stimare esplicitamente la forma della funzione di rischio e garantisce comunque una buona flessibilità. Un'alternativa valida sarebbe la modellazione a tempi discreti, la cui applicazione sarà discussa nella *Sezione 2.4*.

Il tempo di osservazione varia tra 0 e 75 mesi. Sulla base di quanto osservato nelle analisi preliminari e al fine di cogliere al meglio la dinamica successiva al sesto mese, sono stati scelti i seguenti 12 intervalli temporali:

- entro il primo mese
- tra 1 e 5 mesi
- sesto mese
- settimo mese
- ottavo mese
- nono mese
- decimo mese
- undicesimo mese
- dodicesimo mese
- tra 13 e 35 mesi
- trentaseiesimo mese
- più di 36 mesi

Relativamente alle covariate, è stata definita la variabile tempo-dipendente anno di calendario, che rappresenta l'anno relativo ad ogni unità temporale osservata. Al fine di semplificare la specificazione e non sovrapparametrizzare il modello, essa è stata aggregata, dopo opportuni test in fase di ricerca di specificazione, nelle seguenti modalità:

- anni pre-2015
- anno 2015
- anno 2016
- anni post-2016

Le altre covariate sono tutte costanti nel tempo e sono state inserite per controllare per alcune caratteristiche del lavoratore: il sesso, la nazionalità e l'età.

Essendo d'interesse cogliere eventuali differenze tra gli anni nel rischio in relazione al tempo d'osservazione, si è assunto che la funzione di rischio baseline sia costante entro gli intervalli di durata e entro lo stesso anno, ovvero:

$$h_0(t) = \lambda_{j,k} \text{ per } t \in [\tau_{j-1}, \tau_j) \text{ e } A_t = k$$

con A_t anno di calendario. Si tratta di una specificazione che viola l'assunzione di rischi proporzionali per A_t mentre per le altre covariate inserite nel modello rimane valida all'interno degli intervalli di durata e a parità di A_t , dato che non entrano nell'espressione del rischio baseline e sono costanti nel tempo.

2.3 I risultati

Il modello stimato riportato nella *Tabella 5* fornisce diverse indicazioni:

- negli anni precedenti al 2015 la probabilità di assunzione a tempo indeterminato è decisamente più elevata entro i primi 30 giorni dalla conclusione del precedente rapporto stabile, mentre poi si stabilizza, eccetto che ai picchi a 12 e 36 mesi.
- il coefficiente associato al 2015 è significativamente negativo ma piccolo in valore assoluto, il che mostra come nel 2015 rispetto agli anni precedenti la probabilità di assunzione entro il primo mese sia leggermente più bassa. L'evidenza è simile tra 1 e 5 mesi, con l'interazione tra anno e corrispondente indicatore di intervallo significativamente positiva, ma piccola in valore assoluto. Discorso essenzialmente analogo per il 2016, mentre il 2017 mostra un leggero aumento della probabilità di transitare immediatamente dopo la precedente cessazione.

- i coefficienti associati alle interazioni tra anno 2015 (e, in misura minore, 2016) e gli indicatori degli intervalli 6 e 7 mesi risultano significativamente positivi e in valore assoluto molto elevati, mentre dall'ottavo mese in poi si abbassano progressivamente, pur rimanendo fortemente significativi (tranne a 12 mesi per il 2016). Ciò evidenzia come per gli anni caratterizzati dal bonus la probabilità di assunzione sia più alta rispetto agli altri anni, con un picco subito dopo i 6 mesi dalla precedente cessazione, il limite di legge per ottenere l'esonero contributivo.
- relativamente alle altre covariate, si osserva una maggiore probabilità di ottenere un nuovo lavoro stabile per gli uomini rispetto alle donne e per gli stranieri rispetto agli italiani, seppure per entrambi le differenze non siano particolarmente elevate. Mentre l'età sembra essere più discriminante, con i lavoratori in età intermedie avvantaggiati rispetto ai più giovani e i più anziani.

Tali considerazioni sono confermate e ulteriormente evidenziate dalla rappresentazione della funzione di rischio stratificata per anno stimata in *Figura 7*, la quale è stata calcolata per una particolare combinazione delle covariate (donne italiane con meno di 25 anni) ma, valendo l'assunzione di rischi proporzionali per le esplicative costanti nel tempo, con un'altra combinazione qualsiasi le curve sarebbero semplicemente traslate in alto o in basso di una stessa costante, senza che si perda l'evidenza delle differenze tra le modalità della variabile di stratificazione. Si nota immediatamente il picco di rischio a 6 e 7 mesi per gli anni caratterizzati dall'esonero, assente invece per gli altri, con il 2015 che per le durate successive rimane sempre l'anno con la curva più alta, ovvero con la maggiore probabilità di assunzione stabile.

Tabella 5: Stima del modello esponenziale a tratti con risposta l'evento nuovo rapporto stabile.

	Coef.	S.E.	P> z		Coef.	S.E.	P> z	
Genere (rif: F)					t5: 9 mesi	-4,684	0,022	0,000
M	0,081	0,003	0,000		t5*anno			
Italiano (rif: NO)					2015	0,820	0,031	0,000
SI	-0,043	0,004	0,000		2016	0,437	0,034	0,000
Età (rif: meno di 25 anni)					Post 2016	-0,043	0,035	0,210
Tra 25 e 34	-0,228	0,008	0,000		t6: 10 mesi	-4,831	0,024	0,000
Tra 35 e 49	0,248	0,008	0,000		t6*anno			
Più di 50	0,298	0,007	0,000		2015	0,846	0,034	0,000
Anno (rif: pre 2015)					2016	0,467	0,036	0,000
2015	-0,073	0,008	0,000		Post 2016	0,040	0,037	0,273
2016	0,012	0,007	0,114		t7: 11 mesi	-4,734	0,024	0,000
Post 2016	0,149	0,006	0,000		t7*anno			
t0: meno di un mese	-1,860	0,008	0,000		2015	0,730	0,034	0,000
t1: tra 1 e 5 mesi	-4,163	0,010	0,000		2016	0,290	0,037	0,000
t1*anno					Post 2016	-0,079	0,037	0,032
2015	0,054	0,014	0,000		t8: 12 mesi	-3,911	0,017	0,000
2016	-0,032	0,014	0,023		t8*anno			
Post 2016	0,046	0,012	0,000		2015	0,272	0,026	0,000
t2: 6 mesi	-4,420	0,019	0,000		2016	-0,261	0,030	0,000
t2*anno					Post 2016	-0,423	0,028	0,000
2015	1,380	0,023	0,000		t9: tra 13 e 35 mesi	-4,891	0,011	0,000
2016	0,980	0,025	0,000		t9*anno			
Post 2016	0,335	0,026	0,000		2015	0,594	0,012	0,000
t3: 7 mesi	-4,597	0,020	0,000		2016	-0,070	0,014	0,000
t3*anno					Post 2016	-0,265	0,013	0,000
2015	1,365	0,026	0,000		t10: 36 mesi	-4,948	0,037	0,000
2016	1,104	0,026	0,000		t10*anno			
Post 2016	0,206	0,030	0,000		2015	0,585	0,048	0,000
t4: 8 mesi	-4,702	0,022	0,000		2016	0,105	0,054	0,052
t4*anno					t11: più di 36 mesi	-5,729	0,014	0,000
2015	0,912	0,030	0,000		t11*anno			
2016	0,578	0,032	0,000		2015	1,159	0,020	0,000
Post 2016	0,002	0,034	0,956		2016	0,340	0,018	0,000

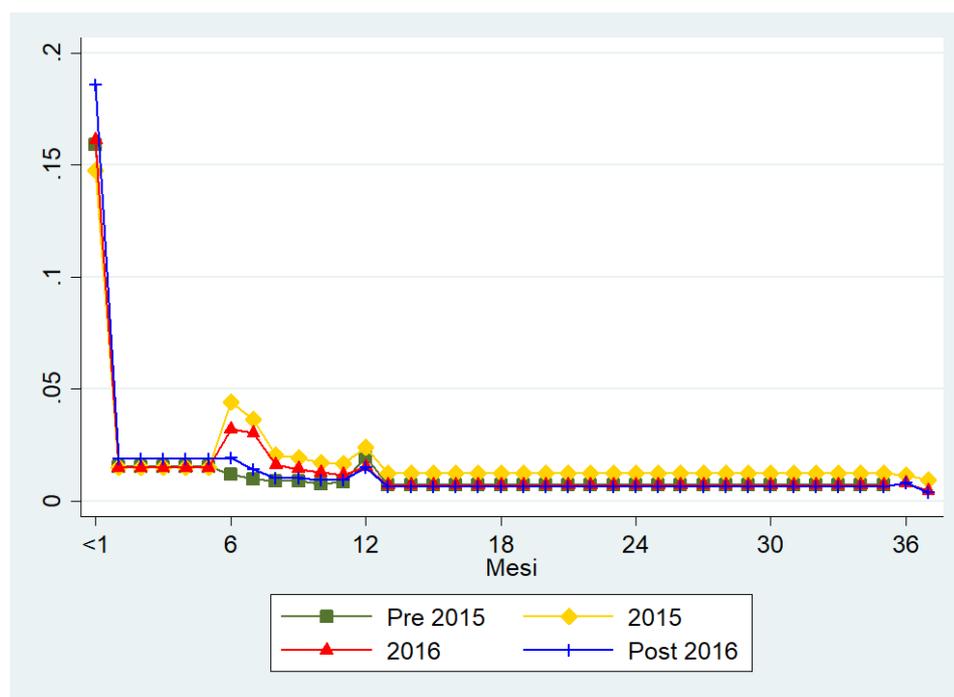


Figura 7: Funzione di rischio stimata per l'evento nuovo rapporto stabile.

I risultati ottenuti fino a questo punto rappresentano una forte evidenza che il bonus assunzioni abbia un effetto positivo sulla probabilità di ottenere un nuovo posto di lavoro a tempo indeterminato e di conseguenza sul comportamento delle aziende che, al fine di sfruttare l'esonero, posticipano le assunzioni fino a che i lavoratori da assumere non raggiungono i requisiti di legge.

Per dare credito all'ipotesi di causalità della relazione sopra descritta si è adottato un ulteriore approccio all'analisi: avendo a disposizione per il 2015 e il 2016 l'informazione sui contratti che hanno effettivamente usufruito dell'esonero, si è costruito un modello analogo al precedente ma considerando come evento d'interesse solamente la nuova assunzione senza decontribuzione, mentre i contratti che ne hanno usufruito sono stati inclusi nelle censure, secondo una logica a rischi competitivi (si veda *Sezione 3.2.1* per approfondimenti sul metodo). La *Tabella 6* ne riporta la stima e il confronto col modello precedente in *Tabella 5* evidenzia come i coefficienti delle interazioni con gli indicatori di durata

Tabella 6: Stima del modello esponenziale a tratti con risposta l'evento nuovo rapporto stabile senza esonero.

	Coef.	S.E.	P> z		Explicative	Coef.	S.E.	P> z
Genere (rif: F)					t5: 9 mesi	-4,601	0,022	0,000
M	0,046	0,004	0,000		t5*anno			
Italiano (rif: NO)					2015	-0,179	0,043	0,000
SI	-0,160	0,004	0,000		2016	-0,323	0,044	0,000
Età (rif: meno di 25 anni)					Post 2016	-0,072	0,035	0,041
Tra 25 e 34	0,232	0,008	0,000		t6: 10 mesi	-4,748	0,024	0,000
Tra 35 e 49	0,302	0,008	0,000		t6*anno			
Più di 50	-0,160	0,009	0,000		2015	-0,205	0,048	0,000
Anno (rif: pre 2015)					2016	-0,280	0,047	0,000
2015	-0,095	0,008	0,000		Post 2016	0,019	0,037	0,613
2016	0,006	0,007	0,445		t7: 11 mesi	-4,655	0,024	0,000
Post 2016	0,153	0,006	0,000		t7*anno			
t0: meno di un mese	-1,767	0,009	0,000		2015	-0,383	0,049	0,000
t1: tra 1 e 5 mesi	-4,071	0,010	0,000		2016	-0,521	0,050	0,000
t1*anno					Post 2016	-0,090	0,037	0,016
2015	0,049	0,014	0,001		t8: 12 mesi	-3,829	0,017	0,000
2016	-0,056	0,014	0,000		t8*anno			
Post 2016	0,042	0,012	0,001		2015	-0,837	0,040	0,000
t2: 6 mesi	-4,332	0,019	0,000		2016	-1,027	0,041	0,000
t2*anno					Post 2016	-0,426	0,028	0,000
2015	0,311	0,030	0,000		t9: tra 13 e 35 mesi	-4,822	0,011	0,000
2016	-0,005	0,032	0,871		t9*anno			
Post 2016	0,332	0,026	0,000		2015	-0,630	0,016	0,000
t3: 7 mesi	-4,511	0,021	0,000		2016	-0,832	0,017	0,000
t3*anno					Post 2016	-0,272	0,013	0,000
2015	0,218	0,035	0,000		t10: 36 mesi	-4,875	0,037	0,000
2016	0,015	0,036	0,685		t10*anno			
Post 2016	0,180	0,031	0,000		2015	-0,437	0,065	0,000
t4: 8 mesi	-4,615	0,022	0,000		2016	-0,519	0,066	0,000
t4*anno					t11: più di 36 mesi	-5,662	0,014	0,000
2015	-0,108	0,042	0,010		t11*anno			
2016	-0,296	0,043	0,000		2015	-0,162	0,034	0,000
Post 2016	-0,029	0,035	0,407		2016	-0,427	0,023	0,000

dal sesto mese in poi sono ridimensionati, con valori di poco positivi per 6 e 7 mesi relativi al 2015 e tutti significativamente negativi gli altri.

Graficamente risulta ancora più evidente (*Figura 8*): non solo ridimensionato, ma completamente assente il picco di rischio a 6 e 7 mesi per 2015 e 2016.

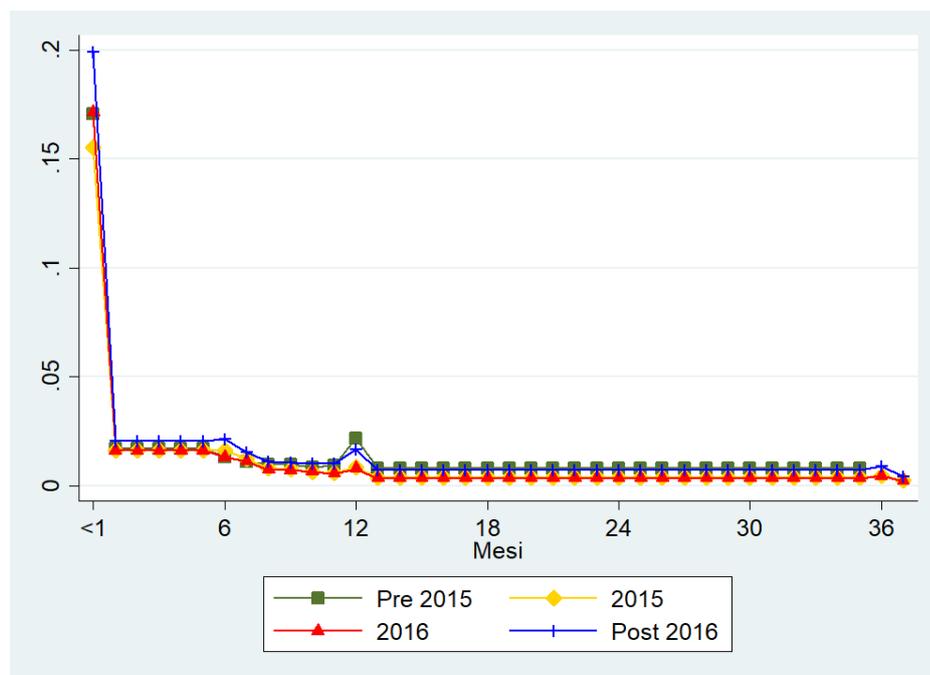


Figura 8: Funzione di rischio stimata per l'evento nuovo rapporto stabile senza esonero.

2.4 Analisi di robustezza e discussione

Per verificare la robustezza al metodo dei risultati ottenuti, si sono provate due modellazioni alternative:

1. *Modello a tempi discreti*: come detto in precedenza, è una classe di modelli che si adatta bene al problema in esame, in quanto permette la modellazione non parametrica della funzione di rischio baseline e perché i dati hanno un'unità di misura, il mese, che non è continua. È un modello ad odds proporzionali:

$$\frac{h(t_k, X)}{1 - h(t_k, X)} = \frac{h_0(t_k)}{1 - h_0(t_k)} e^{\beta'X}$$

con t_k tempo k-esimo e X matrice di covariate. La specificazione è quella di un modello di regressione logistico, in cui il tempo è modellato attraverso indicatori temporali, esattamente come nel modello esponenziale a tratti. Si è provato a stimare con la stessa specificazione del modello in *Sezione 2.3* e i risultati sono rimasti essenzialmente invariati.

2. *Modello esponenziale a tratti con frailty*: la specificazione adottata nella *Sezione 2.2* comprende alcune covariate relative al lavoratore, ma è sensato pensare che vi siano altri fattori non osservati che incidano nella probabilità di trovare un nuovo lavoro stabile. L'esclusione di fattori esplicativi può portare a distorsione in modelli per dati di sopravvivenza (Jenkins, 2005). Una parziale soluzione al problema consiste nell'inserimento nella specificazione del modello di una variabile casuale che rappresenti l'eterogeneità non osservata, in letteratura denominata frailty:

$$h(t; X_t) = h_0(t) U \exp(\beta' X_t)$$

con U variabile casuale a valori positivi, con $E[U]=1$. La varianza di U rappresenta una misura dell'eterogeneità non osservata. Nel caso specifico, per U si è assunta una distribuzione Gamma, tra le più usate in letteratura; la stima di tale varianza è risultata 0,578, con la frailty significativamente diversa da 0 a livello 0,01. Anche in questo caso, comunque, i risultati sostanziali non sono cambiati.

Un aspetto lasciato finora in secondo piano ma molto importante è la distinzione tra nuovi contratti a tempo indeterminato e trasformazioni, che nella trattazione di questo capitolo sono stati considerati come un unico evento di assunzione di carattere stabile. Si è stimato, quindi, un modello a rischi competitivi, al fine di valutare se i risultati trovati

dipendessero solo da una delle due possibili modalità di assunzione stabile, con le modalità descritte in dettaglio nella *Sezione 3.2*.

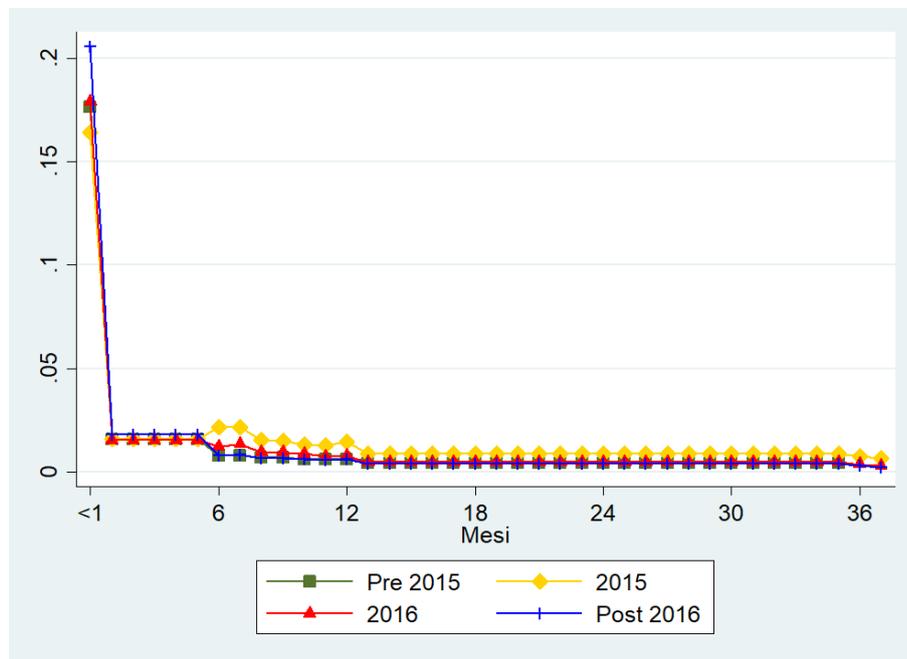


Figura 9: Funzione di rischio stimata per l'evento nuova assunzione a tempo indeterminato.

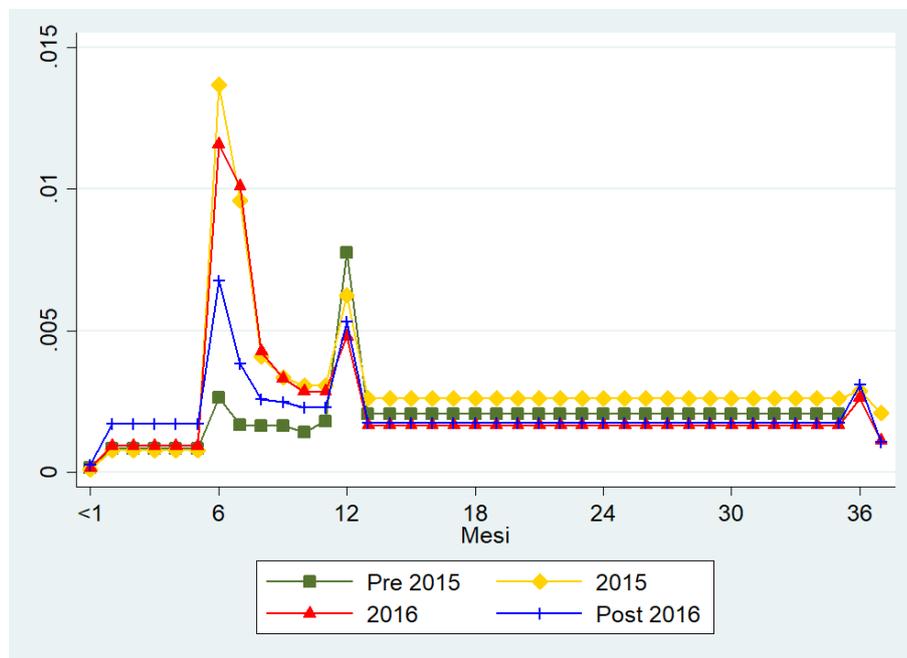


Figura 10: Funzione di rischio stimata per l'evento trasformazione.

Come si può notare dalle *Figure 9* e *10*, risulta che l'effetto del bonus sia presente per entrambe, con il 2015 (e il 2016) che ha un picco per le

nuove assunzioni a 6 mesi, inesistente per gli altri anni, mentre quello analogo per le trasformazioni è molto più evidente rispetto agli altri. Dunque, i risultati sono robusti anche in questo senso. La peculiarità delle trasformazioni verrà analizzata in dettaglio nel prossimo capitolo.

In conclusione, ciò che emerge da questo capitolo è che il bonus assunzioni ha avuto un effetto sulla probabilità di trovare un lavoro stabile. È vero anche che questo è stato dimostrato per una popolazione particolare, seppure molto nutrita, ovvero coloro che avevano perso un precedente lavoro a tempo indeterminato, e non è detto che siano validi per esempio per un giovane appena entrato nel mercato del lavoro che non ha mai avuto altri contratti stabili. Per questo motivo e al fine di portare ulteriori evidenze dell'effetto della politica, nel prossimo capitolo verrà considerata una popolazione di lavoratori più ampia e che comprende proprio per la maggior parte la fetta probabilmente esclusa in questo, i più giovani.

3. Il bonus assunzioni e le trasformazioni

La trasformazione contrattuale è uno strumento che viene sempre più utilizzato dalle imprese, in quanto permette di testare il lavoratore prima di stabilizzarne la posizione. In Veneto si sono registrate oltre 35'000 trasformazioni all'anno a partire dal 2012, con un picco nel 2015 (*Figura 2*), anno in cui peraltro hanno avuto un peso non trascurabile sul totale dei contratti esonerati, circa il 30% (*Tabella 1*). Come sottolineato nella *Sezione 1.2*, le sole trasformazioni che potevano usufruire del bonus sono quelle da tempo determinato, non quelle da apprendistato, che quindi non verranno considerate in questo capitolo.

La condizione affinché si verifichi una trasformazione, ovviamente, è la antecedente stipulazione di un contratto a termine, il quale può concludersi appunto con una trasformazione o con una cessazione del rapporto. In questo capitolo si studierà la probabilità di questi due eventi, al fine di valutare l'effetto del bonus assunzioni in particolare su quella di trasformazione ed estendere le conclusioni a cui si è giunti nel capitolo precedente a una popolazione più ampia.

3.1 Il dataset

Il dataset considerato comprende tutti i contratti a tempo determinato stipulati tra il 01/01/2012 e il 31/12/2017, con l'esclusione di quelli stagionali (483'973 in totale), che per legge vengono segnalati in fase di

stipulazione nelle *Comunicazioni Obbligatorie* e per loro natura non portano a una trasformazione (tranne in rarissimi casi). Risulta un totale di 2'023'291 contratti. Sono registrate le seguenti informazioni:

- identificativo del contratto
- identificativo del lavoratore
- identificativo dell'azienda
- settore economico dell'azienda (agricoltura, industria, servizi)
- genere del lavoratore
- nazionalità del lavoratore (italiano/straniero)
- età del lavoratore in classi (meno di 25 anni, tra 25 e 34, tra 35 e 49, più di 50)
- durata del contratto a tempo determinato (in mesi) prima di censura/cessazione/trasformazione
- durata prevista dei contratti a tempo determinato alla stipulazione
- anno di inizio del contratto
- mese di inizio del contratto
- anno di censura/cessazione/trasformazione del contratto a tempo determinato
- mese di censura/cessazione/trasformazione del contratto a tempo determinato
- variabile indicatrice dell'evento (0=censura, 1=cessazione, 2=trasformazione)

Un'osservazione si considera censurata se non si è ancora verificata né cessazione né trasformazione prima del 31/03/2018, termine del periodo di osservazione.

Tabella 7: Distribuzione dei contratti in relazione alla durata prevista.

Fino a un mese	1-2 mesi	2-3 mesi	3-6 mesi	6-12 mesi	1-2 anni	2-3 anni	3-5 anni	>5 anni
656'807	215'654	201'198	482'897	434'018	25'585	4'658	1'973	501

Dal dataset originale si è deciso di eliminare tutti i contratti con durata prevista inferiore a 1 mese. Si tratta di 656'807 contratti in totale (*Tabella*

7), di cui 507'267 (73.23%) si chiudono effettivamente entro 30 giorni, 607'832 (92.54%) si chiudono entro 60 giorni e solo 6'520 contratti sono effettivamente trasformati (0.99%). La scelta di non considerarli è dunque giustificata dal fatto che evidentemente non sono stipulati con l'interesse di un'eventuale successiva trasformazione e, essendo quest'ultimo l'evento d'interesse dell'analisi, considerarli avrebbe il solo effetto di sovrastimare la probabilità di chiudere il contratto entro il primo mese.

I contratti con durata prevista tra 1 e 2 mesi sono in totale 215'654, di cui 92'084 (42.70%) durano al massimo 60 giorni, 187'228 (86.82%) durano meno di 6 mesi, 13'883 (6.43%) sono stati trasformati. Dati gli sviluppi un po' più eterogenei di questa categoria di assunzioni, si è deciso di tenerli nel campione, per non escludere alcune tipologie di trasformazioni, relativamente rare ma comunque non trascurabili. Peraltro, come analisi di robustezza si sono svolte tutte le analisi descritte nelle sezioni successive anche con un dataset senza i contratti con durata prevista tra 1 e 2 mesi e i risultati sostanziali non cambiano.

In definitiva, dunque, il dataset su cui si opererà è composto di 1'366'484 contratti.

3.1.1 Evidenze descrittive

Dalla *Tabella 8* si nota come, a differenza dell'andamento osservato in *Figura 1* per la serie di tutti i contratti a tempo determinato, essenzialmente costante fino al 2016 e caratterizzato da un picco solo nel 2017, il numero di rapporti di lavoro a tempo determinato non stagionali e con durata prevista superiore a un mese tra il 2012 e il 2013 subisca un crollo, mentre dagli anni successivi si verifica un progressivo aumento fino al 2017, in cui si ritorna ai livelli del primo anno di osservazione.

Tabella 8: Distribuzione dei contratti per anno di inizio.

2012	2013	2014	2015	2016	2017
261'080	198'965	209'898	207'412	224'368	264'761

Osservando la *Figura 11* si osserva come i contratti cessati abbiano una distribuzione concentrata su durate inferiori ai 6 mesi, come era prevedibile, mentre quelli che durano più di 12 mesi per poi cessare sono molti meno; i contratti trasformati hanno una componente periodica più evidente rispetto ai cessati, con le trasformazioni concentrate a multipli di 6 mesi e in particolare a 6 e 12 mesi. Si nota inoltre che dopo i 12 mesi l'incidenza di trasformazioni e cessazioni è molto più equilibrata che per i contratti di durata inferiore, in particolare il 39.23% è trasformato, il 60.77% cessa (tralasciando le censure), indice di come all'aumentare della durata effettiva dei contratti aumenti la probabilità di trasformazione.

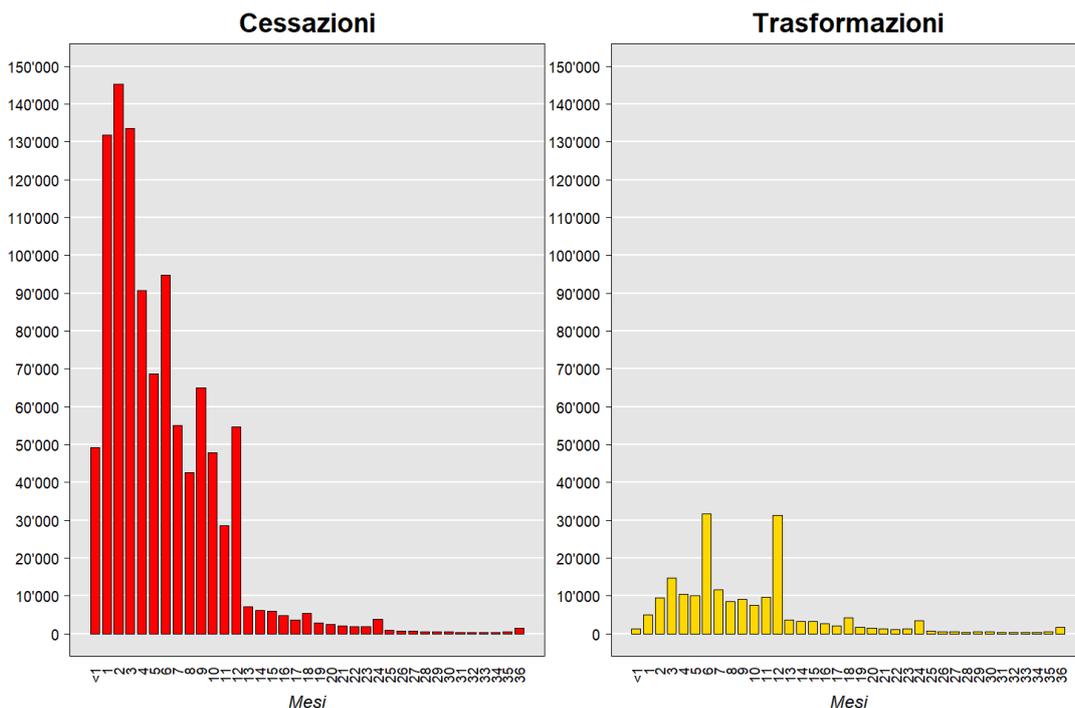


Figura 11: Distribuzione delle cessazioni e delle trasformazioni in relazione alla durata dei contratti.

Le *Tabelle 9* e *10* presentano rispettivamente la distribuzione di cessazioni e trasformazioni per anno e mese in cui avvengono e sono affette dallo stesso effetto di selezione del campione descritto nella *Sezione 2.1*. Per questo motivo i numeri relativi, in particolare, al 2012 sono inferiori agli altri anni e come confronto per il 2015 è più corretto considerare gli anni dal 2014, per i quali l'effetto di selezione è sicuramente attenuato.

Tabella 9: Numero di cessazioni per anno e mese.

	Gen	Feb	Mar	Apr	Mag	Giu	Lug	Ago	Set	Ott	Nov	Dic
2012	733	2'375	5'713	5'540	8'906	11'854	9'395	13'701	35'712	24'478	14'680	25'067
2013	10'288	7'389	11'688	9'549	9'206	26'466	11'569	14'164	18'283	15'556	10'944	22'423
2014	8'996	7'615	10'095	9'208	10'343	28'511	12'568	15'466	18'237	15'449	13'634	24'614
2015	10'302	8'757	10'999	9'670	9'830	26'818	13'178	14'399	16'864	15'136	13'590	22'759
2016	8'018	6'979	8'712	8'208	9'251	28'251	12'226	14'912	17'315	15'755	14'902	23'212
2017	9'686	8'406	10'940	10'577	11'622	30'980	14'998	17'973	21'280	18'208	13'265	27'970
2018	11'399	7'558	8'245	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Tabella 10: Numero di trasformazioni per anno e mese.

	Gen	Feb	Mar	Apr	Mag	Giu	Lug	Ago	Set	Ott	Nov	Dic
2012	29	89	211	335	418	680	1'016	904	1'422	2'084	1'461	3'674
2013	2'451	1'764	2'331	2'030	1'857	2'344	2'057	1'563	2'803	2'289	1'876	4'358
2014	2'434	2'022	2'161	1'968	1'946	2'624	2'212	1'920	2'711	1'964	1'512	3'147
2015	1'688	2'371	3'975	3'037	2'750	2'770	3'302	2'495	2'967	4'220	4'786	15'638
2016	1'171	1'207	1'510	1'919	2'014	1'944	2'674	1'967	2'514	3'132	3'313	11'998
2017	1'625	1'511	1'983	2'294	2'092	2'219	2'960	2'134	2'641	3'101	2'257	3'168
2018	5'853	3'391	3'201	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Il numero di trasformazioni è superiore nel 2015 rispetto agli altri anni, specialmente negli ultimi mesi dell'anno, con un picco a dicembre di 15'638 trasformazioni, contro rispettivamente le 3'147 nel 2014 e le 3'168 nel 2017. Anche nel 2016 si è verificato un picco di trasformazioni a fine anno, con 11'998 a dicembre.

Per quanto riguarda invece le cessazioni, il 2015 risulta essere tra gli anni in cui se ne sono verificate di più (secondo dopo il 2017), seppure la differenza in termini percentuali con gli altri anni non sia eclatante come per le trasformazioni.

Le *Figure 12 e 13*, che riportano le curve di sopravvivenza stimate con lo stimatore non parametrico di Kaplan-Meier, forniscono delle prime importanti indicazioni sulla probabilità dei due eventi d'interesse. Mentre per la curva di sopravvivenza inerente alla cessazione le differenze tra gli anni di stipulazione del contratto sono minimali, addirittura inesistenti nei primi mesi, relativamente alla trasformazione non è così: per i primi 12 mesi la curva relativa al 2015 è quella situata più in basso, ad indicare maggiore rischio di trasformazione, invece nei mesi seguenti questa diventa quasi sovrapposta alle altre. Questo è spiegabile in quanto dopo 12 mesi tutti i contratti iniziati nel 2015 non possono usufruire degli incentivi sulla trasformazione contrattuale (quantomeno non di quelli più sostanziosi) e quindi il comportamento in termini di trasformazione delle aziende torna ad essere quello usuale, simile agli altri anni. A conferma di ciò, si osservi la curva relativa al 2014: anche se meno evidente rispetto a quella del 2015 nel primo anno, tra i 12 e i 24 mesi la sua pendenza aumenta rispetto al tratto tra 0 e 12 mesi e la porta ad arrivare sovrapposta a quella del 2012 al 24° mese, ad indicare una maggiore probabilità di trasformazione in corrispondenza dell'anno 2015 (il secondo anno dopo la stipulazione del contratto TD nel 2014). Discorso analogo per il 2013 tra i 24 e i 36 mesi.

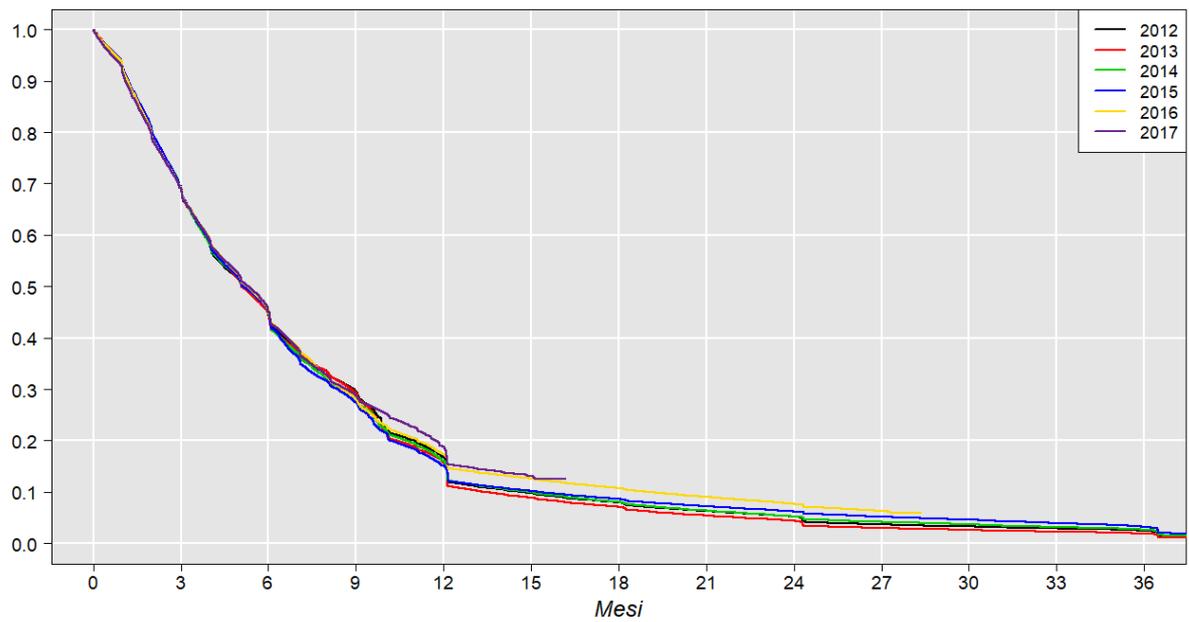


Figura 12: Curva di sopravvivenza per l'evento cessazione stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto.

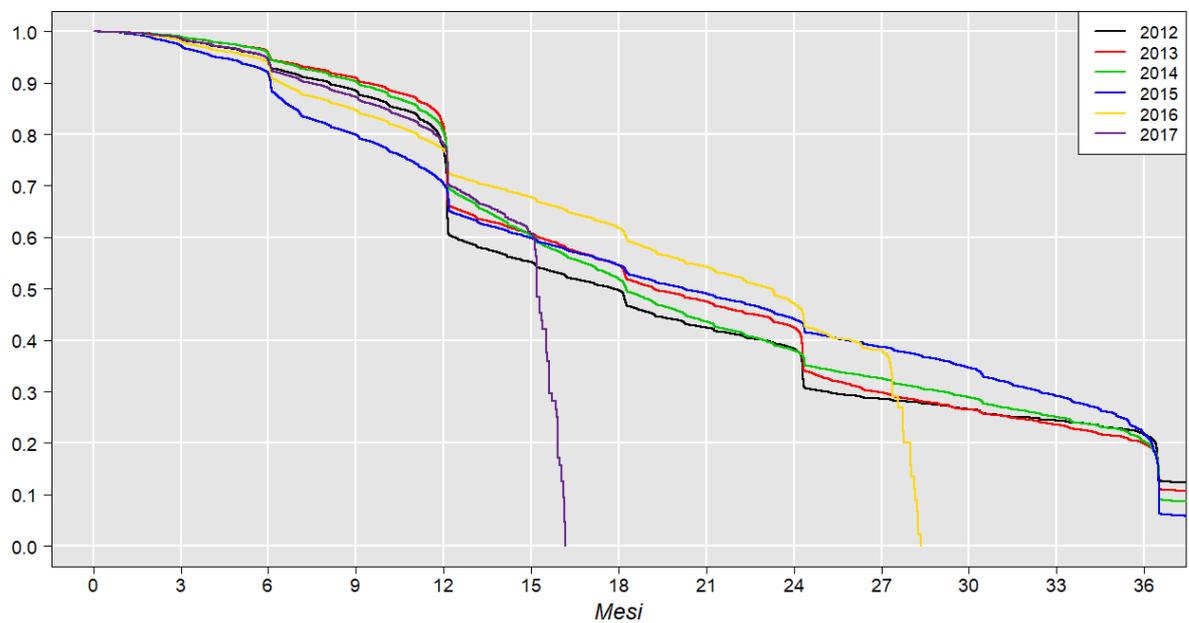


Figura 13: Curva di sopravvivenza per l'evento trasformazione stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto.

3.2 Modello esponenziale a tratti a rischi competitivi

Come per il capitolo precedente, i dati sono di tipo longitudinale ma in questo caso la variabile d'interesse non ha natura dicotomica, bensì categoriale, in quanto i possibili esiti dell'osservazione sono trasformazione e cessazione. Si tratta dunque di un problema a rischi competitivi. Nella sottosezione successiva si dimostrerà la proprietà di partizionamento della verosimiglianza in un modello a tempi continui a rischi competitivi, che permette di semplificarne la stima.

3.2.1 Partizionamento della verosimiglianza in un modello di sopravvivenza a tempi continui a rischi competitivi

Si definiscono le seguenti variabili:

- $\Phi_C(t)$ = tasso di rischio per l'evento cessazione, con densità $f_C(t)$ e tempo latente alla cessazione T_C
- $\Phi_T(t)$ = tasso di rischio per l'evento trasformazione, con densità $f_T(t)$ e tempo latente alla trasformazione T_T
- $\Phi(t)$ = tasso di rischio per ogni possibile esito (cessazione o trasformazione)

Assumendo che $\Phi_C(t)$ e $\Phi_T(t)$ siano indipendenti, risulta:

$$\Phi(t) = \Phi_C(t) + \Phi_T(t)$$

Ovvero il tasso di rischio totale è dato dalla somma dei tassi di rischio specifici per esito. L'indipendenza comporta inoltre che la funzione di sopravvivenza possa essere scomposta nel prodotto delle funzioni di sopravvivenza specifiche per esito:

$$\begin{aligned}
S(t) &= \exp \left\{ - \int_0^t \Phi(u) du \right\} \\
&= \exp \left\{ - \int_0^t [\Phi_C(u) + \Phi_T(u)] du \right\} \\
&= \exp \left\{ - \int_0^t \Phi_C(u) du \right\} \exp \left\{ - \int_0^t \Phi_T(u) du \right\} \\
&= S_C(t) S_T(t)
\end{aligned}$$

Definite tali quantità, si può passare ad analizzare la verosimiglianza.

Essa è determinata individualmente da tre contributi:

- $\mathcal{L}_C = f_C(t) S_C(t)$ per le cessazioni
- $\mathcal{L}_T = f_T(t) S_T(t)$ per le trasformazioni
- $\mathcal{L}_{CENS} = S_C(t) S_T(t)$ per le censure

Introducendo gli indicatori di evento:

$$\zeta_i^C = \begin{cases} 1 & \text{se } i \text{ sperimenta una cessazione} \\ 0 & \text{altrimenti (trasformazione o censura)} \end{cases}$$

$$\zeta_i^T = \begin{cases} 1 & \text{se } i \text{ sperimenta una trasformazione} \\ 0 & \text{altrimenti (cessazione o censura)} \end{cases}$$

si può esplicitare il contributo individuale alla verosimiglianza:

$$\begin{aligned}
\mathcal{L} &= (\mathcal{L}_C)^{\zeta^C} (\mathcal{L}_T)^{\zeta^T} (\mathcal{L}_{CENS})^{1-\zeta^C-\zeta^T} \\
&= (f_C(t) S_C(t))^{\zeta^C} (f_T(t) S_T(t))^{\zeta^T} (S_C(t) S_T(t))^{1-\zeta^C-\zeta^T} \\
&= \left(\frac{f_C(t)}{S_C(t)} \right)^{\zeta^C} S_C(t) \left(\frac{f_T(t)}{S_T(t)} \right)^{\zeta^T} S_T(t) \\
&= \{[\Phi_C(t)]^{\zeta^C} S_C(t)\} \{[\Phi_T(t)]^{\zeta^T} S_T(t)\}
\end{aligned}$$

che in termini di log-verosimiglianza risulta:

$$\ell = \{\zeta^C \ln \Phi_C(t) \ln S_C(t)\} + \{\zeta^T \ln \Phi_T(t) \ln S_T(t)\}$$

La log-verosimiglianza per l'intero campione è la somma dei contributi individuali. Risulta, perciò, che per un modello di sopravvivenza a

tempo continuo la verosimiglianza sia scomponibile in due contributi, ciascuno con parametri dipendenti solo dall'esito specifico, nel presente caso cessazione e trasformazione, e quindi massimizzare la verosimiglianza totale è equivalente a massimizzare separatamente queste due componenti. Ciò significa, operativamente, che è possibile stimare un modello a rischi competitivi stimando due modelli separati, uno per il rischio di cessazione e uno per il rischio di trasformazione, in ciascuno dei quali l'altro esito viene considerato una censura.

3.2.2 La specificazione

Si sono stimati quindi due modelli esponenziali a tratti, uno per l'evento cessazione e uno per l'evento trasformazione, entrambi con lo stesso set di covariate. Per una presentazione del modello esponenziale a tratti si rimanda alla *Sezione 2.2*.

Nel caso oggetto di studio di questo capitolo, il tempo di osservazione varia tra 0 e 75 mesi e, sulla base di quanto osservato nelle *Figure 11, 12 e 13*, sono scelti i seguenti intervalli temporali:

- tra 0 e 5 mesi dall'inizio del contratto
- sesto mese
- tra 7 e 11 mesi
- dodicesimo mese
- tra 13 e 17 mesi
- diciottesimo mese
- tra 19 e 23 mesi
- ventiquattresimo mese
- tra 25 e 29 mesi
- trentesimo mese
- tra 31 e 35 mesi
- trentaseiesimo mese
- più di 36 mesi

Per quanto riguarda le covariate inserite nella specificazione, anche in questo caso la variabile anno è stata aggregata, dopo opportuni test in fase di ricerca di specificazione, nelle seguenti modalità:

- Pre 2014 (2012 e 2013)
- 2014
- 2015
- 2016
- Post 2016 (2017 e 2018)

È stata inoltre inserita nella specificazione l'interazione tra quest'ultima variabile e il mese di calendario, per cogliere i comportamenti eterogenei del rischio in specifici periodi temporali. Le altre covariate inserite, tutte costanti nel tempo, sono: settore dell'azienda, genere, nazionalità ed età del lavoratore.

3.3 I risultati

La stima del modello a rischi competitivi riportata nelle *Tablelle 11 e 12* fornisce le seguenti indicazioni:

- coerentemente con quanto visto in fase descrittiva, è evidente la componente periodica per entrambi i rischi, con picchi di probabilità in corrispondenza dei multipli di 6. Ciò è dovuto alla tendenza delle imprese di attendere la fine dei contratti a termine prima di porre fine al rapporto o stabilizzarlo e questi hanno in genere per legge durate a multipli di 6 mesi, con l'esclusione di quelli più brevi, per cui c'è maggiore eterogeneità;
- per quanto riguarda l'evento cessazione, si nota come i coefficienti delle variabili temporali tendano a scendere al passare dei mesi (al netto della periodicità), ovvero la probabilità che il contratto

cessi cala al crescere della durata mentre relativamente alla trasformazione, l'andamento è contrario per i primi 6-12 mesi, con la probabilità di stabilizzazione del contratto che cresce al passare dei mesi, sempre al netto dei picchi periodici, mentre in seguito si stabilizza;

- le *Tabelle 13* e *14* riportano gli effetti totali di anno e mese sul rischio di, rispettivamente, cessazione e trasformazione. Essendo inclusa nel modello l'interazione tra queste due variabili, l'effetto totale sul rischio, per ciascuna coppia anno-mese, è dato dalla somma del coefficiente relativo all'anno e di quello relativo all'interazione tra anno e mese. Per esempio, l'effetto di dicembre 2015 sul rischio di cessazione è dato da: $-0,0448+0,1001=0,0553$. Esso risulta uguale a 0 per marzo pre 2014, assunto come riferimento, e in generale per il pre 2014 è equivalente ai coefficienti associati alla variabile mese;
- analizzando la variabile anno relativamente al rischio di cessazione (*Tabella 13*) non sembrano emergere differenze eclatanti tra il 2015 e gli altri, con effetti di segno opposto al variare del mese e, in generale, non è presente un anno in cui questo risulti sistematicamente maggiore, se non il pre 2014 per gli ultimi mesi dell'anno;
- al contrario, relativamente al rischio di trasformazione (*Tabella 14*) emergono alcuni elementi di eccezionalità per l'anno del bonus: gennaio e febbraio presentano una probabilità di trasformazione molto bassa, il che è spiegabile con la poca chiarezza relativamente alle modalità di utilizzo dell'esonero per le trasformazioni fino a fine gennaio (si veda *Sezione 1.2* per i dettagli), mentre per i mesi successivi il 2015 risulta essere l'anno con il rischio di stabilizzazione del contratto più elevato, con un picco evidente a

Tabella 11: Stima del modello esponenziale a tratti per l'evento cessazione.

	Coef.	S.E.	P> z		Coef.	S.E.	P> z	
Anno (rif: pre 2014)					maggio-2016	0,103	0,019	0,000
2014	-0,091	0,013	0,000		giugno-2016	0,387	0,017	0,000
2015	-0,045	0,013	0,001		luglio-2016	0,372	0,017	0,000
2016	-0,196	0,014	0,000		agosto-2016	0,242	0,018	0,000
Post 2016	-0,234	0,011	0,000		settembre-2016	-0,093	0,016	0,000
Mese (rif: marzo)					ottobre-2016	-0,073	0,017	0,000
Gennaio	0,391	0,011	0,000		novembre-2016	0,083	0,017	0,000
Febbraio	-0,130	0,013	0,000		dicembre-2016	0,060	0,017	0,000
Aprile	0,015	0,011	0,182		gennaio-post 2016	0,262	0,014	0,000
Maggio	-0,082	0,011	0,000		febbraio-post 2016	0,218	0,017	0,000
Giugno	0,391	0,010	0,000		aprile-post 2016	-0,055	0,016	0,001
Luglio	0,315	0,010	0,000		maggio-post 2016	0,145	0,017	0,000
Agosto	0,143	0,011	0,000		giugno-post 2016	0,376	0,014	0,000
Settembre	0,671	0,009	0,000		luglio-post 2016	0,318	0,014	0,000
Ottobre	0,635	0,010	0,000		agosto-post 2016	0,316	0,015	0,000
Novembre	0,408	0,010	0,000		settembre-post 2016	-0,076	0,014	0,000
Dicembre	0,515	0,010	0,000		ottobre-post 2016	-0,145	0,014	0,000
Mese*Anno					novembre-post 2016	-0,127	0,015	0,000
gennaio-2014	0,184	0,017	0,000		dicembre-post 2016	0,002	0,014	0,898
febbraio-2014	0,119	0,020	0,000		t1: meno di 6 mesi	-1,992	0,009	0,000
aprile-2014	0,000	0,018	0,987		t2: 6 mesi	-1,549	0,010	0,000
maggio-2014	0,050	0,018	0,006		t3: da 7 a 11 mesi	-1,705	0,009	0,000
giugno-2014	0,232	0,016	0,000		t4: 12 mesi	-0,940	0,010	0,000
luglio-2014	0,358	0,016	0,000		t5: da 13 a 17 mesi	-2,367	0,011	0,000
agosto-2014	0,215	0,017	0,000		t6: 18 mesi	-2,000	0,016	0,000
settembre-2014	-0,144	0,016	0,000		t7: da 19 a 23 mesi	-2,462	0,013	0,000
ottobre-2014	-0,155	0,016	0,000		t8: 24 mesi	-1,492	0,019	0,000
novembre-2014	0,000	0,016	0,984		t9: da 25 a 29 mesi	-2,727	0,020	0,000
dicembre-2014	0,019	0,016	0,246		t10: 30 mesi	-2,458	0,042	0,000
gennaio-2015	0,176	0,017	0,000		t11: da 31 a 35 mesi	-2,589	0,026	0,000
febbraio-2015	0,164	0,019	0,000		t12: 36 mesi	-0,616	0,027	0,000
aprile-2015	-0,028	0,018	0,118		t13: più di 36 mesi	-2,655	0,044	0,000
maggio-2015	0,001	0,018	0,947		Settore azienda (rif: Agricoltura)			
giugno-2015	0,157	0,016	0,000		Industria	-0,484	0,004	0,000
luglio-2015	0,260	0,016	0,000		Servizi	-0,313	0,003	0,000
agosto-2015	0,167	0,017	0,000		Genere (rif: F)			
settembre-2015	-0,245	0,016	0,000		M	0,002	0,002	0,359
ottobre-2015	-0,273	0,016	0,000		Italiano (rif: NO)			
novembre-2015	-0,020	0,016	0,212		SI	-0,243	0,002	0,000
dicembre-2015	0,100	0,016	0,000		Età (rif: meno di 25 anni)			
gennaio-2016	0,235	0,018	0,000		Tra 25 e 34	-0,182	0,003	0,000
febbraio-2016	0,170	0,021	0,000		Tra 35 e 49	-0,150	0,003	0,000
aprile-2016	-0,011	0,019	0,575		50 o più	-0,105	0,003	0,000

Tabella 12: Stima del modello esponenziale a tratti per l'evento trasformazione.

	Coef.	S.E.	P> z		Coef.	S.E.	P> z	
Anno (rif: pre 2014)					maggio-2016	0,189	0,045	0,000
2014	0,045	0,030	0,128		giugno-2016	0,099	0,044	0,026
2015	0,454	0,027	0,000		luglio-2016	0,300	0,042	0,000
2016	-0,196	0,033	0,000		agosto-2016	0,307	0,044	0,000
Post 2016	-0,014	0,025	0,588		settembre-2016	0,328	0,042	0,000
Mese (rif: marzo)					ottobre-2016	0,258	0,040	0,000
Gennaio	0,725	0,027	0,000		novembre-2016	0,411	0,040	0,000
Febbraio	0,239	0,031	0,000		dicembre-2016	1,117	0,038	0,000
Aprile	0,173	0,029	0,000		gennaio-post 2016	0,065	0,032	0,038
Maggio	-0,009	0,030	0,759		febbraio-post 2016	-0,083	0,036	0,023
Giugno	0,046	0,029	0,116		aprile-post 2016	0,025	0,035	0,464
Luglio	0,090	0,028	0,001		maggio-post 2016	0,148	0,037	0,000
Agosto	-0,045	0,029	0,117		giugno-post 2016	-0,153	0,038	0,000
Settembre	-0,019	0,027	0,492		luglio-post 2016	0,018	0,036	0,622
Ottobre	0,249	0,026	0,000		agosto-post 2016	-0,081	0,039	0,036
Novembre	0,245	0,026	0,000		settembre-post 2016	-0,087	0,036	0,016
Dicembre	0,400	0,026	0,000		ottobre-post 2016	-0,195	0,034	0,000
Mese*Anno					novembre-post 2016	-0,507	0,037	0,000
gennaio-2014	-0,070	0,037	0,061		dicembre-post 2016	-0,159	0,034	0,000
febbraio-2014	0,003	0,043	0,946		t1: meno di 6 mesi	-7,313	0,033	0,000
aprile-2014	-0,196	0,042	0,000		t2: 6 mesi	-5,506	0,033	0,000
maggio-2014	-0,100	0,043	0,020		t3: da 7 a 11 mesi	-6,189	0,033	0,000
giugno-2014	0,006	0,041	0,885		t4: 12 mesi	-4,405	0,033	0,000
luglio-2014	0,032	0,040	0,420		t5: da 13 a 17 mesi	-5,987	0,034	0,000
agosto-2014	0,033	0,042	0,440		t6: 18 mesi	-5,304	0,037	0,000
settembre-2014	-0,025	0,040	0,528		t7: da 19 a 23 mesi	-5,929	0,035	0,000
ottobre-2014	-0,176	0,039	0,000		t8: 24 mesi	-4,615	0,037	0,000
novembre-2014	-0,523	0,042	0,000		t9: da 25 a 29 mesi	-5,919	0,039	0,000
dicembre-2014	-0,436	0,040	0,000		t10: 30 mesi	-5,444	0,053	0,000
gennaio-2015	-0,964	0,037	0,000		t11: da 31 a 35 mesi	-5,598	0,041	0,000
febbraio-2015	-0,560	0,041	0,000		t12: 36 mesi	-3,576	0,041	0,000
aprile-2015	-0,065	0,037	0,079		t13: più di 36 mesi	-6,496	0,077	0,000
maggio-2015	-0,151	0,039	0,000		Settore azienda (rif: Agricoltura)			
giugno-2015	-0,213	0,038	0,000		Industria	2,391	0,025	0,000
luglio-2015	-0,181	0,037	0,000		Servizi	1,981	0,024	0,000
agosto-2015	-0,147	0,039	0,000		Genere (rif: F)			
settembre-2015	-0,133	0,036	0,000		M	0,305	0,005	0,000
ottobre-2015	-0,063	0,034	0,069		Italiano (rif: NO)			
novembre-2015	0,263	0,034	0,000		SI	-0,126	0,006	0,000
dicembre-2015	0,935	0,032	0,000		Età (rif: meno di 25 anni)			
gennaio-2016	0,468	0,039	0,000		Tra 25 e 34	0,144	0,007	0,000
febbraio-2016	-0,265	0,049	0,000		Tra 35 e 49	0,092	0,007	0,000
aprile-2016	0,072	0,044	0,103		50 o più	-0,128	0,009	0,000

novembre e, soprattutto, dicembre, a conferma di quanto visto nella *Tabella 10*, evidenza di un effetto annuncio, considerato che a ottobre 2015 sono uscite le prime indiscrezioni sulla mancata conferma del bonus assunzioni alle stesse cifre per l'anno successivo. Effetto annuncio che si evince anche dagli effetti fortemente negativi sul rischio per gli ultimi due mesi del 2014, in cui appunto il calo della probabilità di trasformazione ha seguito l'annuncio del bonus per l'anno dopo a ottobre 2014. In evidenza, infine, il picco di probabilità a fine 2016, anche in questo caso a seguito della mancata conferma dell'esonero per l'anno 2017;

- relativamente alle altre covariate, si osserva una maggiore probabilità di trasformazione per aziende nell'industria e nei servizi rispetto a quelle agricole, per gli uomini rispetto alle donne, per gli stranieri rispetto agli italiani e per le fasce d'età intermedie, tra 25 e 50 anni, rispetto ai più giovani e i più anziani.

Tabella 13: Effetti totali (in scala esponenziale) sul rischio di cessazione per mese e anno.

	Pre 2014	2014	2015	2016	Post 2016
Gennaio	0,3911	0,0927	0,1310	0,0393	0,0286
Febbraio	-0,1296	0,0275	0,1192	-0,0264	-0,0158
Marzo	0,0000	-0,0915	-0,0448	-0,1961	-0,2336
Aprile	0,0151	-0,0912	-0,0728	-0,2068	-0,2887
Maggio	-0,0821	-0,0416	-0,0436	-0,0926	-0,0881
Giugno	0,3913	0,1409	0,1121	0,1907	0,1422
Luglio	0,3152	0,2663	0,2151	0,1763	0,0841
Agosto	0,1434	0,1233	0,1225	0,0457	0,0828
Settembre	0,6711	-0,2359	-0,2895	-0,2888	-0,3101
Ottobre	0,6349	-0,2469	-0,3179	-0,2692	-0,3782
Novembre	0,4083	-0,0911	-0,0650	-0,1133	-0,3609
Dicembre	0,5148	-0,0725	0,0553	-0,1361	-0,2317

Tabella 14: Effetti totali (in scala esponenziale) sul rischio di trasformazione per mese e anno.

	Pre 2014	2014	2015	2016	Post 2016
Gennaio	0,7247	-0,0248	-0,5096	0,2719	0,0517
Febbraio	0,2391	0,0481	-0,1063	-0,4607	-0,0968
Marzo	0,0000	0,0452	0,4540	-0,1961	-0,0137
Aprile	0,1725	-0,1510	0,3894	-0,1241	0,0117
Maggio	-0,0091	-0,0547	0,3032	-0,0074	0,1342
Giugno	0,0457	0,0512	0,2412	-0,0971	-0,1671
Luglio	0,0900	0,0773	0,2733	0,1037	0,0040
Agosto	-0,0453	0,0779	0,3066	0,1107	-0,0950
Settembre	-0,0186	0,0200	0,3215	0,1318	-0,1005
Ottobre	0,2492	-0,1310	0,3915	0,0618	-0,2092
Novembre	0,2446	-0,4780	0,7175	0,2149	-0,5209
Dicembre	0,4000	-0,3906	1,3890	0,9213	-0,1726

Come nel capitolo precedente, per cogliere quanto descritto in modo più semplice e diretto, le *Figure 14, 15 e 16* rappresentano le funzioni di rischio stimate per cessazione e trasformazione stratificate per anno e calcolate per una determinata combinazione delle covariate costanti nel tempo e per 3 mesi di calendario, rappresentativi di 3 periodi dell'anno, diversi tra loro ma omogenei al loro interno: gennaio e febbraio, i mesi centrali e gli ultimi due mesi dell'anno.

In primis è evidente la componente periodica per entrambi i rischi per tutti i grafici, particolarmente accentuata a 12, 24 e 36 mesi. Per quanto riguarda l'evento cessazione, tutti e 3 i grafici confermano quanto detto in precedenza, ovvero non sono presenti differenze particolarmente marcate tra gli anni e non ne emerge uno con un rischio di cessazione maggiore degli altri per ogni mese considerato. Relativamente alla trasformazione, la funzione di rischio per gennaio (*Figura 14*) mostra come il 2015 sia l'anno con la probabilità di trasformazione più bassa, a conferma di quanto detto sui dubbi relativi all'applicabilità della politica alle trasformazioni.

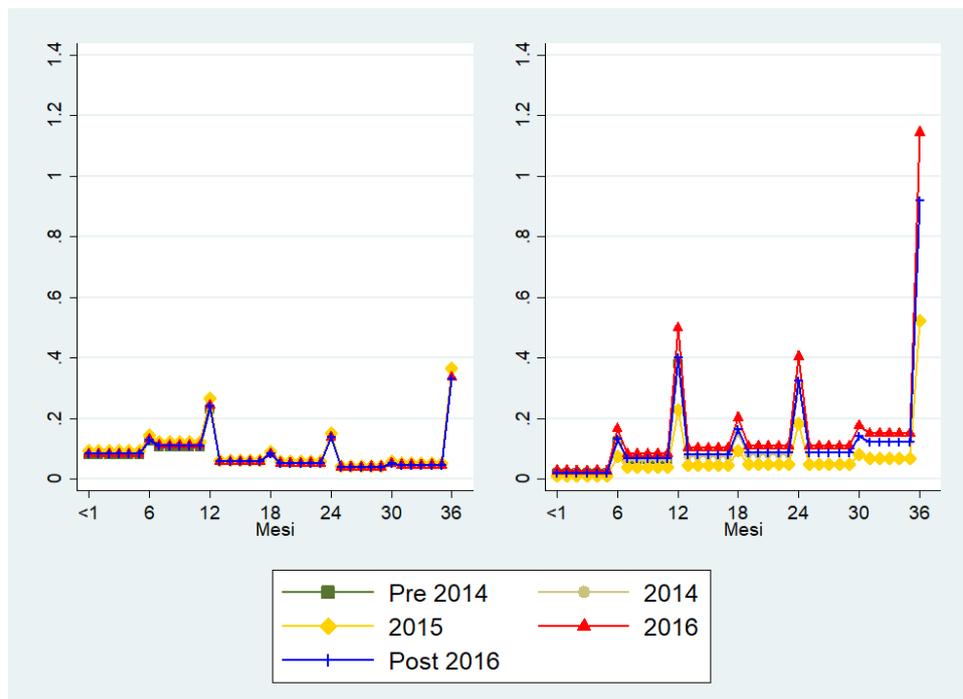


Figura 14: Funzione di rischio stimata per l'evento "cessazione" (a sinistra) e per l'evento "trasformazione" (a destra) per il mese di gennaio.

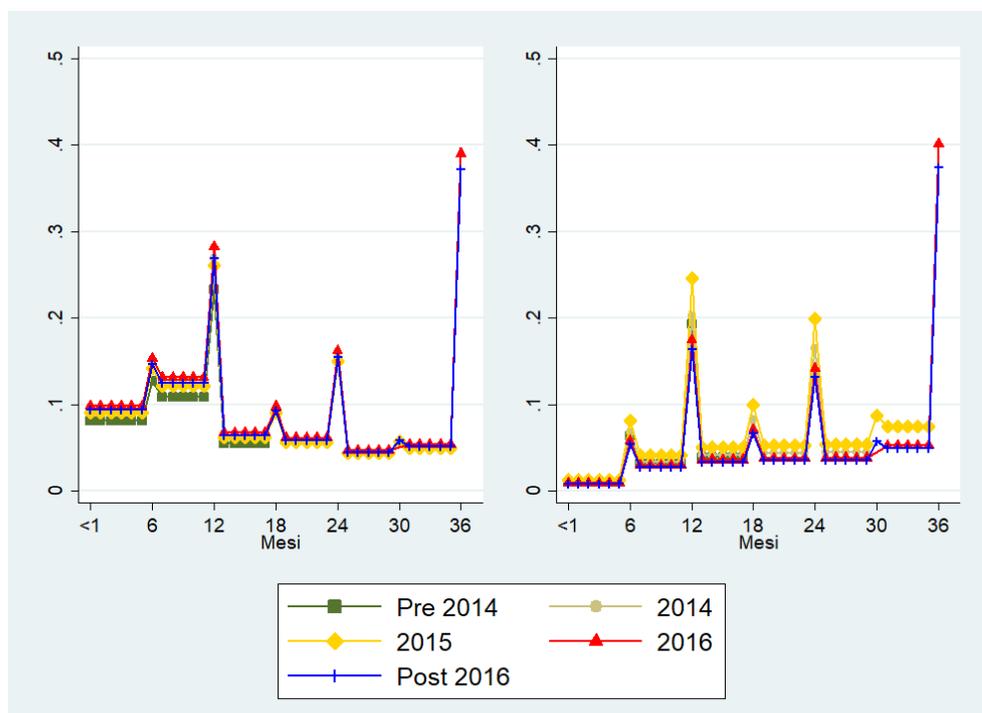


Figura 15: Funzione di rischio stimata per l'evento "cessazione" (a sinistra) e per l'evento "trasformazione" (a destra) per il mese di giugno.

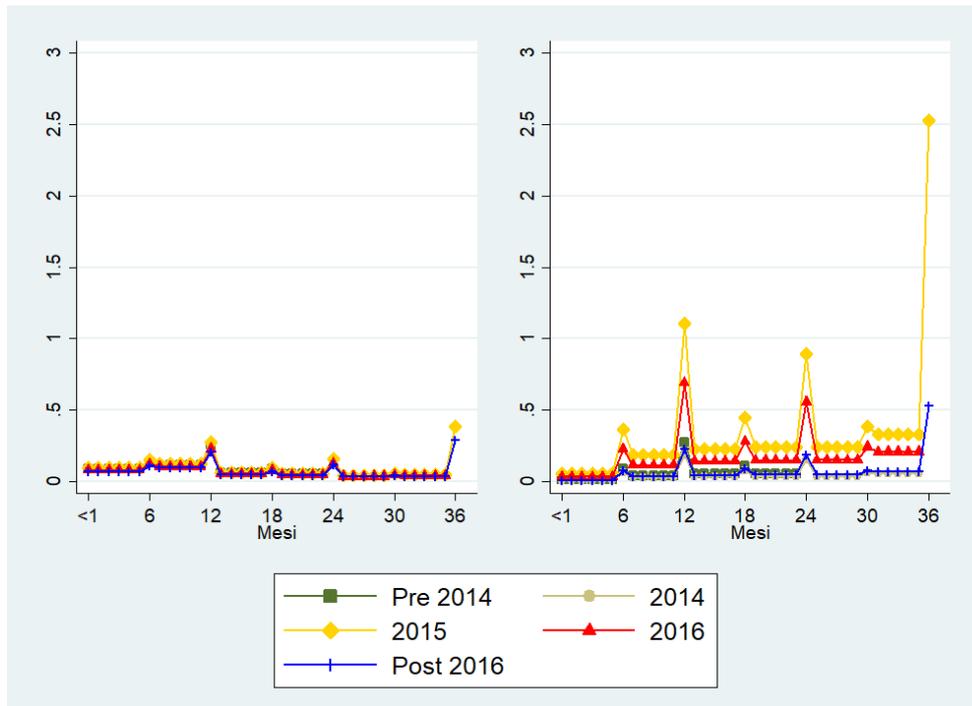


Figura 16: Funzione di rischio stimata per l'evento "cessazione" (a sinistra) e per l'evento "trasformazione" (a destra) per il mese di dicembre

Relativamente a giugno (Figura 15), invece, il rischio di trasformazione è più alto per ogni durata del contratto, il che è vero e ancora più amplificato per dicembre (Figura 16), in cui si nota anche l'effetto annuncio per il 2014, con la relativa curva più bassa delle altre per ogni intervallo temporale.

3.4 Analisi di robustezza e discussione

Al fine di valutare la robustezza dei risultati, oltre alle prove già citate nelle sezioni precedenti, si è inserita una componente frailty bivariata (U_1, U_2) nel modello. Assumendo l'indipendenza dei tassi di rischio dei due eventi e assumendo l'indipendenza di U_1 e U_2 , il modello a rischi competitivi può essere scomposto come mostrato in precedenza, con l'aggiunta di una frailty monovariata per ciascun esito (Finkelstein and Esaulova, 2006). Si è supposta una distribuzione Gamma, con media

vincolata a 1. La componente di eterogeneità individuale non osservata è risultata non significativa a livello 0,05 per l'evento cessazione, mentre per la trasformazione è significativamente diversa da 0, con varianza 0,338. In entrambi i casi i risultati sostanziali non cambiano, con coefficienti di poco differenti a quelli dei modelli presentati nella sezione precedente.

All'inizio di questo capitolo ci si chiede se esista un effetto del bonus assunzioni sulla probabilità di trasformazione. Per provare a rispondere si è costruito un modello a rischi competitivi, studiando la storia di ogni contratto a tempo determinato stipulato nel Veneto tra il 2012 e il 2017 (esclusi gli stagionali e quelli con durata prevista brevissima), ciascuno dei quali ha due possibili destinazioni, la cessazione o la trasformazione. Si è quindi adattato un modello di sopravvivenza a rischi competitivi, che ha evidenziato un generale incremento nella probabilità di trasformazione per il 2015 e diversi elementi che collegano tale incremento con la politica in esame:

- un calo repentino e non dovuto a stagionalità della probabilità di trasformazione a fine 2014, in seguito all'annuncio dell'erogazione del bonus a partire dall'anno successivo;
- il rischio di stabilizzazione è cresciuto a partire da febbraio/marzo, quando le modalità di utilizzo dell'esonero sono state chiarite da una circolare dell'INPS;
- la probabilità di trasformazione è esplosa a fine 2015, dopo che il governo aveva annunciato il ridimensionamento del bonus per l'anno successivo.

In conclusione, questo capitolo ha fornito ulteriori evidenze a completamento del quadro illustrato in quello precedente: il bonus ha avuto un

effetto sulla probabilità di ottenere un contratto di lavoro stabile, sia tramite una nuova assunzione che tramite trasformazione.

4. La qualità dei posti di lavoro esonerati

Nei due capitoli precedenti si è data una risposta alla prima domanda fondamentale di questa tesi di laurea: il bonus assunzioni ha aumentato le opportunità di trovare un posto di lavoro stabile. In questo capitolo ci si concentrerà, invece, su chi ha effettivamente usufruito dell'esonero e ha ottenuto un lavoro a tempo indeterminato, partendo da due considerazioni:

1. l'esonero contributivo ha durata 36 mesi, oltre i quali i costi per l'azienda torneranno ad essere quelli usuali;
2. dopo il 7 marzo 2015 è entrato in vigore il *Jobs Act*, che, come detto nella *Sezione 1.2*, garantisce maggiore flessibilità in termini di licenziamento per le aziende sopra i 15 dipendenti rispetto a prima.

L'obiettivo è quindi verificare se i contratti esonerati siano davvero "stabili" o siano piuttosto dei rimpiazzi dei tempi determinati, cessati dopo i primi mesi di esonero e in modo più semplice grazie al *contratto a tutele crescenti*.

4.1 Il dataset

Il dataset utilizzato comprende tutti i contratti stabili (nuove assunzioni e trasformazioni) iniziati nel 2014 e nel 2015, per un totale di 328'289 episodi. Le variabili osservate sono le seguenti:

- identificativo del contratto
- identificativo del lavoratore
- identificativo dell'azienda
- settore economico dell'azienda (agricoltura, industria, servizi)
- dimensione dell'azienda (meno di 10 dipendenti, tra 10 e 15, tra 16 e 50, tra 51 e 100, più di 100)
- tipo di utilizzo dell'esonero da parte dell'azienda (nessuna assunzione stabile nel 2015, mai, parziale, sempre)
- genere del lavoratore
- nazionalità (italiano/straniero)
- qualifica del lavoratore (dirigente, professione intellettuale, professione tecnica, impiegato, professione qualificata dei servizi, operaio specializzato, conduttore e operaio semi-specializzato, professione non qualificata)
- età del lavoratore in classi (meno di 25 anni, tra 25 e 34, tra 35 e 49, più di 50)
- modalità di accesso al contratto stabile (nuova assunzione o trasformazione)
- tipo di contratto del precedente impiego (tempo indeterminato, apprendistato, tempo determinato, somministrazione, nessun impiego precedente registrato)
- motivo della cessazione del precedente contratto (licenziamento disciplinare, licenziamento economico individuale, licenziamento collettivo, altra cessazione con diritto alla Naspi, dimissioni, fine termine, altro, sconosciuto o nessun impiego precedentemente registrato)
- eleggibilità del lavoratore (non eleggibile, eleggibile non esonerato, esonerato)
- anno di inizio del rapporto stabile
- mese di inizio del rapporto stabile
- durata effettiva del rapporto stabile (in mesi)

La *Tabella 15* mostra la distribuzione dei contratti per anno ed eleggibilità del lavoratore. Oltre al già evidenziato numero maggiore di contratti stipulati nel 2015, emerge come il numero di questi sia calato nel 2015 per le due categorie per cui non è stato utilizzato il bonus, in particolare per gli eleggibili.

Tabella 15: Numero di assunzioni a tempo indeterminato per anno ed elegibilità del lavoratore.

	Non elegibile	Elegibile non esonerato	Esonerato
2014	76'488	40'744	0
2015	68'172	25'323	117'526

4.1.1 Il campione di osservati oltre i 36 mesi

Al fine di studiare la probabilità di sopravvivenza oltre i 36 mesi, si è considerato un secondo campione, con i soli contratti stipulati a gennaio e febbraio del 2014 e del 2015, in quanto la finestra osservazionale a disposizione arriva al 31-03-2018 e quindi i soli contratti seguiti oltre i 36 mesi per il 2015 sono quelli stipulati nei primi due mesi dell'anno e, per evitare problemi di stagionalità, si è considerato solo gennaio e febbraio anche per il 2014. Si tratta di 53'932 rapporti di lavoro, la cui distribuzione negli anni e in relazione all'elegibilità del lavoratore è riportata nella *Tabella 16*.

Tabella 16: Numero di assunzioni stabili per anno ed elegibilità del lavoratore, contratti stipulati a gennaio e febbraio.

	Non elegibile	Elegibile non esonerato	Esonerato
2014	16'946	7'452	0
2015	12'958	4'705	11'871

È bene ricordare che tale campione non presenta contratti stipulati dopo l'entrata in vigore del *Jobs Act* e quindi è possibile isolare una delle due condizioni che potrebbero influenzare la sopravvivenza dei contratti.

4.1.2 Evidenze descrittive

Per cogliere in modo immediato la dinamica di sopravvivenza dei contratti si sono stimate una serie di curve di sopravvivenza con lo stimatore non parametrico di Kaplan-Meier, tutte sul campione completo.

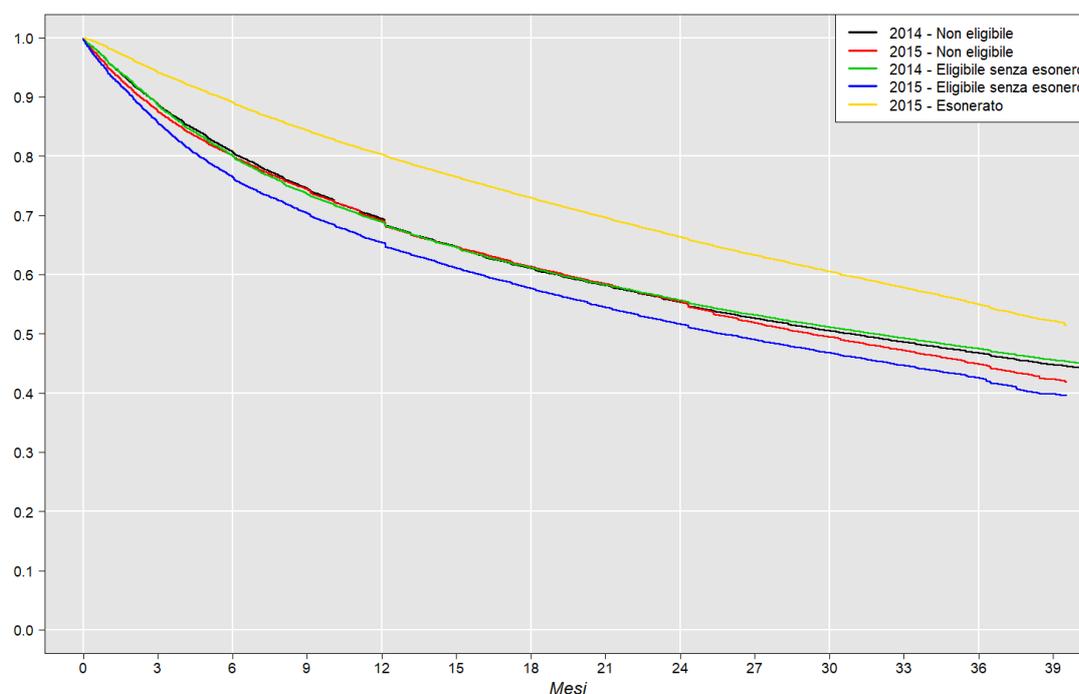


Figura 17: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del rapporto stabile ed eleggibilità del lavoratore.

In Figura 17 sono riportate le curve stratificate per l'eleggibilità del lavoratore e l'anno di inizio del contratto stabile. Si nota come i contratti esonerati presentino tassi di sopravvivenza più elevati rispetto agli altri, mentre gli eleggibili non esonerati nel 2015 siano i più svantaggiati, con una probabilità di sopravvivenza inferiore rispetto al 2014, evidenza di un effetto di spiazzamento della politica. Il fatto che le altre curve siano sostanzialmente coincidenti fornisce un primo sostegno all'interpretabilità di queste evidenze in senso causale: l'uguaglianza fra le curve dei non eleggibili nei due anni mostra che per i lavoratori mai coinvolti nella politica non ci sono variazioni nel tempo, mentre l'uguaglianza fra le

due curve relative al 2014 mostra come, in assenza di politica, eligibili e non eligibili presentino le stesse distribuzioni di durata del contratto. Ne consegue che le differenze osservate nel 2015 possono essere in prima istanza attribuite alla presenza della politica.

Distinguendo per tipologia di accesso al rapporto stabile (*Figura 18*), risulta che i contratti iniziati con una trasformazione abbiano in generale tassi di sopravvivenza molto più elevati, indipendentemente da anno ed eligibilità del lavoratore, ma rimane comunque l'evidenza di una maggiore probabilità di sopravvivenza per i contratti che hanno beneficiato del bonus, mentre l'effetto spiazzamento sembra riguardare solo le nuove assunzioni a tempo indeterminato.

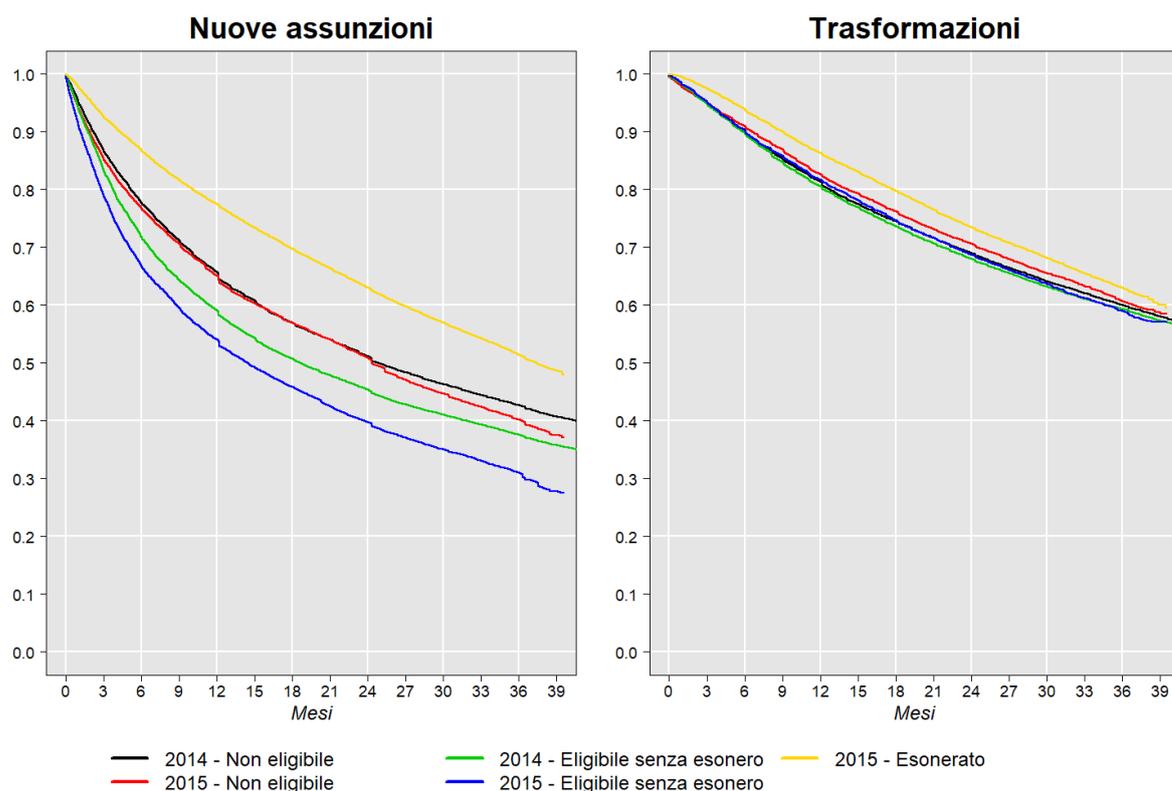


Figura 18: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto stabile, eligibilità del lavoratore e modalità di accesso al contratto stabile.

Le *Figure 19* e *20* considerano due variabili relative all'azienda, la dimensione e l'uso dell'esonero. Relativamente alla prima, risulta che le aziende più grandi stipulano contratti che hanno tassi di sopravvivenza maggiori, con le differenze tra stati di eleggibilità e anni meno marcate. Interessante notare come l'effetto spiazzamento per gli eleggibili non esonerati sia assente solo per le aziende più piccole e, in generale, le posizioni relative delle curve per anno ed eleggibilità cambino al variare del numero di dipendenti, ma con la costante presenza di quella relativa agli esonerati sopra alle altre.

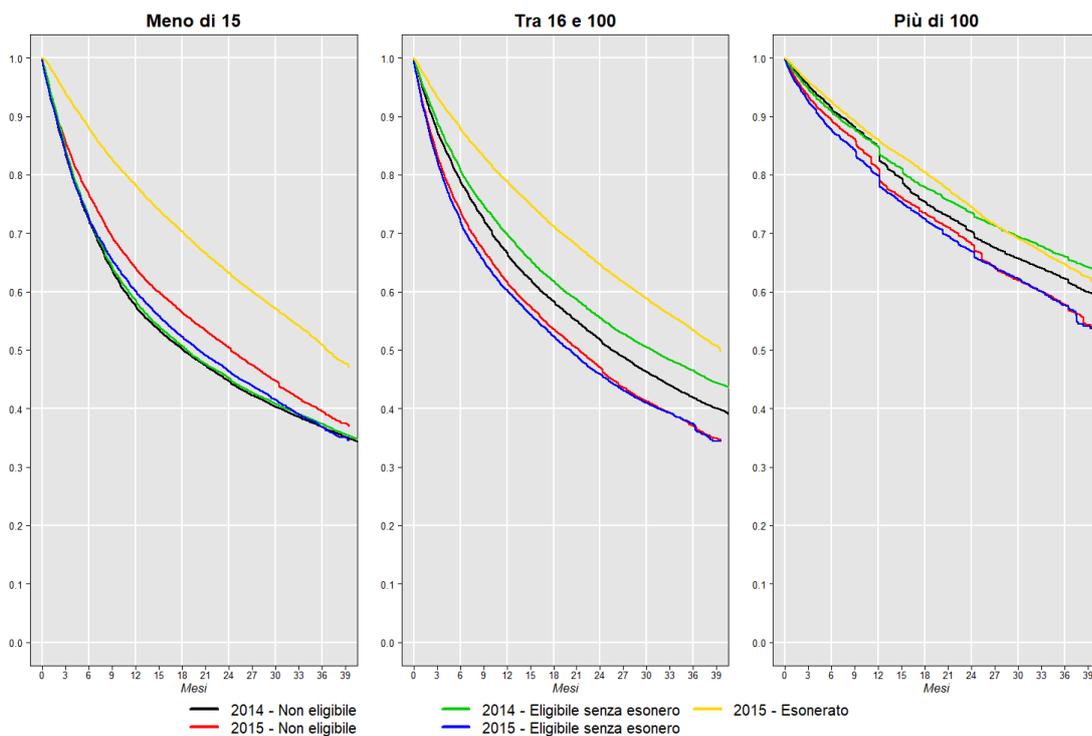


Figura 19: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto stabile, eleggibilità del lavoratore e dimensione dell'azienda (in numero di dipendenti).

Un'ultima analisi riguarda la curva stratificata secondo eleggibilità, anno e uso dell'esonero da parte dell'azienda, per la definizione del quale si rinvia al Capitolo 5. Dalla *Figura 20* risulta che le imprese che non usano

mai la politica e quelle rimaste inattive nel 2015 hanno tassi di sopravvivenza più bassi rispetto a quelle che l'hanno usata, parzialmente o sempre. Si nota, inoltre, che la curva relativa agli esonerati non sembra differire da quelle di non eligibili ed eligibili nel 2014, il che fa pensare che i tassi di sopravvivenza maggiori per i contratti decontribuiti osservati nei grafici precedenti dipendano dall'azienda, più che dal trattamento in sé. Stesso discorso per l'effetto spiazzamento, in quanto per il gruppo "mai" la sopravvivenza nel 2015 è addirittura aumentata per eligibili e non eligibili, mentre l'effetto permane nel gruppo "parziale".

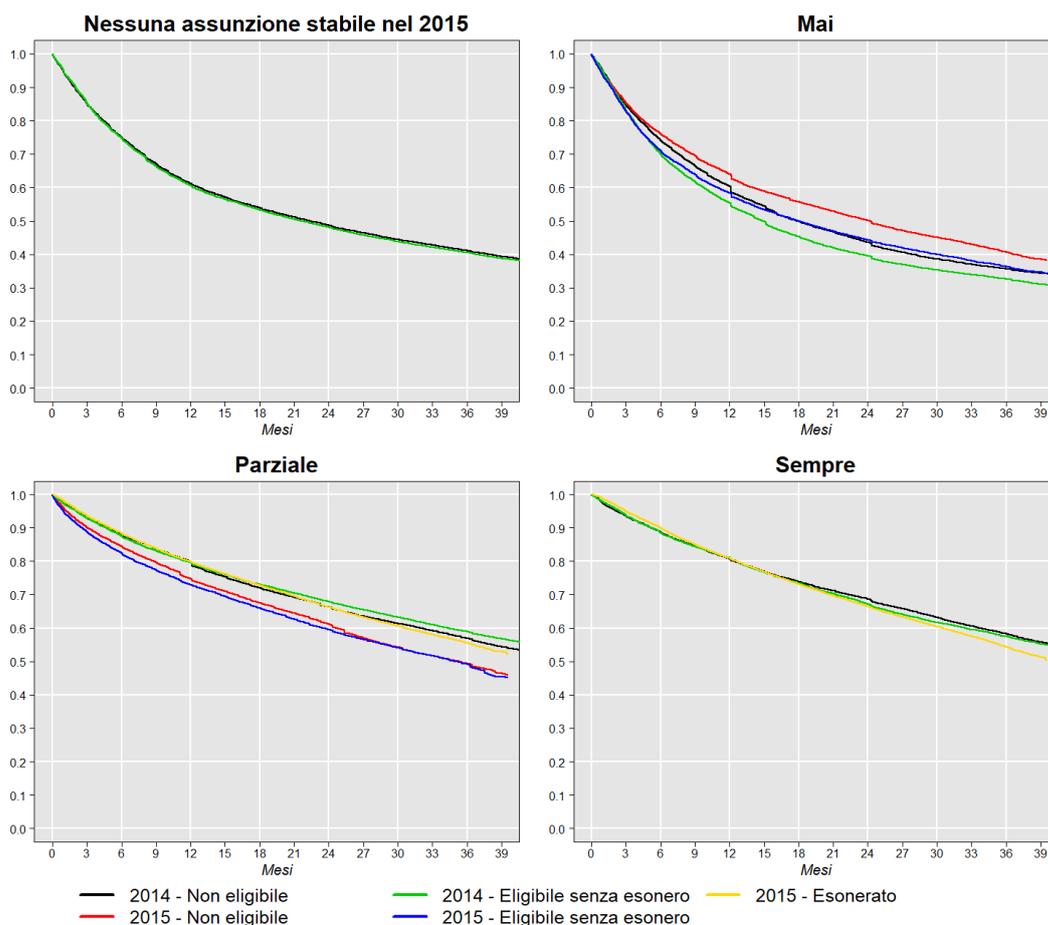


Figura 20: Curva di sopravvivenza stimata con Kaplan-Meier stratificata per anno di inizio del contratto stabile, eligibilità del lavoratore ed uso dell'esonero da parte dell'azienda.

Rimane comunque costante l'evidenza per cui la curva degli esonerati non è mai inferiore alle altre, e quindi non sembra trattarsi di contratti maggiormente "a rischio" come si poteva inizialmente supporre.

4.2 Linear probability model

Come specificato all'inizio del capitolo, l'oggetto di studio è la sopravvivenza dei contratti. Anziché impostare un modello di sopravvivenza, si è scelto di studiare il superamento di due soglie, 24 e 36 mesi, la prima in quanto nel dataset non vi sono censure fino al 27-esimo mese e quindi l'eventuale superamento dei due anni di contratto è effettivo per tutte le osservazioni, non dovuto a censure; la seconda per quanto detto in precedenza, ovvero stabilire se i contratti esonerati sopravvivono anche in seguito al termine dell'erogazione del bonus. Le variabili d'interesse sono quindi la probabilità di superare tali soglie. Il problema si presta naturalmente a una trattazione con un modello di regressione per variabili dipendenti dicotomiche (ad esempio logistico). Tuttavia, per rendere più interpretabili i risultati, si è scelto di adottare un linear probability model, ovvero un modello lineare con risposta la variabile indicatrice del superamento della soglia (considerata come numerica). Analisi preliminari mostrano comunque le medesime evidenze di interesse con un approccio che tenga esplicitamente conto della natura dicotomica delle variabili dipendenti.

La specificazione comprende in primis la variabile eligibilità del lavoratore, interagita con l'anno di inizio del rapporto stabile, che determina gli effetti del "trattamento" sulla probabilità di sopravvivenza oltre la soglia. In particolare, l'effetto dell'esonero è dato da:

$$E[Y|T = 1] - E[Y|T = 0]$$

con Y variabile risposta e T variabile di trattamento (vale 1 in presenza di esonero). In un ambito non sperimentale come questo, però, in tale effetto è sempre presente il “selection bias”, ovvero una distorsione che dipende dalla correlazione tra il termine d’errore della regressione e la variabile di trattamento, la quale è diversa da 0 in quanto il bonus, chiaramente, non è assegnato casualmente. Al fine di poter dare un’interpretazione causale ai risultati della regressione, dunque, è necessario fare un’assunzione forte:

$$\{Y_0, Y_1\} \perp T \mid X$$

con Y_0 e Y_1 outcome potenziali senza e con esonero e X matrice di covariate. Tale assunzione è detta di indipendenza condizionale e implica che il trattamento è come se fosse assegnato casualmente, condizionatamente a X (Angrist and Pischke, 2015). Questo conferisce alle covariate un ruolo fondamentale: più sono in grado di spiegare l’assegnazione del bonus ai contratti e più risulta credibile un’interpretazione causale degli effetti stimati.

Per questo motivo sono state inserite tutte le variabili inerenti al lavoratore presenti nel dataset (si veda *Sezione 4.1*), anche riguardanti la storia lavorativa prima dell’instaurazione del contratto oggetto di studio, la modalità di accesso al rapporto stabile, che in fase descrittiva si è visto essere cruciale, e le variabili a disposizione inerenti all’azienda, ovvero il settore economico, il numero di dipendenti e l’uso dell’esonero, con le ultime due in particolare che dalle analisi preliminari sono risultate importanti nel discriminare la sopravvivenza dei contratti stipulati.

4.3 I risultati

4.3.1 Probabilità di superare i 24 mesi

Il modello stimato in *Tabella 17* mostra come il coefficiente associato all'esonero sia positivo e significativo (anche il test di uguaglianza tra "non eligibile" ed "esonerato" porta al rifiuto a livello 0,01), il che in primis confuta la tesi secondo cui i contratti che hanno beneficiato degli incentivi sarebbero stati dei surrogati dei contratti a tempo determinato, con tassi di sopravvivenza inferiori alla media dei tempi indeterminati. In secondo luogo, il coefficiente negativo associato all'anno 2015, seppure significativo solo a livello 0,05, conferma l'ipotesi di un leggero effetto spiazzamento, con la probabilità di sopravvivenza oltre i 24 mesi più bassa per gli eligibili non esonerati (la modalità di riferimento per la variabile eligibilità) nel 2015 rispetto al 2014, mentre non vi è una tale evidenza per i lavoratori non eligibili, dato il coefficiente positivo dell'interazione tra anno ed eligibilità, anch'esso significativo a livello 0,05.

Relativamente alle altre covariate, tutte sembrano avere un impatto sulla probabilità di sopravvivenza del contratto. In particolare, i contratti trasformati risultano avere un 14% di probabilità in più di superare la soglia dei 24 mesi.

Tabella 17: Stima del linear probability model con risposta il superamento di 24 mesi di durata contrattuale.

	Coef.	S.E.	P> t		Coef.	S.E.	P> t	
Eligibilità (rif: Eligibile non esonerato)					Impiegati	0,022	0,010	0,026
Esonerato	0,054	0,004	0,000		Professioni qualif. dei servizi	-0,114	0,010	0,000
Non eligibile	0,036	0,003	0,000		Operai specializzati	-0,102	0,010	0,000
Anno inizio contratto (rif: 2014)					Conduttori e operai semi-specializzati	-0,058	0,010	0,000
2015	-0,008	0,004	0,035		Professioni non qualificate	-0,138	0,010	0,000
Eligibilità * Anno inizio contratto					Età (rif: Meno di 30 anni)			
Non eligibile - 2015	0,010	0,004	0,020		Tra 30 e 45	0,029	0,002	0,000
Settore azienda (rif: Agricoltura)					Tra 46 e 64	0,046	0,002	0,000
Industria	-0,064	0,008	0,000		Over 64	-0,035	0,011	0,001
Servizi	-0,102	0,008	0,000		Contratto precedente (rif: Tempo indeterminato)			
Numero dip. azienda (rif: meno di 10)					Apprendistato	-0,020	0,006	0,001
Tra 10 e 15	-0,004	0,003	0,231		Tempo determinato	-0,041	0,004	0,000
Tra 16 e 50	0,005	0,002	0,025		Somministrazione	0,030	0,005	0,000
Tra 51 e 100	0,041	0,003	0,000		Nessun contratto precedente registrato	0,096	0,013	0,000
Più di 100	0,145	0,003	0,000		Motivo cessazione precedente impiego (rif: Licenziamenti disciplinari)			
Uso esonero azienda (rif: no assunzioni stabili nel 2015)					Licenziamenti economici individuali	0,093	0,014	0,000
Mai	-0,035	0,004	0,000		Licenziamenti collettivi	0,161	0,015	0,000
Parziale	0,056	0,004	0,000		Altre cessazioni con diritto alla Naspi	0,093	0,014	0,000
Sempre	0,126	0,004	0,000		Dimissioni	0,109	0,014	0,000
Genere lavoratore (rif: F)					Fine termine	0,162	0,014	0,000
M	-0,036	0,002	0,000		Altro	0,118	0,014	0,000
Italiano (rif: NO)					Sconosciuto	0,178	0,014	0,000
SI	0,187	0,002	0,000		Modalità di accesso al contratto stabile (rif: Nuova assunzione)			
Qualifica professio- nale (rif: Dirigenti)					Trasformazione	0,142	0,002	0,000
Professioni intellettuali	0,051	0,010	0,000		Costante	0,322	0,019	0,000
Professioni tecniche	-0,008	0,010	0,432					

4.3.2 Probabilità di superare i 36 mesi

Il modello stimato (*Tabella 18*) mostra come l'effetto del bonus sulla sopravvivenza sia positivo e significativo anche relativamente alla probabilità di sopravvivenza oltre i 3 anni, addirittura maggiore in valore assoluto. Permane, inoltre, l'effetto spiazzamento, il quale, rispetto al modello precedente, risulta ancora più evidente e presente anche per i lavoratori non eligibili, data la non significatività del coefficiente relativo all'interazione tra anno ed eligibilità. Anche in questo caso, comunque, ciò che va sottolineato è che non risultano "licenziamenti di massa" per i lavoratori assunti con l'esonero dopo la fine dell'erogazione di quest'ultimo, seppure si tratti di una prima evidenza, visto che ancora non si sono osservati i contratti iniziati da marzo in poi, peraltro soggetti anche al *Jobs Act*.

Analizzando le altre covariate, sembra che a 36 mesi alcune perdano di importanza, in particolare le due inerenti alla storia del lavoratore, mentre le altre mantengono essenzialmente segni e ordine di grandezza evidenziati nel modello precedente, con livelli di significatività tendenzialmente più bassi, il che è dovuto anche alla numerosità campionaria decisamente inferiore.

Tabella 18: Stima del linear probability model con risposta il superamento di 36 mesi di durata contrattuale.

	Coef.	S.E.	P> t		Coef.	S.E.	P> t	
Eligibilità (rif: Eligibile non esonerato)	0,075	0,009	0,000		Impiegati	0,020	0,022	0,363
Esonerato	0,035	0,007	0,000		Professioni qualif. dei servizi	-0,111	0,022	0,000
Non eligibile					Operai specializzati	-0,132	0,022	0,000
Anno inizio contratto (rif: 2014)	-0,044	0,009	0,000		Conduttori e operai semi-specializzati	-0,076	0,023	0,001
2015					Professioni non qualificate	-0,159	0,022	0,000
Eligibilità * Anno inizio contratto	0,000	0,010	0,993		Età (rif: meno di 30 anni)			
Non eligibile - 2015					Tra 30 e 45	0,040	0,005	0,000
Settore azienda (rif: Agricoltura)	-0,151	0,018	0,000		Tra 46 e 64	0,060	0,006	0,000
Industria	-0,194	0,018	0,000		Over 64	-0,092	0,027	0,001
Servizi					Contratto precedente (rif: Tempo indeterminato)			
Numero dip. azienda (rif: meno di 10)	0,015	0,007	0,050		Apprendistato	-0,021	0,016	0,203
Tra 10 e 15	0,020	0,006	0,001		Tempo determinato	-0,062	0,010	0,000
Tra 16 e 50	0,028	0,008	0,000		Somministrazione	0,047	0,013	0,000
Tra 51 e 100	0,116	0,007	0,000		Nessun contratto precedente registrato	0,049	0,035	0,155
Più di 100					Motivo cessazione precedente impiego (rif: Licenziamenti disciplinari)			
Uso esonero azienda (rif: no assunzioni stabili nel 2015)	-0,024	0,008	0,003		Licenziamenti economici individuali	0,007	0,035	0,851
Mai	0,084	0,008	0,000		Licenziamenti collettivi	0,113	0,039	0,004
Parziale	0,128	0,009	0,000		Altre cessazioni con diritto alla Naspi	0,066	0,037	0,069
Sempre					Dimissioni	0,059	0,035	0,091
Genere lavoratore (rif: F)	-0,033	0,004	0,000		Fine termine	0,125	0,036	0,000
M					Altro	-0,036	0,036	0,315
Italiano (rif: NO)	0,194	0,005	0,000		Sconosciuto	0,099	0,037	0,008
SI					Modalità di accesso al contratto stabile (rif: nuova assunzione)			
Qualifica professionale (rif: Dirigenti)	-0,020	0,024	0,402		Trasformazione	0,139	0,005	0,000
Professioni intellettuali	-0,014	0,023	0,549		Costante	0,398	0,046	0,000
Professioni tecniche	0,075	0,009	0,000					

4.4 Analisi di robustezza e discussione

Come detto nella *Sezione 4.2*, le covariate hanno un'importanza cruciale nel rendere credibile l'interpretazione in senso causale dell'effetto del bonus. Quelle inserite nei due modelli presentati in precedenza offrono una panoramica ampia in relazione alle caratteristiche del lavoratore e del contratto stipulato, ma potrebbero risultare carenti dal lato dell'azienda, che rappresenta una componente essenziale nel determinare l'assegnazione del bonus. Per esempio, nel dataset non sono disponibili informazioni sulla nazionalità del titolare (i datori di lavoro cinesi, per citare un caso, hanno un comportamento in termini assuntivi molto peculiare e non utilizzano praticamente mai le politiche presenti sul territorio), non è noto se si tratti di un'azienda pubblica o meno, né se appartenga a un complesso produttivo con sedi fuori dal Veneto, etc. Al fine di verificare la robustezza dei risultati, si è provato, quindi, a stimare i modelli presentati nella *Sezione 4.3* con l'aggiunta di effetti fissi per azienda, ovvero si è inserito nella specificazione un parametro per ogni azienda nel dataset, 82'538 per il modello con soglia 24 mesi, 24'831 per quello con soglia 36 mesi. Per il primo la quota di varianza dell'errore spiegata dagli effetti fissi è risultata essere pari a 0,18 mentre per il secondo 0,22, entrambi valori non trascurabili. Pur con delle differenze nei valori assoluti dei coefficienti, l'effetto del bonus risulta comunque positivo e significativo per entrambi i modelli e permane anche l'evidenza dell'effetto di spiazzamento.

Il punto debole di questo approccio è che viene sfruttata solo la variabilità interna alle aziende e dunque, di fatto, è come se non venissero considerate tutte le osservazioni relative alle aziende che o non hanno sfruttato la politica ("mai") o l'hanno sfruttata per ogni contratto stipulato ("sempre"). Peraltro, si sono costruiti anche i modelli con effetti casuali

per azienda e le stime dei parametri d'interesse sono risultate più vicine ai modelli pooled rispetto che a quelli ad effetti fissi, il che rappresenta un altro punto in favore dell'approccio presentato nella sezione precedente.

Come ulteriore verifica dei risultati, si è provato a stratificare il modello per modalità di accesso al rapporto stabile, vista l'evidente differenza riscontrata in fase descrittiva tra nuove assunzioni e trasformazioni in termini di tassi di sopravvivenza. Sia per la soglia a 24 mesi che per quella a 36 mesi è risultato un effetto dell'esonero positivo e un po' più forte che nel modello non stratificato per i nuovi assunti, mentre è risultato non significativo a livello 0,05 per le trasformazioni; per quanto riguarda l'effetto di spiazzamento non vi sono differenze con quanto commentato nella *Sezione 4.3*.

Questo capitolo mirava a studiare la qualità dei lavori trovati da chi ha usufruito del bonus assunzioni in relazione alla loro durata effettiva, considerato che vi erano degli elementi che portavano a ipotizzare tassi di sopravvivenza inferiori per i contratti esonerati. L'approccio utilizzato, con la definizione di due campioni e due modelli diversi, è stato dettato dalla mancanza di un orizzonte osservazionale sufficientemente ampio per cogliere completamente la dinamica oltre i 3 anni, quando cioè il bonus non viene più erogato. I risultati ottenuti, pur esistendo delle differenze tra i vari metodi provati, portano univocamente a rifiutare l'ipotesi di effetto negativo dell'esonero sulla probabilità di sopravvivenza oltre i 2 e i 3 anni ed evidenziano un effetto spiazzamento per i contratti non decontribuiti.

Quando si avranno a disposizione i dati aggiornati al 2019, sarà opportuno ripetere le analisi svolte in questo capitolo al fine di verificare i

risultati trovati per il superamento dei 3 anni di durata con il campione completo dei contratti esonerati.

5. Le aziende e il bonus assunzioni

Nei capitoli 2 e 3 si è analizzato il bonus assunzioni in relazione ai lavoratori, osservando un effetto positivo sull'aumento della probabilità di ottenere una posizione stabile. Tuttavia, per spiegare completamente la ripresa del mercato del lavoro e il ruolo che ha avuto in ciò l'esonero contributivo è necessario considerare il punto di vista delle aziende e porsi delle domande altrettanto importanti: come sono distribuiti nel panorama delle imprese i 63'000 nuovi posti di lavoro stabili creati nel 2015 (*Figura 5*)? Quante aziende hanno utilizzato la politica e in che modo? Quelle che ne hanno usufruito avrebbero fatto le stesse scelte in termini di assunzioni anche senza l'esonero? Le altre perché hanno scelto di non sfruttarlo? Ci sono differenze nelle performance sul mercato del lavoro tra le imprese che hanno usufruito del bonus e le altre? In questo capitolo si cercherà di dare risposta ad almeno alcune di queste domande e presentare spunti per approfondire le altre in vista di futuri lavori di ricerca.

5.1 Il dataset

5.1.1 Forma "wide"

A partire dal dataset completo descritto nella *Sezione 1.4* se ne è costruito uno con l'azienda come unità statistica, includendo esclusivamente quelle rimaste in attività dal 2012 al 2017 (cioè con almeno un dipendente sotto contratto per ogni anno), in modo da cogliere la dinamica nell'intero intervallo di tempo. In totale si tratta di 165'948 aziende

(contro le 232'690 presenti nel dataset completo; nella *Sezione 5.2* si discutono brevemente le caratteristiche di quelle escluse). Per ciascuna di esse sono state registrate le seguenti variabili:

- numero di assunzioni a tempo indeterminato per ogni anno (nuove assunzioni e trasformazioni)
- numero di assunzioni di tipo precario per ogni anno (tempo determinato e apprendistato)
- numero di assunzioni esonerate nel 2015
- numero di assunzioni a tempo indeterminato non esonerate di lavoratori eligibili nel 2015
- numero di assunzioni a tempo indeterminato di lavoratori non eligibili nel 2015
- numero di cessazioni stabili per ogni anno
- creazione netta di lavoro stabile per ogni anno
- turnover complessivo per ogni anno
- settore d'attività economica (agricoltura, industria, servizi)
- numero di dipendenti sotto contratto al 31-12-2014

Questo dataset è stato utilizzato per costruire le analisi svolte nella *Sezione 5.2*, mentre per la fase di modellazione lo si è modificato come illustrato nella sottosezione seguente.

5.1.2 Forma “long”

L'unità statistica considerata è la coppia azienda-anno, considerando solamente gli anni 2014 e 2015, per un totale di 331'896 osservazioni (165'948 x 2). Le variabili osservate sono le stesse, con la differenza che per gli indicatori di prestazione nel mercato del lavoro (numero di assunzioni a tempo indeterminato, creazione netta di lavoro stabile, etc) vi è una sola colonna ciascuno, non una per ogni anno come nel dataset “wide”, e, in aggiunta, vi è una variabile anno, che identifica appunto l'anno di osservazione.

5.2 Le aziende e il bonus assunzioni: quali l'hanno usato e come

In questa sezione si affronteranno i primi quesiti formulati a inizio capitolo, ovvero l'identificazione delle aziende che hanno contribuito attivamente alla dinamica positiva del mercato del lavoro stabile nel 2015 e, tra queste, di quali hanno sfruttato il bonus e in secondo luogo la descrizione delle modalità con cui queste ultime hanno adottato la politica. Innanzitutto, è importante sottolineare come il dataset utilizzato per le analisi successive non comprenda tutto il panorama dei movimenti avvenuti nel mercato del lavoro dal 2012 al 2017, in quanto, come detto nella sezione precedente, sono state escluse 66'742 aziende, le quali o sono nate dopo il 2012 (18'437) o sono fallite prima della fine del periodo di osservazione (37'588) o entrambe le cose (10'717), ragion per cui i numeri assoluti riportati in seguito non sono la fotografia complessiva del mercato del lavoro in Veneto, ma di una sua parte cospicua. Peraltro, prima di procedere alle analisi, visti gli obiettivi prefissati a inizio capitolo, si è verificato che le aziende escluse non avessero una particolare tendenza all'utilizzo dell'esonero o a creare lavoro rispetto a quelle nel campione e si è osservato in realtà il contrario: solo 4'770 imprese su 66'742 escluse hanno assunto almeno un lavoratore a tempo indeterminato nel 2015, numeri di gran lunga inferiori a quelli che si vedranno in seguito per le aziende nel campione. Per analisi di robustezza, inoltre, si sono ripetute le principali analisi svolte prendendo il campione completo, seppure non sarebbe metodologicamente corretto, e i risultati non hanno mostrato cambiamenti sostanziali, se non una stima decisamente più elevata del numero di aziende immobili sul mercato del lavoro per ogni anno.

Le *Tabelle 19* e *20* mostrano come in Veneto le imprese agricole siano marginali e i servizi siano il settore più presente e come 2 aziende su 3 abbiano meno di 10 dipendenti.

Tabella 19: Distribuzione delle aziende per settore.

Agricoltura	Industria	Servizi
9'400	48'354	108'194

Tabella 20: Distribuzione delle aziende per numero di dipendenti al 31-12-2014.

Meno di 10	Tra 10 e 50	Più di 50
111'993	44'220	9'735

Per cogliere in modo immediato la distinzione delle aziende in relazione al comportamento nel 2015, si è costruita una variabile categoriale, denominata “utilizzo dell’esonero”, con le seguenti modalità:

- nessuna assunzione stabile nel 2015: l’azienda non ha stipulato nessun contratto a tempo indeterminato o trasformazione nel 2015
- controlli: l’azienda ha assunto almeno un lavoratore stabilmente e nessuno dei contratti stipulati è stato esonerato
- trattati: l’azienda ha assunto almeno un lavoratore stabilmente e almeno uno dei contratti stipulati è stato esonerato

Osservandone la distribuzione nella *Tabella 21*, si evince come in totale 60'191 aziende abbiano assunto almeno una persona con contratto stabile nel 2015.

Il gruppo delle inattive è trasversale tra i settori economici e, in particolare, comprende oltre il 90% delle imprese agricole, le quali fanno più ampio uso di contratti stagionali e a tempo determinato rispetto a industria e servizi e in generale stipulano pochi contratti a tempo indeterminato. Per quanto riguarda trattati e controlli, vi è per tutti una

maggioranza di aziende operanti nei servizi, ma con una quota importante di industrie (*Tabella 22*).

Tabella 21: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo del bonus assunzioni.

nessuna assunzione stabile nel 2015	controlli	trattati
105'757	16'665	43'526

Tabella 22: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo del bonus e del settore economico.

	agricoltura	industria	servizi
nessuna assunzione stabile nel 2015	8'575	29'064	68'118
controlli	626	4'882	11'157
trattati	199	14'408	28'919

Tabella 23: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo del bonus e al numero di dipendenti al 31-12-2014.

	meno di 10	tra 10 e 50	più di 50
nessuna assunzione stabile nel 2015	84'222	19'455	2'080
controlli	8'383	6'415	1'867
trattati	19'388	18'350	5'788

Le aziende che non hanno assunto nel 2015 sono principalmente piccole, sotto ai 10 dipendenti, mentre tra le attive la distribuzione rispetto alla dimensione aziendale è abbastanza omogenea, con circa il 50% di aziende sotto ai 10 dipendenti e il 40% concentrato tra 10 e 50 dipendenti (*Tabella 23*).

È evidente che la variabile utilizzo dell'esonero è affetta da endogeneità rispetto al numero di assunzioni stabili nel 2015, in quanto è stata definita a partire da essa. Un confronto in termini di contratti a tempo indeterminato stipulati o di altri indicatori di performance funzione di questi (come il turnover complessivo e la creazione netta di lavoro stabile) risulta quindi strutturalmente distorto, sia tra il primo gruppo e gli altri

due, sia tra anni distinti, in quanto il 2015 ha una tendenza a presentare per costruzione più assunzioni stabili per trattati e controlli rispetto agli altri anni. L'unico confronto possibile, dunque, è quello in termini relativi tra questi ultimi gruppi, in quanto sono stati identificati a parità di condizioni (almeno 1 assunzione stabile nel 2015), ed è infatti su questo che verteranno principalmente le successive analisi.

Eventuali distinzioni dei gruppi di aziende in relazione all'esonero più dettagliate porterebbero ad acuire i problemi di endogeneità. Nella *Tabella 24* vi è un esempio di specificazione alternativa, in cui il gruppo dei trattati viene distinto in aziende che usano solo parzialmente l'esonero ("parziale"), ovvero hanno assunto almeno un lavoratore col bonus e almeno uno senza, e quelle che ne usufruiscono per ogni contratto stipulato. In questo caso, il gruppo parziale presuppone che il numero di assunti stabili nel 2015 sia almeno 2, a differenza di mai (equivalente ai "controlli" della specificazione precedente) e sempre, il che rende non confrontabili rispetto agli indicatori di performance i tre gruppi di interesse.

Tabella 24: Distribuzione delle aziende in relazione all'utilizzo dell'esonero con distinzione tra parziale e totale

nessuna assunzione stabile nel 2015	mai	parziale	sempre
105'757	16'665	13'756	29'770

Questa specificazione dell'utilizzo del bonus da parte delle aziende è stata adottata, invece, nel capitolo precedente, in quanto in quel caso l'outcome di interesse, la sopravvivenza dei contratti, non è legato al numero di assunzioni stabili e dunque i problemi di endogeneità descritti in questa sezione non sussistono.

5.2.1 Evidenze descrittive

Osservando la *Figura 21*, è evidente per i trattati nel 2015 un salto tra il 2014 e il 2015 nel numero di assunzioni stabili medio per azienda, da 1.23 a 3.59, chiaramente più forte rispetto ai controlli, da 1.61 a 2.59.

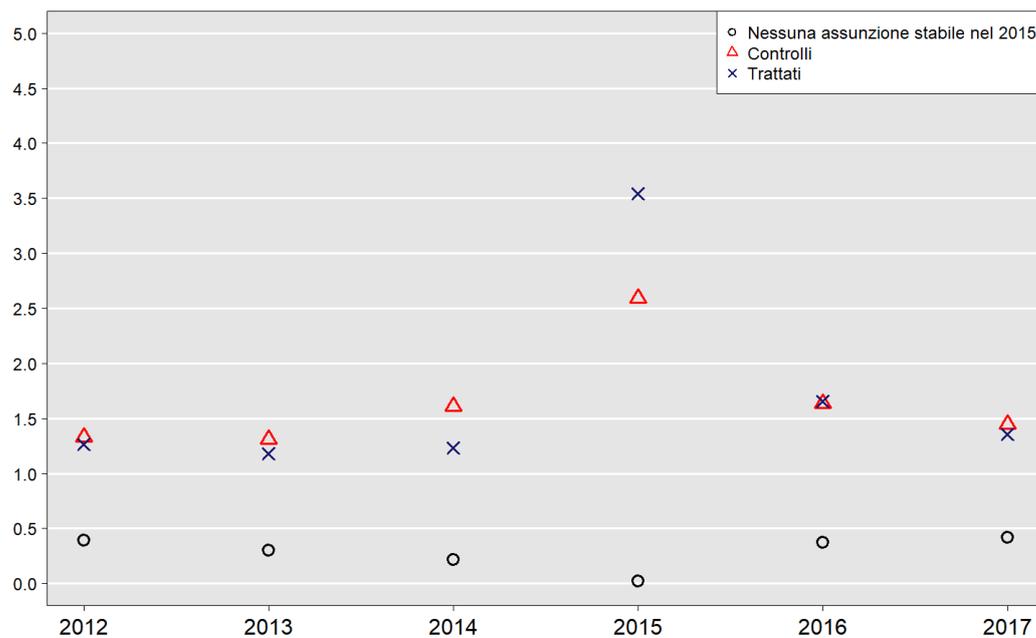


Figura 21: Serie delle assunzioni stabili medie per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.

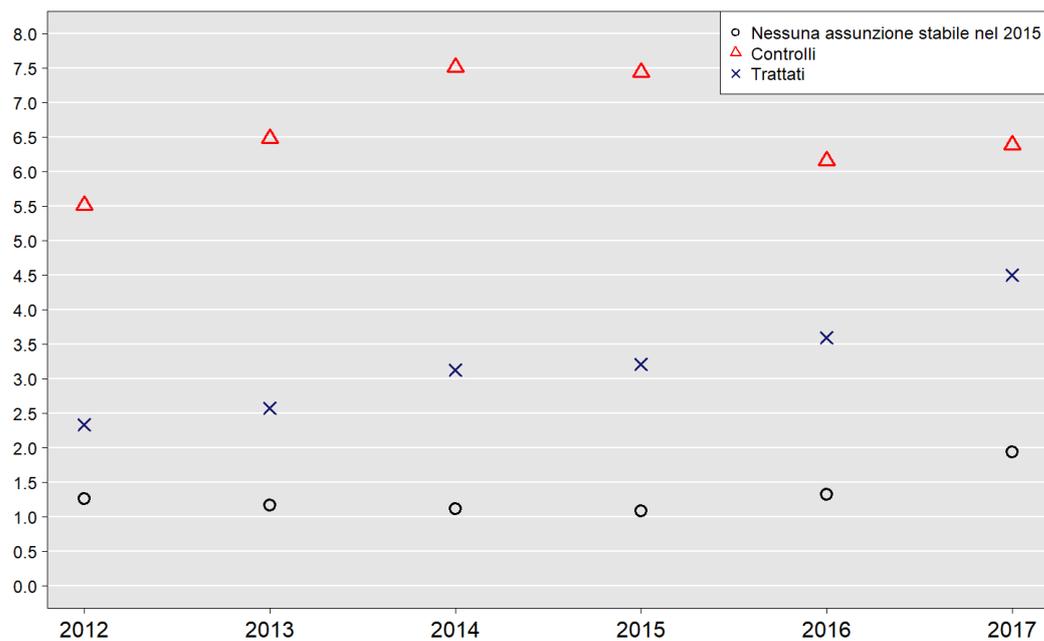


Figura 22: Serie delle assunzioni precarie medie per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.

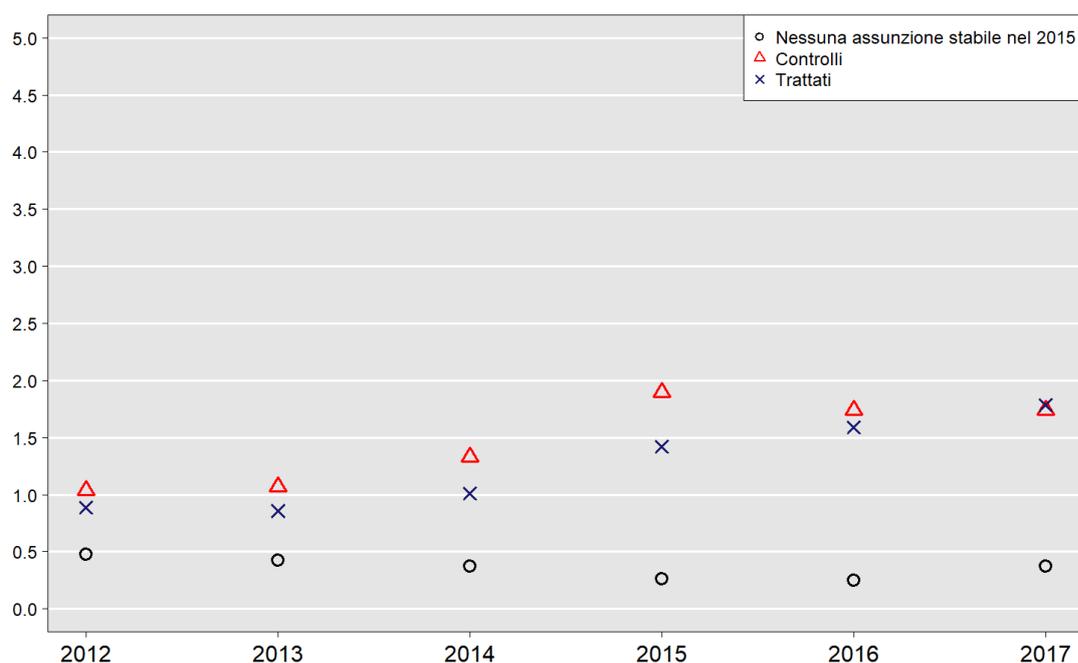


Figura 23: Serie delle cessazioni stabili per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.

Relativamente ai contratti a termine (Figura 22), si nota come i controlli ne facciano un uso decisamente maggiore rispetto ai casi, circa 3-4 in più in media per azienda fino al 2015, con un trend simile fino all'anno del bonus, mentre in seguito la differenza si assottiglia fino a circa 2 in media, con i trattati che ne aumentano l'utilizzo e i controlli che lo diminuiscono.

Per quanto riguarda le cessazioni di contratti stabili medie per azienda (Figura 23), vi è un aumento sia per i trattati che per i controlli tra 2014 e 2015, ma decisamente inferiore rispetto a quello delle assunzioni stabili osservato in Figura 21 e meno consistente per i trattati rispetto ai controlli, anche se di poco.

Dalla Figura 24 si osserva come il turnover complessivo segua essenzialmente l'andamento delle assunzioni a tempo determinato, con i controlli molto più attivi nel mercato del lavoro fino al 2015, mentre negli anni successivi la differenza tenda ad assottigliarsi.

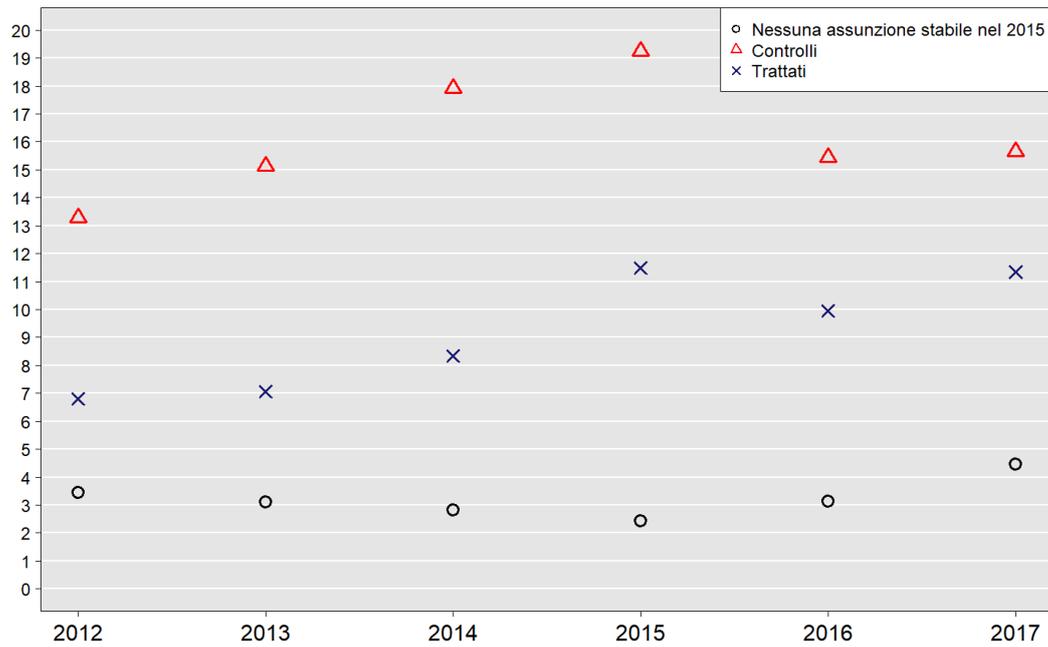


Figura 24: Serie del turnover complessivo medio per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.

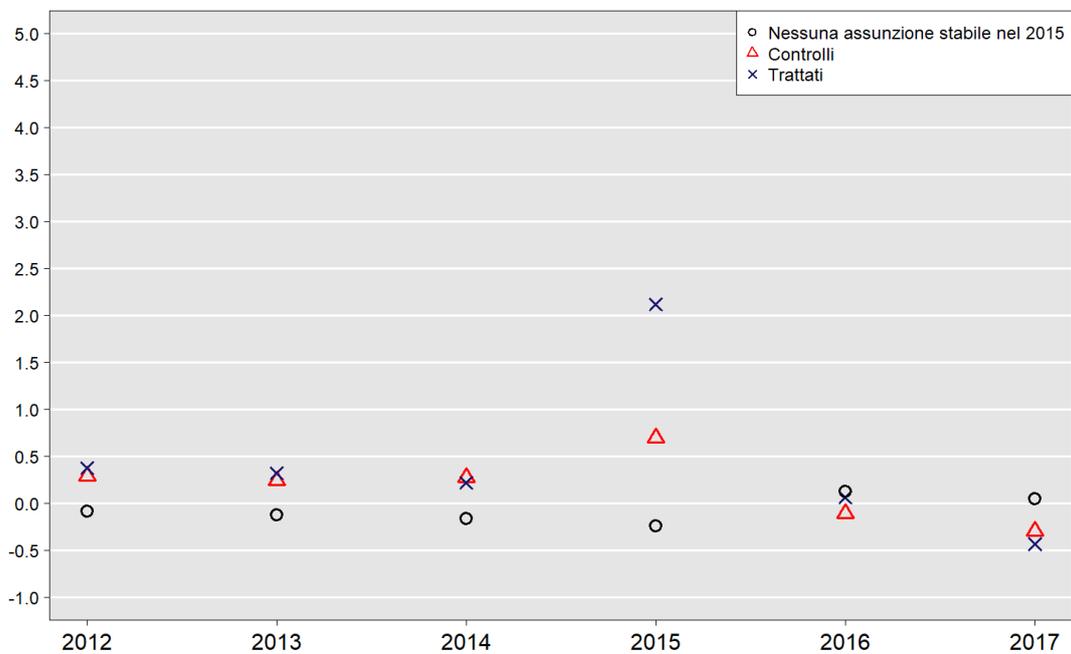


Figura 25: Serie della creazione netta di lavoro stabile media per azienda stratificata per utilizzo dell'esonero.

La creazione netta di lavoro stabile media per azienda (*Figura 25*) tra il 2012 e il 2014 è circa costante per ogni gruppo e molto simile tra trattati e controlli, mentre nel 2015 vi è un aumento importante per questi ultimi, da 0.28 a 0.70, e una vera e propria impennata per le aziende che sfruttano il bonus, da 0.22 a 2.12. Nel post 2015 si è verificato un crollo per entrambi i gruppi, con valori di creazione di lavoro addirittura negativi nel 2017.

Nella *Figure 26* e *27* sono rappresentati i grafici delle assunzioni medie per azienda e della creazione netta di lavoro media in relazione all'utilizzo dell'esonero e alla dimensione aziendale osservata a fine 2014. È evidente come quest'ultima faccia la differenza sui numeri assoluti dei due indicatori di performance, in quanto, in generale, più dipendenti ha l'azienda, più tende ad assumere e a creare nuovo lavoro.

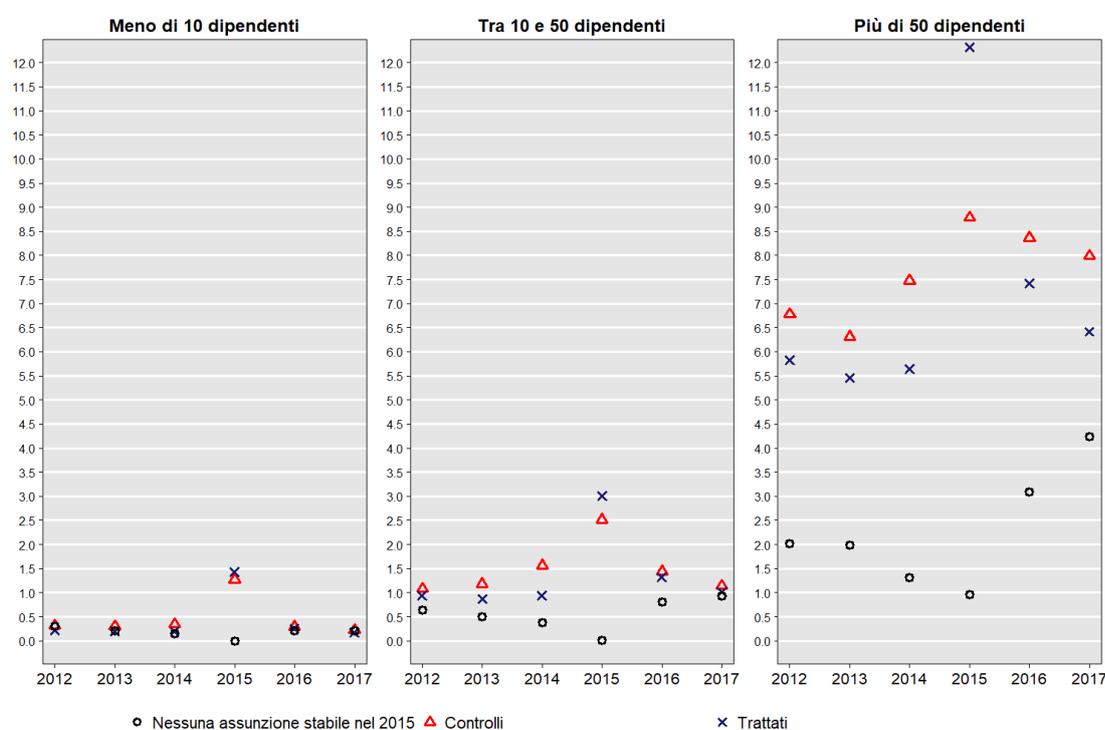


Figura 26: Serie delle assunzioni stabili medie per azienda stratificate per utilizzo del bonus e numero di dipendenti al 31-12-2014.

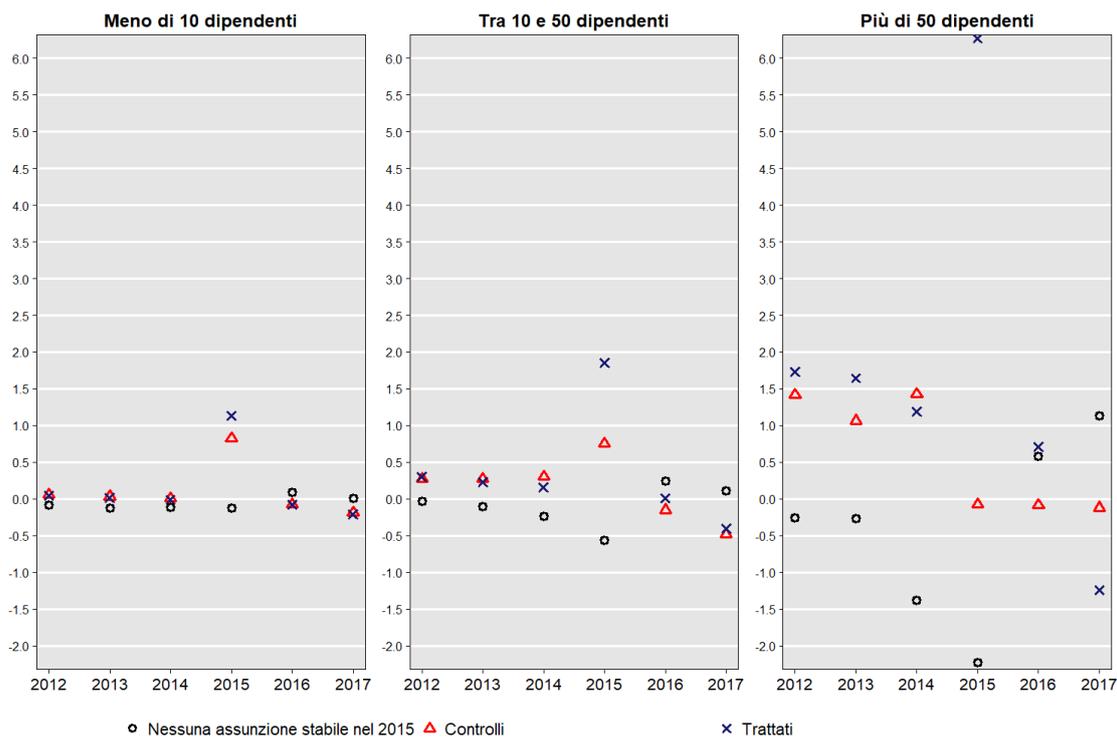


Figura 27: Serie della creazione netta di lavoro stabile media per azienda stratificata per utilizzo del bonus e numero di dipendenti al 31-12-2014.

Analizzando le differenze specifiche tra trattati e controlli tra 2014 e 2015, queste permangono sempre in favore del gruppo che ha sfruttato il bonus, facendosi più evidenti al crescere della dimensione aziendale. Controcorrente il trend per i controlli con oltre 50 dipendenti nel 2015, che registra un calo importante nella creazione di lavoro netta media, frutto di un forte aumento nelle cessazioni, dato che le assunzioni sono comunque cresciute nel 2015 (Figura 26).

5.2.2 Un approccio alternativo: analisi delle sequenze

Al fine di cogliere in modo complessivo il comportamento nel mercato del lavoro delle aziende negli anni di osservazione e descrivere in modo più accurato le aziende in relazione all'utilizzo del bonus, si è adottato uno strumento nato in ambito chimico, per descrivere le sequenze del DNA, ed attualmente molto in uso in demografia e statistica sociale, ovvero l'analisi delle sequenze. È un'alternativa all'analisi di

sopravvivenza, che permette di trattare fenomeni multidimensionali nel tempo (o nello spazio) all'interno di un'unica struttura.

Esso considera come unità statistica la sequenza, ovvero una successione di stati, uno per ogni unità temporale considerata. Nell'ambito della presente trattazione, vi è una sequenza per ogni azienda e ciascuna di esse consta di 6 unità temporali, gli anni dal 2012 al 2017. Le variabili oggetto di studio, o "carriere" come si usa dire nell'ambito dell'analisi delle sequenze, sono:

- Creazione netta di lavoro stabile
- Creazione netta di lavoro precario
- Turnover complessivo

A partire da queste, è stata definita una variabile categoriale, le cui modalità sono gli stati che un'azienda può occupare in ogni unità temporale, descritti in *Tabella 25*.

Tabella 25: Definizione degli stati.

Stato	Creazione netta di lavoro stabile	Creazione netta di lavoro precario	Turnover complessivo
<i>Immibile</i>	0	0	0
<i>Sostituzione</i>	0	0	Maggiore di 0
<i>Creazione precario</i>	0	Maggiore di 0	Maggiore di 0
<i>Distruzione precario</i>	0	Minore di 0	Maggiore di 0
<i>Distruzione stabile</i>	Minore di 0	0	Maggiore di 0
<i>Distruzione stabile, creazione precario</i>	Minore di 0	Maggiore di 0	Maggiore di 0
<i>Distruzione stabile e precario</i>	Minore di 0	Minore di 0	Maggiore di 0
<i>Creazione stabile</i>	Maggiore di 0	0	Maggiore di 0
<i>Creazione stabile e precario</i>	Maggiore di 0	Maggiore di 0	Maggiore di 0
<i>Creazione stabile, distruzione precario</i>	Maggiore di 0	Minore di 0	Maggiore di 0

La *Figura 28* mostra una panoramica complessiva del comportamento delle aziende nei 6 anni di osservazione: fino al 2014 circa il 50% di esse è rimasta immobile, senza né assumere né licenziare con qualsiasi tipo

di contratto, circa il 20% si muove solo nel mercato del lavoro precario mentre meno del 20% crea lavoro stabile. È evidente il cambio di marcia nel 2015, con un aumento di imprese che generano lavoro, il 28%, a discapito soprattutto di quelle immobili, la cui quota si è abbassata al 42% e in parte di quelle che creano lavoro precario. Negli anni successivi la quota di aziende attive nella creazione di lavoro stabile ritorna più vicina agli anni pre 2015, mentre aumenta sia quella di aziende che “distruggono” posti di lavoro a tempo indeterminato, circa il 20% (negli anni precedenti non superava il 15%) sia quella di imprese che creano lavoro precario.

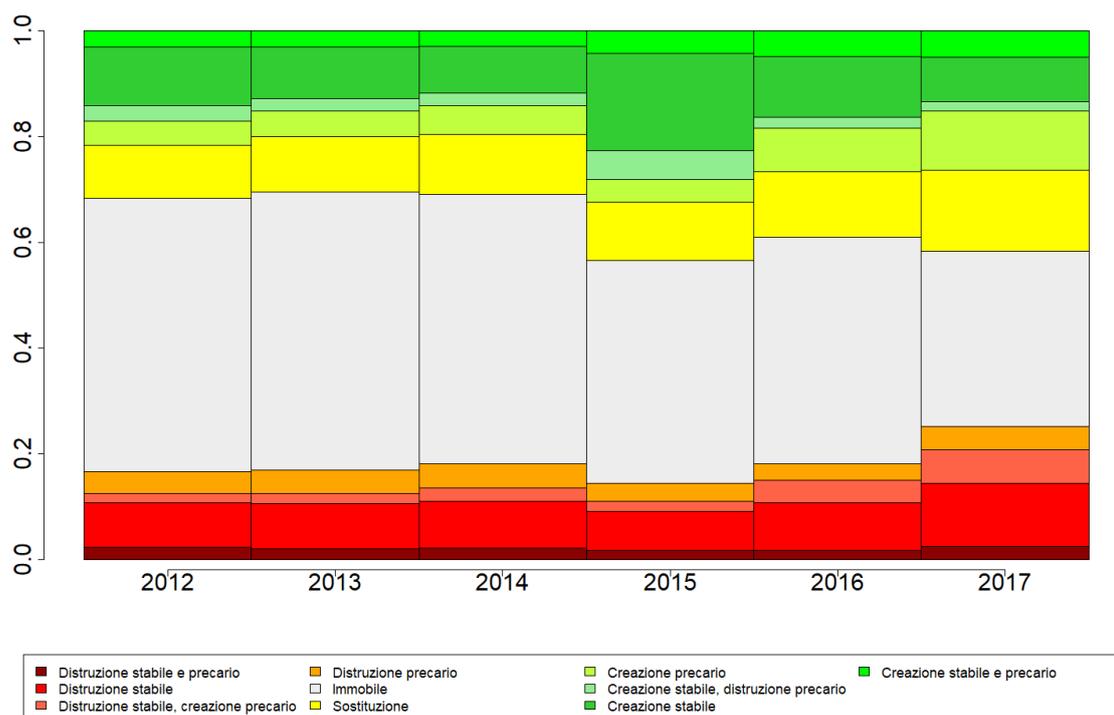


Figura 28: Distribuzione degli stati per anno.

La Figura 29 mostra la distribuzione stratificata per utilizzo dell'esonero: trattati e controlli presentano entrambi un exploit nell'anno dell'esonero per quanto riguarda la creazione di lavoro stabile (anche in

questo caso dovuto in parte ai problemi di endogeneità descritti in precedenza), ma in misura maggiore per le aziende che sfruttano il bonus, l'81% delle quali attivo nella creazione di lavoro stabile, contro il 64% dei controlli, che nel 2015 hanno una quota comunque non trascurabile e, anzi, paragonabile a quella degli anni precedenti di aziende che distruggono lavoro stabile, oltre che una percentuale maggiore di imprese che non creano né distruggono lavoro.

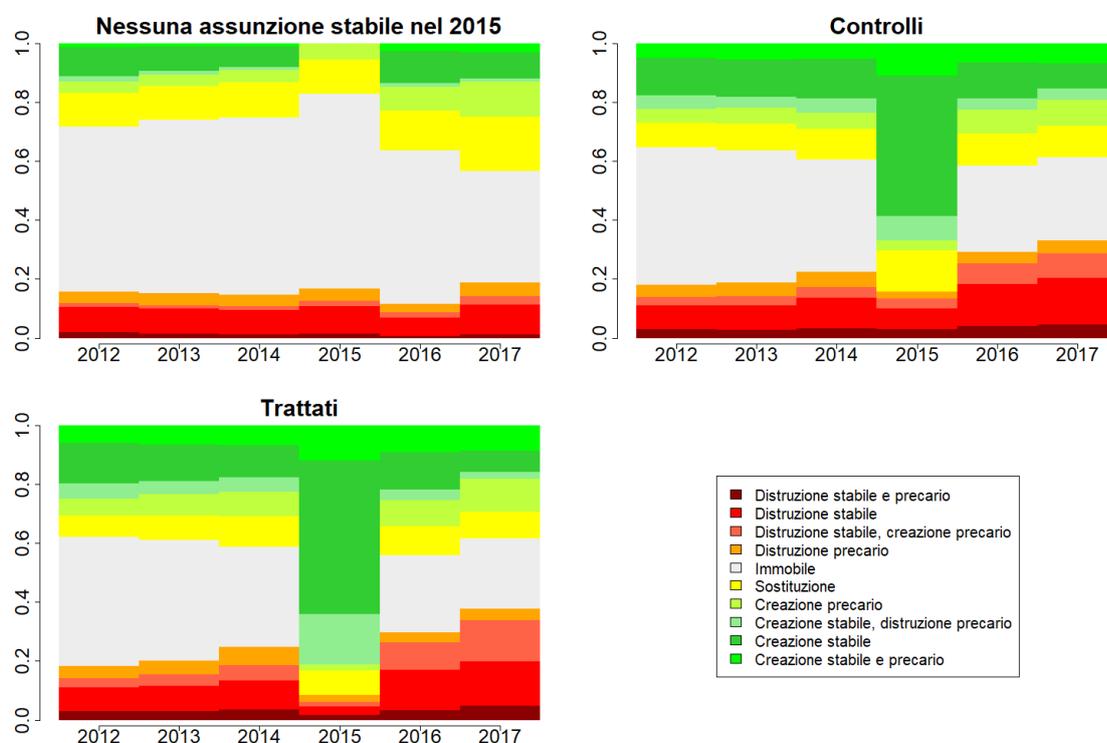


Figura 29: Distribuzione degli stati per anno stratificata per utilizzo dell'esonero.

I due grafici presentati, pur fornendo un punto di vista interessante sull'argomento oggetto di studio, rispondono solo in parte agli obiettivi inizialmente postisi nell'adottare l'analisi delle sequenze. L'idea, infatti, era di sfruttare la struttura sequenziale nel tempo per discriminare trattati e controlli in relazione a come si sono mossi nel mercato del lavoro

negli anni precedenti e successivi all'esonero. A tal fine, si sono costruiti diversi grafici stratificati e si è provato ad effettuare una cluster analysis, ma i risultati non sono chiari, ragion per cui si è preferito lasciare ulteriori analisi di tipo longitudinale più raffinate a futuri approfondimenti.

5.3 Diff-in-diff

Dopo aver individuato trattati e controlli in relazione al bonus assunzioni e averne descritto il comportamento nel mercato del lavoro, rimane da trattare una dei temi fondamentali descritti a inizio capitolo: l'effetto della politica sulle performance delle aziende in termini di assunzioni e creazione di lavoro di tipo stabile. Per fare ciò, si è utilizzato un approccio diff-in-diff, utilizzato in ambito econometrico per cogliere l'effetto causale di un trattamento quando esso varia nel tempo a un livello più aggregato dell'unità statistica (Angrist and Pischke, 2015). Nel presente caso, tale livello è rappresentato dai due gruppi definiti in precedenza in relazione all'esonero, chiamati appunto, in modo evocativo, trattati e controlli.

L'assunzione chiave è che gli outcome potenziali (assunzioni stabili e creazione netta di lavoro stabile medie per azienda) in assenza di trattamento siano determinati da una struttura additiva:

$$E[Y_{0ist} | s, t] = \gamma_s + \lambda_t$$

con Y_{0ist} outcome potenziale dell'unità i in assenza di trattamento, appartenente al gruppo $S=s$ al tempo $T=t$, γ_s effetto specifico del gruppo $S=s$ e λ_t effetto del tempo comune tra i gruppi. Ciò significa assumere che i trend in Y sarebbero gli stessi tra i gruppi in assenza di trattamento. Quest'ultimo, rappresentato dal bonus, induce dunque una deviazione dal trend, data da:

$$\beta = E[Y_{1ist} - Y_{0ist} | s, t]$$

Tale assunzione nel caso oggetto di studio è supportata dalle evidenze empiriche, in quanto i trend in relazione ad assunzioni stabili e creazione netta di lavoro stabile, prima del 2015, non sono dissimili nei due gruppi, come già evidenziato in precedenza (*Figure 27 e 31*).

In termini di modello di regressione, quanto detto si traduce nella seguente specificazione:

$$Y_{ist} = \alpha + \gamma S_s + \lambda T_t + \beta[S_s T_t] + \varepsilon_{ist}$$

con β parametro d'interesse.

Nel presente caso, il dataset utilizzato è quello descritto in *Sezione 5.1.2*, con t che può assumere valori 2014 e 2015 e S corrispondente alla variabile utilizzo dell'esonero. Si sono considerate le sole osservazioni relative a trattati e controlli, escludendo il gruppo di aziende che non ha stipulato nessun contratto stabile nel 2015, in quanto non confrontabile con gli altri per i motivi illustrati nella *Sezione 5.2*.

In *Figura 30* è rappresentata la logica di stima diff-in-diff per le assunzioni medie a tempo indeterminato: in giallo è rappresentato il trend controfattuale, ovvero l'andamento che avrebbe l'outcome d'interesse per i trattati in caso non fosse stato erogato il bonus sotto l'assunzione di trend comune tra trattati e controlli in assenza di trattamento.

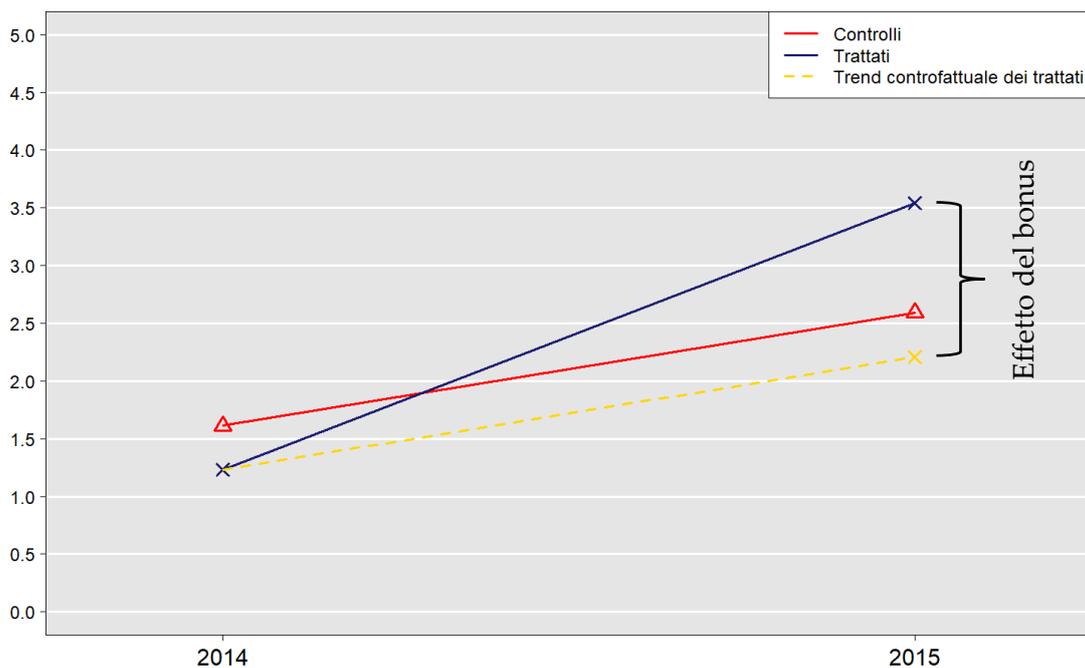


Figura 30: Spiegazione grafica della stima diff-in-diff per le assunzioni a tempo indeterminato.

L'effetto del bonus è dato dalla differenza tra il numero di assunzioni medie osservato per i trattati nel 2015 e il corrispondente controfattuale (la croce gialla in Figura 30). La logica per la determinazione dell'effetto per la creazione netta di lavoro stabile è la medesima.

Al fine di controllare per alcune caratteristiche dell'azienda, sono state inserite nella specificazione della regressione come covariate la dimensione e il settore economico. La prima, come visto nelle analisi preliminari, determina delle differenze non trascurabili in termini di numeri assoluti per i due outcome d'interesse e dunque, per cogliere tali peculiarità e verificare se comportino modifiche anche sugli effetti della politica, si è costruito un modello analogo a quello descritto in precedenza, ma stratificando per la dimensione aziendale.

5.4 Risultati

Osservando il modello stimato in *Tabella 26*, emerge in primis come il parametro d'interesse per entrambi i modelli, ovvero l'interazione tra uso dell'esonero e anno, sia positivo e significativo, evidenza a favore dell'effetto causale del bonus, pari a 1,33 assunzioni a tempo indeterminato e 1,48 posti di lavoro stabili creati nel 2015 in più per le aziende che hanno sfruttato la politica rispetto alle altre, al netto del trend comune e dell'effetto specifico per gruppo. L'aumento più consistente della creazione netta di lavoro dipende dal trend delle cessazioni, il quale, come si è visto nelle analisi preliminari, è sì crescente per i trattati, ma con una pendenza inferiore rispetto a quello relativo ai controlli (*Figura 23*).

Tabella 26: Stima dei modelli lineari con risposta rispettivamente il numero di assunzioni stabili (a sinistra in arancione) e la creazione netta di lavoro stabile (in verde a destra).

	Coef.	S.E.	P> t	Coef.	S.E.	P> t
Uso dell'esonero (rif: controlli)						
trattati	-0,622	0,064	0,000	-0,124	0,053	0,019
Anno (rif: 2014)						
2015	0,980	0,077	0,000	0,416	0,063	0,000
Uso dell'esonero * Anno						
trattati - 2015	1,331	0,090	0,000	1,482	0,075	0,000
Dimensione (rif: meno di 10 dipendenti)						
Tra 10 e 50	1,214	0,044	0,000	0,355	0,036	0,000
Più di 50	7,987	0,064	0,000	2,443	0,053	0,000
Settore (rif: agricoltura)						
Industria	0,868	0,178	0,000	0,004	0,147	0,977
Servizi	1,185	0,176	0,000	0,149	0,145	0,305
costante	-0,797	0,179	0,000	-0,231	0,148	0,118

L'effetto trend risulta positivo e significativo per entrambi gli outcome, seppure, come ampiamente discusso in precedenza, questo dipenda almeno parzialmente dai problemi di endogeneità legati alla definizione

della variabile di trattamento. Mentre l'effetto specifico per gruppo offre indicazioni più interessanti, con i trattati che assumono a tempo indeterminato meno rispetto ai controlli nel 2014 e, anche se al limite della significatività, tendono a creare meno posti di lavoro stabile nello stesso anno, a conferma di quanto visto nelle analisi preliminari.

Mentre il settore economico non sembra risultare variabile particolarmente discriminante, specie per la creazione di lavoro stabile, i coefficienti relativi alla dimensione aziendale ne confermano l'importanza nel determinare l'effettiva mole degli outcome d'interesse, con grandi differenze specialmente per le aziende sopra i 50 dipendenti.

Differenze che, come si vede nella stima dei modelli stratificati in *Tabella 27*, impattano anche sugli effetti del bonus, che rimangono positivi e significativi (solo a livello 0,05 per le aziende con meno di 10 dipendenti) per entrambi gli outcome, ma in valore assoluto presentano differenze non trascurabili: per le aziende più piccole la politica comporta un aumento di 0,31 assunzioni e 0,32 posti di lavoro creati, al netto di effetto di trend e di gruppo, mentre tra i 10 e i 50 dipendenti gli effetti risultano rispettivamente di 1,12 e 1,25 e per le aziende con più dipendenti 5,38 e 6,58. Relativamente a quest'ultimo gruppo, risultano standard error più elevati a causa dell'esigua numerosità campionaria (*Tabella 20*), ma l'effetto è talmente forte da rimanere comunque significativo.

Coerentemente con quanto osservato in *Figura 27*, risulta un effetto di trend significativamente negativo per la creazione di lavoro netta per le aziende più grandi, mentre per il resto esso non si discosta troppo da quanto già osservato nel modello non stratificato, così come l'effetto specifico per i trattati rispetto ai controlli, che è negativo per le assunzioni a tempo indeterminato e al limite della significatività per la creazione di lavoro, addirittura non significativo per le aziende più grandi.

Tabella 27: Stima dei modelli lineari con risposta rispettivamente il numero di assunzioni stabili (a sinistra in arancione) e la creazione netta di lavoro stabile (in verde a destra) stratificati per numero dipendenti al 31-12-2014.

MENO DI 10 DIPENDENTI						
	Coef.	S.E.	P> t	Coef.	S.E.	P> t
Uso esonero (rif: controlli)						
trattati	-0,155	0,010	0,000	-0,018	0,011	0,098
Anno (rif: 2014)						
2015	0,928	0,012	0,000	0,820	0,013	0,000
Uso esonero * Anno						
trattati - 2015	0,306	0,014	0,000	0,323	0,015	0,000
Settore (rif: agricoltura)						
Industria	0,141	0,029	0,000	-0,004	0,031	0,889
Servizi	0,030	0,029	0,292	-0,012	0,031	0,701
costante	0,289	0,029	0,000	0,017	0,031	0,595
TRA 10 E 50 DIPENDENTI						
	Coef.	S.E.	P> t	Coef.	S.E.	P> t
Uso esonero (rif: controlli)						
trattati	-0,655	0,038	0,000	-0,149	0,036	0,000
Anno (rif: 2014)						
2015	0,954	0,046	0,000	0,447	0,043	0,000
Uso esonero * Anno						
trattati - 2015	1,117	0,054	0,000	1,246	0,050	0,000
Settore (rif: agricoltura)						
Industria	0,832	0,100	0,000	0,099	0,094	0,293
Servizi	0,711	0,099	0,000	0,082	0,094	0,379
costante	0,835	0,100	0,000	0,219	0,094	0,020
OLTRE 50 DIPENDENTI						
	Coef.	S.E.	P> t	Coef.	S.E.	P> t
Uso esonero (rif: controlli)						
trattati	-1,229	0,510	0,016	0,152	0,417	0,716
Anno (rif: 2014)						
2015	1,307	0,618	0,034	-1,504	0,505	0,003
Uso esonero * Anno						
trattati - 2015	5,376	0,710	0,000	6,581	0,580	0,000
Settore (rif: agricoltura)						
Industria	3,324	1,364	0,015	-0,804	1,114	0,470
Servizi	6,733	1,343	0,000	0,916	1,097	0,404
costante	1,550	1,362	0,255	0,823	1,112	0,459

In generale, è da sottolineare che gli effetti di trend e di gruppo non variano tanto quanto quello della politica tra i gruppi, il che evidenzia come le differenze tra aziende in relazione al numero di dipendenti non siano in generale così importanti in termini di comportamento nel mercato del lavoro di tipo stabile, ma sono acuite dall'introduzione della politica.

5.5 Analisi di robustezza e discussione

Al fine di stimare meglio il trend e verificare l'assunzione che sia comune tra controlli e trattati, si è stimato un modello diff-in-diff analogo al precedente, ma con l'inclusione anche degli anni 2012 e 2013. L'effetto del bonus stimato per i due outcome d'interesse è risultato sostanzialmente equivalente, con differenze minime anche per i modelli stratificati per numero di dipendenti. L'ipotesi di trend comune tra i due gruppi è accettata a livello 0,05 per entrambi i modelli non stratificati, mentre risulta non verificata relativamente sia alle assunzioni stabili che alla creazione di lavoro per le sole aziende di dimensione intermedia. Inoltre, per analisi di robustezza e come approfondimento, si è specificato un modello diff-in-diff che stimasse gli effetti sui livelli di occupazione per azienda anziché sui flussi. I risultati sostanziali non cambiano, con l'effetto del bonus per il 2015 di un incremento medio per azienda di circa 1,5 dipendenti, il quale permane nei due anni successivi. Ciò conferma la bontà del metodo e permette un'ulteriore considerazione, da approfondire in future ricerche: non solo i lavoratori assunti con l'esonero conservano il loro posto di lavoro, come mostrato nel capitolo precedente, ma in media si mantiene l'aumento di personale, quindi non c'è evidenza di un effetto sostituzione a medio termine.

L'analisi del bonus assunzioni dal punto di vista dell'azienda presenta delle difficoltà concettuali non banali. In particolare, come sottolineato nella *Sezione 1.3*, il fatto che le imprese abbiano la facoltà di adottare o meno la politica comporta i problemi di endogeneità nella variabile di trattamento che si sono ampiamente descritti in precedenza. Ciò nonostante, in questo capitolo si sono portate alcune evidenze forti per affrontare i quesiti sollevati all'inizio:

- oltre il 70% delle aziende che hanno assunto con contratti a tempo indeterminato nel 2015 hanno usufruito almeno parzialmente della politica;
- la composizione dei due gruppi, trattati e controlli, è confrontabile in termini di numero di dipendenti e settore economico, mentre risulta che i controlli sfruttino molto di più i contratti di tipo precario, anche nel 2015, e in generale siano più mobili nel mercato del lavoro;
- il bonus ha avuto un effetto positivo sulla creazione di lavoro stabile, pari a 1,5 posti di lavoro creati in media, effetto che però cresce notevolmente in relazione alla dimensione aziendale.

Chiaramente, per vari motivi alcune tematiche sono rimaste inesplorate in questa tesi di laurea, per esempio l'analisi dei motivi che hanno spinto 16'000 aziende a non sfruttare in alcun modo degli incentivi molto generosi e 13'000 ad utilizzarli solo parzialmente (*Tabella 24*). In questo senso, la *Tabella 28* riporta una classificazione ancora più dettagliata dei comportamenti aziendali in relazione all'esonero rispetto a quella descritta nella *Tabella 24*, con i gruppi "mai" e "parziale" che sono distinti in base a quando le assunzioni senza esonero risultano obbligate, a causa dell'impossibilità di usufruire del bonus per la non eligibilità del lavoratore, o risultano una scelta precisa, quando cioè il

lavoratore assunto è eligibile per gli incentivi. Sarebbe lecito attendersi che la maggior parte di “mai” e “parziale” rientrino nella prima categoria, invece risulta il contrario, con un totale di oltre 24'000 aziende che hanno deciso, in almeno un caso, di non sfruttare l’esonero nonostante il lavoratore avesse i requisiti legali per ottenerlo.

Tabella 28: Distribuzione delle aziende per utilizzo del bonus ed eligibilità dei lavoratori.

nessuna assunzione stabile nel 2015	mai obbligato	mai per scelta	parziale obbligato	parziale per scelta	sempre
105'757	3'204	13'461	2'823	10'933	29'770

Le possibili spiegazioni di un tale comportamento, apparentemente insensato, sono molteplici: potrebbe trattarsi in parte di datori di lavoro cinesi, i quali è noto che tendano a non sfruttare mai alcun tipo di incentivo (dunque si tratterebbe di un comportamento generalizzato, non imputabile alla politica specifica) o potrebbe essere che, per qualche motivo, siano le aziende a non essere idonee per il bonus o, ancora, potrebbero esserci degli altri incentivi erogati in contemporanea, legati magari a un determinato settore economico o a una determinata area amministrativa, non cumulabili col bonus del 2015. Infine, la condizione di eligibilità utilizzata in questa tesi potrebbe non essere sufficiente per cogliere motivi oggettivi per cui un lavoratore non possa usufruire del bonus. Si tratta, in ogni caso, di un argomento di studio importante, che sarebbe bene approfondire in ricerche future.

Conclusioni

L'obiettivo della presente tesi di laurea non era quello di dare una risposta oggettiva e inderogabile sulla bontà del bonus assunzioni, bensì, attraverso l'utilizzo di un dataset complesso con una struttura multilevel, di analizzarne l'effetto su molteplici aspetti del mercato del lavoro, portando una serie di evidenze empiriche basate su metodi statistici affidabili e facilmente interpretabili. Tutto ciò si è concretizzato in cinque capitoli tra loro molto eterogenei, che hanno fornito un quadro ampio di quello che ha rappresentato la politica in esame per il mercato del lavoro italiano post crisi del 2008.

Nel Capitolo 1 si è appurato come nel 2015 ci sia stata un'effettiva ripresa, evidenziata in particolare dal dato sulla creazione netta di lavoro stabile, 63'000 nuovi posti creati contro i numeri in negativo degli anni precedenti e successivi (*Figura 5*).

Nel Capitolo 2 si è evidenziato l'effetto positivo del bonus sulla probabilità di accesso a posizioni di lavoro stabili da parte dei lavoratori, in particolare quelli che avevano sperimentato in precedenza la cessazione di un contratto a tempo indeterminato, osservandoli dalla fine del precedente rapporto fino all'evento di nuovo rapporto stabile o alla censura a marzo 2018. A tale scopo, si è stimato modello esponenziale a tratti, con funzione di rischio baseline variabile in relazione all'anno di calendario. Esso ha evidenziato un salto significativo nel rischio di esperire l'evento a sei mesi dalla conclusione del precedente rapporto stabile solo per il 2015 e il 2016, soglia oltre la quale il lavoratore risulta eligibile

per il bonus, e una probabilità di trovare un nuovo lavoro a tempo indeterminato più elevata per il 2015 rispetto agli altri anni per ogni periodo di osservazione oltre i sei mesi (*Tabella 5 e Figura 7*). Peraltro, a conferma dell'interpretabilità in senso causale di tali evidenze, si è osservato che i salti a 6 mesi nel rischio per il 2015 e il 2016 scompaiono considerando solo le assunzioni non esonerate (*Tabella 6 e Figura 8*).

Il Capitolo 3 ha portato ulteriori evidenze a completamento del quadro descritto nel secondo capitolo, concentrando l'analisi sull'evento trasformazione, studiato in relazione all'altro esito possibile di un contratto a tempo determinato, la cessazione, con un modello esponenziale a tratti a rischi competitivi. La popolazione considerata è più ampia rispetto a quella studiata nel Capitolo 2 e comprende gran parte dei lavoratori più giovani esclusi in quest'ultimo. I risultati raccontano di un aumento della probabilità di trasformazione evidenziato nel 2015, in particolare negli ultimi mesi dell'anno, e di un effetto annuncio, con un calo importante nel rischio di esperire la stabilizzazione del contratto a tempo determinato a fine 2014 (*Table 11 e 12 e Figure 14, 15 e 16*). Il tema delle trasformazioni contrattuali andrebbe ulteriormente approfondito in futuri studi di ricerca, considerando le cosiddette "catene di contratti", ovvero studiando l'evento trasformazione in relazione non tanto alla durata del singolo contratto stipulato, come fatto in questa sede, ma alla durata complessiva del rapporto tra medesima azienda e medesimo lavoratore, in quanto, per legge, è stabilito che il rapporto di lavoro a tempo determinato possa durare al massimo 36 mesi, da calcolarsi in modo cumulativo in presenza di più contratti stipulati, anche se intervallati da interruzioni. Da una tale analisi ci si aspetta che i risultati sostanziali sull'effetto dell'esonero non cambino, ma vi siano delle differenze in termini di funzione di rischio baseline stimata.

Il bonus ha avuto un effetto positivo anche sulla qualità dei rapporti di lavoro, contrariamente alle attese. Infatti, come mostrato nel Capitolo 4, risulta che i contratti esonerati abbiano una maggiore probabilità di sopravvivenza oltre i 24 e i 36 mesi rispetto a quelli analoghi dell'anno precedente, mentre si è osservato un effetto spiazzamento per i contratti che non hanno usufruito del bonus, in particolare quelli che coinvolgono lavoratori eligibili (*Tabelle 17 e 18*). Per la soglia 36 mesi si sono potuti utilizzare i soli contratti stipulati a gennaio e febbraio, in quanto il periodo di osservazione dei dati a disposizione arriva fino a marzo 2018, ragion per cui sarà necessario ripetere le analisi svolte non appena saranno disponibili i dati aggiornati a gennaio 2019, quando cioè si avranno informazioni sulla sopravvivenza a 3 anni di tutti i contratti stipulati nel 2015.

Infine, nel Capitolo 5 si è analizzato il bonus dal punto di vista delle imprese, osservando come oltre il 70% di quelle attive in termini di assunzioni a tempo indeterminato nel 2015 ne abbia usufruito almeno parzialmente (*Tabella 21*). Per la stima dell'effetto della politica, si è costruito un modello di regressione con logica diff-in-diff. L'effetto è risultato essere di 1,5 posti di lavoro stabile creati, crescente, però, in relazione alla dimensione aziendale (*Tabelle 26 e 27*). I risultati vanno interpretati con cautela, in quanto sono in parte influenzati dai problemi di endogeneità determinati dalla definizione della variabile uso dell'esonero rispetto agli indicatori di performance del mercato del lavoro, ampiamente descritti nella *Sezione 5.2*. Inoltre, permangono alcuni aspetti non sufficientemente sviscerati in questa tesi, come l'analisi dei motivi per i quali oltre 20'000 imprese non hanno sfruttato il bonus avendone teoricamente la possibilità e, in generale, una descrizione più approfondita dei gruppi di aziende individuati in relazione all'esonero, per la

quale nella *Sezione 5.2.2* si è provato a sfruttare l'analisi delle sequenze, senza però arrivare a risultati ben definiti.

In questa tesi di laurea si è scelto di concentrarsi esclusivamente o quasi sul 2015, ma un tema da approfondire in futuro è rappresentato dal bonus 2016, il quale, come detto nella *Sezione 1.2*, è analogo a quello dell'anno prima in termini di regolamentazione, ma differisce nelle cifre e nella durata massima di erogazione, che è di 24 mesi. Ad esempio, nel Capitolo 4 si sarebbe potuto stimare l'effetto di tale bonus sulla sopravvivenza con la stessa metodologia, considerando anche in questo caso solo i contratti stipulati a gennaio e febbraio. O, ancora, si potrebbero studiare le motivazioni per le quali esso non ha avuto lo stesso impatto che ha avuto quello del 2015.

In conclusione, la presente tesi di laurea porta un contributo in termini metodologici alla letteratura in ambito bonus assunzioni, che, come visto nella *Sezione 1.3*, non è particolarmente nutrita. Infatti, molte delle strategie utilizzate sono replicabili, con opportuni accorgimenti, nello studio di esoneri contributivi applicati con altre regolamentazioni o in altri contesti.

Per quanto riguarda invece i risultati sostanziali si può affermare che le evidenze empiriche presentate raccontino di un bonus assunzioni che ha avuto un effetto causale sull'inversione del trend negativo del mercato del lavoro di carattere stabile, dal punto di vista sia dei lavoratori che delle aziende. Per i primi ha determinato una maggiore probabilità di assunzione a tempo indeterminato e tassi di sopravvivenza dei contratti stabili superiori rispetto a quelli osservati nell'anno precedente, mentre per le imprese un incremento di posti di lavoro creati.

Bibliografia

- Anastasia, B., Giraldo, A., Paggiaro, A., 2013. L'effetto degli incentivi alle assunzioni e alle trasformazioni. Prime evidenze per il veneto. *Polit. Econ.* 29, 181–197. <https://doi.org/10.1429/76222>
- Anastasia, B., Bertazzon, L., Gambuzza, M., Maschio, S., Rasera, M., 2016. Tartufi 45 - I contratti di lavoro a tempo indeterminato e gli effetti della decontribuzione sulle dinamiche occupazionali [WWW Document]. URL http://www.venetolavoro.it/tartufi1/-/asset_publisher/HrQcioAQ5hwm/content/tartufi-45-i-contratti-di-lavoro-a-tempo-in-determinato-e-gli-effetti-della-decontribuzione-sulle-dinamiche-occupazionali?redirect=http%3A%2F%2Fwww.venetolavoro.it%2Ftartufi1%3Fp_id%3D101_INSTANCE_HrQcioAQ5hwm%26p_lifecycle%3D0%26p_state%3Dnormal%26p_mode%3Dview%26p_col_id%3Dcolumn-2%26p_col_count%3D1
- Angrist, J.D., Pischke, J.-S., 2015. *Mastering Metrics: The path from cause to effect*. Princeton University Press.
- Berson, C., Ferrari, N., 2015. Financial incentives and labour market duality. *Labour Econ.* 37, 77–92. <https://doi.org/10.1016/J.LABECO.2015.10.001>
- Boeri, T., Garibaldi, P., 2018. Graded Security and Labor Market Mobility Clean Evidence from the Italian Jobs Act. *Work. Pap.* Febbraio 2.
- Brown, A.J.G., Merkl, C., Snower, D.J., 2011. Comparing the effectiveness of employment subsidies. *Labour Econ.* 18, 168–179. <https://doi.org/10.1016/J.LABECO.2010.11.001>
- Catalano, M., Pezzolla, E., 2017. The Italian Labor Market Reform: An Evaluation of the Jobs Act Using the Prometeia DSGE Model. *Ital. Econ. J.* 3, 209–238. <https://doi.org/10.1007/s40797-017-0057-z>
- Cipollone, P., Maria, C. Di, Guelfi, A., 2004. Hiring incentives and labour force participation in Italy. *G. degli Econ. e Ann. di Econ.* 63 (Anno 1, 161–203).
- Cirillo, V., Fana, M., Guarascio, D., 2017. Labour market reforms in Italy: evaluating the effects of the Jobs Act. *Econ. Polit.* 34, 211–232. <https://doi.org/10.1007/s40888-017-0058-2>
- Finkelstein, M., Esaulova, V., 2006. On asymptotic failure rates in bivariate frailty competing risks models.
- Jenkins, S.P., 2005. *Survival Analysis*, Unpublishe. ed, Unpublished manuscript., University of Essex, Colchester, UK.
- Kitao, S., Şahin, A., Song, J., 2011. Hiring subsidies, job creation and job destruction. *Econ. Lett.* 113, 248–251. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2011.08.001>
- Mo Costabella, L., Battiloro, V., 2011. Incentivi o misure di attivazione? Evidenze sull'efficacia di due interventi per contrastare il lavoro precario. *Polit. Econ.* 2, 197–218.

- Sestito, P., Viviano, E., Adamopoulou, E., Bentolila, S., Berson, C., Ciani, E., Ciapanna, E., De Philippis, M., De Blasio, G., Gaiotti, E., Roux, S., Zollino, F., 2016. Hiring incentivised and/or firing cost reduction? Evaluating the impact of the 2015 policies on the Italian labour market.
- Trapeznikova, I., 2017. Employment adjustment and labor utilization. *Int. Econ. Rev.* (Philadelphia). 58, 889–922. <https://doi.org/10.1111/iere.12239>
- Veneto Lavoro, 2008. Misure/7 - Il crinale dei 36 mesi. Quante catene di contratti a tempo determinato tra medesimo lavoratore e medesima azienda superano i 36 mesi di durata? [WWW Document]. URL http://www.venetolavoro.it/misure1/-/asset_publisher/HrQcioAQ5hwm/content/misure-7-il-crinale-dei-36-mesi-quante-catene-di-contratti-a-tempo-determinato-tra-medesimo-lavoratore-e-medesima-azienda-superano-i-36-mesi-di-durata?redirect=http%3A%2F%2Fwww.vene (accessed 10.26.18).
- Veneto Lavoro, 2018. Misure/76 - I rapporti di lavoro esonerati. Tassi di sopravvivenza a 36 mesi [WWW Document]. URL http://www.venetolavoro.it/misure1/-/asset_publisher/HrQcioAQ5hwm/content/misure-76-i-rapporti-di-lavoro-esonerati-tassi-di-sopravvivenza-a-36-mesi?redirect=http%3A%2F%2Fwww.venetolavoro.it%2Fmisure1%3Fp_p_id%3D101_INSTANCE_HrQcioAQ5hwm%26p_p_lifecycle%3D0%26p_p_state%3Dnormal%26p_p_mode%3Dview%26p_p_col_id%3Dcolumn-2%26p_p_col_count%3D1

Ringraziamenti

Questa tesi rappresenta molto per me. L'impegno, la passione e il grande lavoro che mi ci sono voluti per realizzarla. I momenti di esaltazione e quelli di sconforto. La chiusura di un percorso universitario che mi ha arricchito in modo esponenziale.

Per questo sento di voler ringraziare le persone che hanno contribuito a farmi arrivare fin qui, a contemplare questi cinque anni meravigliosi e a guardare al futuro con fiducia.

Il professor Adriano Paggiaro, perché mi ha accompagnato con cortesia, disponibilità e soprattutto passione in questi ormai tre anni di collaborazione, insegnandomi cosa significa fare ricerca di qualità.

Bruno Anastasia, Maurizio Gambuzza, Maurizio Rasera, Francesco Gatti e Stefania Maschio di Veneto Lavoro, per il supporto nell'estrazione dei dati, i preziosi consigli e la simpatia che hanno dimostrato verso il mio lavoro.

I miei ex colleghi della IMP, che mi hanno accompagnato nel mio anno da studente-lavoratore, in particolare: Daniele, il mio ex responsabile, per il supporto che non mi ha mai fatto mancare e per l'affetto sincero che mi ha dimostrato; i ragazzi della Squadra Manutenzione, perché mi hanno regalato delle enormi soddisfazioni; Matteo, perché nei momenti più difficili mi ha dato i migliori consigli che potessi ricevere; Sara, perché il suo folle amore per la vita ha finito col contagiarmi.

Cristian, Enrico e Lorenzo. Laurearsi è un bel traguardo ma farlo avendo condiviso il percorso con voi è qualcosa che mi porterò dentro per sempre, grazie ragazzi!

Erik, perché c'è sempre e mi bastano pochi minuti in sua compagnia per ritrovare la forza e il coraggio. Sei un grande!

Chiara, la mia migliore amica. I motivi sono tantissimi, ma forse li posso riassumere con un'unica frase: mi fai sentire una persona migliore.

Bogdan, Jovana e la piccola Mia, perché sono la mia seconda famiglia.

Vi voglio bene!

Mia nonna, mio zio Andrea e mio zio Luca, perché anche a distanza riescono a farmi sentire amato.

Mia mamma e mio papà. Anche se a volte non ve lo dimostro, il vostro amore è stato fondamentale per ogni cosa bella che ho realizzato finora.

Silvia, mia sorella, perché ogni giorno mi fa sentire quanto mi vuole bene e quanto io sia un riferimento per lei. Forse non lo sai, ma anche tu lo sei per me.