



UNIVERSITA' DELLA CALABRIA
Dipartimento di Economia, Statistica e Finanza

Scuola di Dottorato
Scienze Economiche e Aziendali

Indirizzo
Economico

CICLO
XXVIII

La Flessibilità del Mercato del Lavoro in Italia e i Salari:
Evidenze da dati abbinati di lavoratori e imprese

Settore Scientifico Disciplinare SECS P/02

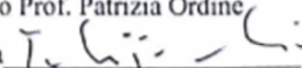
Direttore:

Ch.mo Prof. Patrizia Ordine

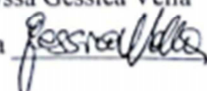
Firma 

Supervisore:

Ch.mo Prof. Patrizia Ordine

Firma 

Dottorando: Dott./ssa Gessica Vella

Firma 

| | |
|--|----|
| Introduzione | 4 |
| Differenziali salariali e nuove forme contrattuali: premi o penalità per i lavoratori? | 7 |
| 1.1. Introduzione | 8 |
| 1.2. Letteratura | 10 |
| 1.3. Quadro istituzionale in Italia | 11 |
| 1.4. Dati e selezione del campione | 13 |
| 1.5. Metodologia empirica | 15 |
| 1.6. Statistiche Descrittive | 17 |
| 1.7. Risultati | 19 |
| 1.7.1 Stima dei differenziali salariali per tipo di contratto in grandi imprese | 19 |
| 1.7.2 Stima dei differenziali salariali per tipo di contratto in piccole imprese | 21 |
| 1.7.3 Effetti fissi e contributo alla variabilità dei salari | 22 |
| 1.7.4. Check di robustezza | 22 |
| 1.8. Conclusioni | 23 |
| Bibliografia: | 26 |
| L'effetto dei contratti di lavoro interinali sui salari dei dipendenti a tempo indeterminato | 37 |
| 2.1 Introduzione | 38 |
| 2.2 Quadro istituzionale | 40 |
| 2.3 Dati e Statistiche | 41 |
| 2.3.1 Dati | 41 |
| 2.3.2 Statistiche Preliminari | 41 |
| 2.4 Strategia Identificativa | 42 |
| 2.5 Risultati | 43 |
| 2.5.1 Differenza nelle Differenze – OLS | 43 |
| 2.5.2 Differenza nelle Differenze – FE | 44 |
| 2.5.3 Differenza nelle Differenze – THDFE | 44 |
| 2.6 Controlli di robustezza | 45 |
| 2.7 Conclusioni | 48 |
| Bibliografia: | 50 |
| Il Trade-off tra lavoro sicuro e salari, gli effetti nel mercato del lavoro femminile | 55 |
| 3.1 Introduzione | 56 |
| 3.2 Quadro Istituzionale | 58 |
| 3.3 Dati e selezione del campione | 59 |
| 3.4 Strategia identificativa | 60 |
| 3.5 Distorsione da selezione | 62 |

| | |
|--|----|
| 3.6 Risultati | 63 |
| 3.6.1 Il congedo di maternità come minaccia alle imprese | 64 |
| 3.6.2 EPL e decisioni di fertilità | 66 |
| 3.6.3 Effetto medio della riforma sui salari d'entrata | 67 |
| 3.7 Conclusioni | 68 |
| Bibliografia | 69 |

Introduzione

In Italia il lavoro è tutelato a partire dal dettato costituzionale. Il mercato del lavoro italiano è stato per anni caratterizzato da regimi di protezione all'impiego relativamente stringenti. Gli strumenti di tutela si sostanziano in un insieme di normative che regolano l'interruzione del rapporto di lavoro e del costo che l'impresa sostiene in caso di licenziamento.

La rigidità del mercato del lavoro è stata spesso vista come causa principale degli elevati tassi di disoccupazione, per cui da decenni ormai, si assiste alla concentrazione degli obiettivi dei Governi verso una maggiore flessibilità dei sistemi lavoristici.

Le motivazioni a supporto di una maggiore flessibilità del lavoro si basano essenzialmente sull'idea che regole meno stringenti rendano i mercati del lavoro più efficienti, favoriscano una minore staticità dei flussi occupazionali e aumentino i livelli di produttività.

Gli effetti sui salari della variazione delle EPL sembrano essere costantemente influenzati dal potere contrattuale in capo a lavoratori e imprese. In Italia sin dal 1973, la normativa permetteva i licenziamenti individuali solo in presenza di giustificata causa. L'interruzione dei contratti di lavoro per motivi economici era proibita e sanzionata in base alla dimensione d'impresa. In particolare le imprese con più di 15 dipendenti erano obbligate a riassumere il lavoratore ed integrargli il salario perso, mentre le spese per le imprese con meno di 15 dipendenti erano quasi nulle.

L'analisi economica del processo evolutivo di deregolamentazione dei regimi di protezione all'impiego e la valutazione dell'impatto che le gradualmente nuove politiche hanno sulle performance delle principali variabili di mercato del lavoro si traducono in anni di letteratura empirica dai risultati non univoci. Mentre da un lato l'aumento della flessibilità riduce la durata media della disoccupazione e genera nuovi flussi in entrata (Blanchard e Landier, 2002), dall'altro l'assenza di tutele produce risultati poco attraenti e favorisce il sorgere di un mercato del lavoro duale, in cui lavoratori protetti e meno protetti coesistono. L'obiettivo di questo lavoro è di analizzare gli effetti che la deregolamentazione dei regimi di protezione all'impiego hanno sui salari dei lavoratori in Italia.

L'elaborato sarà articolato in tre parti: la prima analizza e misura la presenza e l'entità di un differenziale salariale tra lavoratori con contratti permanenti e lavoratori con contratti flessibili; la seconda è dedicata alla valutazione delle implicazioni salariali associate

all'introduzione di forme di lavoro flessibili; in fine, la terza parte è mirata all'identificazione di un effetto causale dell'aumento dei regimi protezionistici sui salari percepiti dalle donne nel mercato del lavoro italiano.

L'evidenza empirica prodotta in questo studio si basa su una banca dati di storie lavorative individuali costruita a partire dagli archivi gestionali dell'INPS, grazie ai quali è possibile abbinare i dati relativi all'impresa in cui il lavoratore è assunto. La popolazione di riferimento è costituita da tutti i lavoratori dipendenti che hanno svolto parte o tutta la carriera lavorativa in Italia. Da questa è stato estratto un campione rappresentativo con coefficiente di campionamento 1:90.

Nel dettaglio il primo capitolo definisce l'esistenza di differenze nei livelli dei salari percepiti dai lavoratori con contratti a tempo determinato rispetto a quelli percepiti da lavoratori con contratti permanenti. Il contributo nello specifico, è quello di risalire all'origine dei fattori che generano tali differenze esplorando l'eterogenea informazione fornita dai dati abbinati di lavoratori e imprese.

Il secondo capitolo si concentra sulla riduzione delle EPL (Employment Protection Legislation) intervenuta in Italia per mezzo dell'introduzione di nuove forme contrattuali per rapporti di lavoro a tempo determinato, i cosiddetti contratti di lavoro interinali, il cui utilizzo è previsto in tutte le imprese tranne quelle appartenenti al settore dell'Agricoltura e delle Costruzioni. La circoscritta abilitazione all'uso dei contratti interinali in taluni settori genera un'impostazione quasi sperimentale e favorisce un approccio controfattuale alle differenze per valutare l'impatto che questa particolare forma contrattuale ha sui salari dei lavoratori dipendenti con contratti permanenti. Nello specifico, è nel nostro interesse stimare l'effetto causale della riforma sui salari dei lavoratori permanenti. Comparando i guadagni dei lavoratori a tempo indeterminato, prima e dopo l'introduzione dei nuovi contratti flessibili siamo in grado di stabilire se, data la riduzione del potere contrattuale dovuta a una maggiore scelta per le imprese per le assunzioni temporanee, i loro salari subiscono variazioni.

Nel terzo capitolo l'analisi è mirata al trade-off tra sicurezza del lavoro e salari delle donne. La discontinuità alla soglia dei 15 dipendenti ottemperata alla riforma delle EPL del 1990 che introduce costi di licenziamento anche per le piccole imprese fornisce l'opportunità di stimare l'effetto causale che un incremento di rigidità genera sui salari delle lavoratrici.

Dai risultati ottenuti quello che emerge è una sempre maggiore stratificazione dei lavoratori dovuta ai diversi regimi di protezione. Da un lato evidenziamo la presenza di

una penalità salariale associata allo status di lavoratore flessibile, dall'altro dimostriamo come l'introduzione di forme di lavoro flessibile migliori i livelli salariali dei lavoratori assunti con contratti di lunga durata.

Capitolo1

Differenziali salariali e nuove forme contrattuali: premi o penalità per i lavoratori?

1.1.Introduzione

Negli ultimi due decenni in gran parte dei Paesi Europei la presenza di elevati tassi di disoccupazione accresce il bisogno di rivedere alcune delle politiche di protezione all'impiego al fine di deregolamentare determinati istituti, nel tentativo di indurre nuovi flussi occupazionali in entrata e migliorare le condizioni del mercato del lavoro.

In tale contesto, la liberalizzazione dei contratti di lavoro temporanei assume un importante ruolo nel processo evolutivo della flessibilità nel mercato del lavoro italiano che si caratterizzerà dalla fine degli anni novanta in poi da tipologie contrattuali cosiddette atipiche in coesistenza con quelle tipicamente riconosciute come a tempo indeterminato.

In generale, alla base della consistente diffusione delle diverse forme di lavoro flessibile vi sono motivazioni sia dal lato dell'offerta sia della domanda di lavoro.

Per le imprese, in qualità di datori di lavoro, vi sono ragioni strettamente legate ai costi di licenziamento. La naturale scadenza dei contratti di lavoro a tempo determinato, caratteristica propria che li rende diversi dai contratti regolari, permette alle imprese di ridurre i non trascurabili costi da sostenere in fasi di licenziamento dei lavoratori assunti con contratti ordinari. Da questa prima e dominante motivazione all'utilizzo del lavoro temporaneo, si sviluppano per le imprese altre vantaggiose opportunità. In primo luogo, i contratti temporanei sono essi stessi uno strumento sfruttabile allo scopo di testare l'abilità e l'idoneità non direttamente osservabile del lavoratore, prima di adottare contratti maggiormente vincolanti per la stessa posizione offerta. La maggiore flessibilità organizzativa e produttiva inoltre, fornisce alle imprese una più ampia adattabilità al contesto economico, per cui le stesse possono aggiustare i livelli di capitale umano alle stagionali e cicliche fluttuazioni di domanda.

In stretta connessione ai motivi di utilizzo del lavoro temporaneo da parte delle imprese si sviluppano quelli dei lavoratori. Ciò che per l'impresa può rappresentare la fase di pre-selezione per rapporti di lavoro con contratti altrimenti troppo vincolanti, può per i lavoratori identificare un canale d'ingresso nel mercato del lavoro a tempo indeterminato, concedendogli la possibilità di segnalare le proprie abilità non direttamente osservabili e sviluppare reti e competenze professionali. Il contratto temporaneo, inoltre, può semplicemente essere una preferenza per coloro che scelgono soluzioni poco stringenti date condizioni individuali eterogenee, soprattutto per le donne e i giovani.

Seppure quanto esposto potrebbe sinteticamente spiegare le motivazione della rapida diffusione del lavoro temporaneo, il dibattito circa gli effetti del suo utilizzo risulta a distanza di anni ancora molto attuale e controverso. Lo status di lavoratore flessibile,

spesso e con percentuali molto alte in tutta Europa, non rappresenta una scelta bensì l'unica possibilità per accedere al mercato del lavoro, date condizioni di scarsa protezione e salari in media relativamente inferiori rispetto a quelli pagati per lavori di durata indeterminata.

Il fine di questo lavoro è di contribuire ulteriormente alla precedente letteratura circa l'esistenza di differenze nei salari percepiti da lavoratori assunti a tempo determinato e lavoratori assunti a tempo indeterminato. Grazie all'utilizzo di dati LEED¹ e seguendo il pionieristico lavoro di Abowd, Kramartz e Margolis (1999)² si ha la possibilità di analizzare le caratteristiche che principalmente determinano l'esistenza di un gap nei salari per tipologia di contratto e di risalire all'origine di tali differenze esplorando il contributo osservabile e non, dell'eterogenea informazione sui lavoratori e sulle imprese in cui essi sono assunti.

Considerando la storia lavorativa degli individui e delle imprese in cui sono assunti a partire dal 1998, attraverso un approccio che considera effetti fissi dei lavoratori ed effetti fissi d'impresa contemporaneamente, si stima un'equazione Minceriana per il confronto dei salari mensili medi dei lavoratori con contratti temporanei a quelli di lavoratori con contratti indefiniti, a parità di altre condizioni. I valori stimati suggeriscono una robusta penalità nei salari associata allo status di lavoratore flessibile. Tale differenza sembra poi accentuarsi nel caso il rapporto di lavoro sia svolto in imprese con più di 15 dipendenti, in particolare tra gli uomini, tra i lavoratori qualificati come White-Collars e tra quelli relativamente più giovani. La procedura a doppi effetti fissi, denominata da Andrews, Schank e Upward (2004) "FE_iLSDV_j" allo scopo di enfatizzare la combinazione di modelli ad effetti fissi classici con modelli "LSDV"³, permette di controllare per eventuali omissioni di variabili rilevanti sia dei lavoratori che delle imprese. Un ulteriore specifico contributo del metodo in sé è la decomposizione del salario in diverse componenti che più o meno ne spiegano la variabilità.

Il lavoro è strutturato nel seguente modo: il paragrafo 2 descrive la letteratura di riferimento, il paragrafo 3 spiega brevemente il quadro istituzionale italiano circa il lavoro flessibile. Nel paragrafo 4 sono descritti i dati e le modalità di selezione del campione mentre nel 5 è illustrata la metodologia empirica utilizzata.

Nel paragrafo 6 sono descritti i salari per categorie. I risultati ottenuti sono descritti nel paragrafo 7 e si conclude al paragrafo 9.

¹ Linked Employer Employee Data. WHIP (Work History Italian Panel) del Laboratorio Revelli

² Da qui in avanti: AKM

³ LSDV: Least Square Dummy Variable

1.2. Letteratura

Sebbene i contratti temporanei risultino attrattivi per alcuni aspetti, ad esempio Blanchard e Landier (2002) dimostrano che la loro diffusione riduca la durata media della disoccupazione, dalla maggior parte della letteratura circa gli effetti dell'utilizzo di tipologie contrattuali atipiche risultano condizioni lavoristiche genericamente meno attrattive rispetto a quelle legate a forme di lavoro standard: perdite in termini di sicurezza (Berton et al. 2009), bassa produttività e riduzione dei salari (Cahuc and Postel-Vinay, 2002).

Dalla teoria sulle compensazioni salariali di Rosen (1987) in un mercato perfettamente concorrenziale e date condizioni iniziali simili ci si aspetterebbe che un lavoratore assunto temporaneamente riceva salari maggiori rispetto a quelli ricevuti da un lavoratore permanente allo scopo di compensare l'instabilità dovuta alla natura del contratto stesso. Tuttavia, l'assenza di mercati perfettamente competitivi contraria tale aspettativa, e molti recenti contributi scientifici dimostrano attraverso modelli mirati ad analizzare eventuali differenze tra i salari percepiti dai lavoratori assunti a tempo determinato e indeterminato la presenza di una penalità nei guadagni dei primi rispetto ai secondi.

Il gap salariale a sfavore dei temporanei è supportato ed evidenziato tanto in studi realizzati a livello nazionale, come per la Francia (Blanchard and Landier, 2002), la Gran Bretagna (Booth et al, 2002), la Spagna (De La Rica, 2004), la Germania (Hagen, 2002), l'Italia (Elia, 2010) e altri, quanto in altri a maggiori livelli di aggregazione come quelli realizzati per l'Europa (Boeri, 2011; Khan, 2012) e gli Stati Uniti (Autor and Houseman, 2010). Le ragioni alla base della penalizzazione nel livello dei salari pagati per lavori a tempo determinato possono essere variamente spiegate.

Per iniziare, nei modelli teorici di efficienza dei salari, nel caso dei lavoratori temporanei, la prospettiva di ottenere un contratto più stabile vale più del salario percepito, di conseguenza maggiore è la probabilità di un rinnovo contrattuale a tempo indeterminato minore è il salario pagato dalle imprese per il contratto temporaneo, (Guell and Petrangolo, 2000). Le imprese inoltre, tendono a utilizzare le forme contrattuali a tempo determinato per testare le effettive abilità dei lavoratori prima di selezionarli per contratti permanenti generalmente più vincolanti. La letteratura a riguardo dimostra che i modelli di abbinamento statistico in cui le imprese fanno uso dei contratti a termine allo scopo di osservare l'abilità dei lavoratori prima di assumerli permanentemente spiegano con successo l'effetto causale dello status di lavoratore flessibile sulla probabilità di stabilizzarsi nel periodo successivo (Faccini, 2008). Esiste infatti, una vasta evidenza

empirica per cui i contratti di lavoro temporanei sono riconosciuti come “*Stepping Stones*” (trampolini di lancio) verso lavori più stabili (Booth et al, 2002), e in mercati con forti barriere all’entrata ciò può generare una situazione in cui lavoratori altamente qualificati scelgono lavori flessibili al fine di dimostrare le loro abilità accettando salari iniziali più bassi (Ichino et al 2003, Picchio 2007).

In secondo luogo, se in un mercato del lavoro segmentato i lavoratori temporanei sono perfetti sostituti dei lavoratori permanenti, l’incertezza circa le fluttuazioni di domanda di breve periodo o la temporanea sostituzione di lavoratori assenti, può facilmente tradursi in una strategia ottimale in cui le due forme contrattuali coesistono e i lavoratori a tempo determinato, disincentivati a investire in capitale umano quanto le imprese, ricevono salari più bassi, (Rebitzer and Taylor, 1991).

In fine, in mercati del lavoro caratterizzati da contrattazioni collettive, se i lavoratori permanenti (che assumono il ruolo di “*insiders*”) sono la parte dominante, la presenza di lavoratori temporanei (nel ruolo di “*outsiders*”) accresce il loro potere contrattuale nel richiedere aumenti salariali dato che, gli outsiders saranno i primi ad essere licenziati, (Bentolila and Dolado, 1994).

Nel mercato del lavoro italiano la letteratura empirica sembra supportare l’esistenza di una penalità salariale associata ai rapporti di lavoro con contratti temporanei, Picchio (2006) dimostra che avere un contratto a tempo determinato riduca il salario medio orario netto di circa il 18%, Bosio (2009) inoltre, verifica che tale gap è maggiore nelle code basse della distribuzione dei salari. Elia (2010) dimostra che in Italia vi è una penalità salariale crescente con un range che passa dal 8,2% al 10% sia in brevi che in lunghi periodi di ciclo economico.

I risultati di questa ricerca trovano posizione in quest’ultimo filone, per cui i salari percepiti per rapporti di lavoro stipulati con contratti a tempo determinato sono in media inferiori rispetto a quelli regolati secondo le procedure ordinarie. Tale penalità inoltre, varia al variare di caratteristiche specifiche in capo alle parti ed è maggiormente imputabile alla componente non osservabile degli individui.

1.3. Quadro istituzionale in Italia

In Italia il lavoro è tutelato a partire dal dettato costituzionale. Dagli anni 50 in poi le prestazioni di lavoro furono quasi esclusivamente definite da rapporti a tempo pieno e indeterminato, fatta salva qualche eccezione. La legge 230/1962, ad esempio, sanciva

L'ammissibilità del lavoro a tempo determinato soltanto in situazioni occasionali e straordinarie nelle attività d'impresa oppure in specifici settori produttivi.

La flessibilità del lavoro, dal punto di vista giuridico poteva e può essere raggruppata in tre diverse definizioni:

- Flessibilità in entrata, riferendosi al tipo di rapporto di lavoro che si instaura tra il datore di lavoro e il lavoratore in termini di contratto;
- Flessibilità nell'esercizio, inteso come il contenuto organizzativo-aziendale del rapporto in essere e i conseguenti diritti e obblighi che da esso scaturiscono;
- Flessibilità in uscita che riguarda le modalità di scioglimento del rapporto e le eventuali tutele previste.

Le nuove forme di lavoro atipico in Italia emergono da un percorso evolutivo del quadro istituzionale che gradualmente definisce un mercato del lavoro frammentato generando gruppi marginali di lavoratori cosiddetti "non standard", spesso caratterizzati dall'assenza di tutele per l'impiego, in coesistenza a strutturati gruppi di lavoratori "standard" maggiormente protetti dalle preesistenti e invariate normative di protezione all'impiego.

Dal 1970 fino agli anni 2000 una serie d'interventi apporta una maggiore regolamentazione dei rapporti di lavoro flessibili. Modifiche significative si registrano inizialmente nell'ambito della flessibilità in entrata con le leggi 285/1977 e 845/1978 e la loro regolamentazione sulla formazione professionale allo scopo di creare nuovi posti di lavoro in particolare rispetto all'occupazione giovanile devastata dalla crisi economica degli anni '70.

Nel 1984, la legge 863 introduce i contratti di lavoro part-time in risposta alle nuove esigenze del mercato del lavoro caratterizzato da una crescente partecipazione femminile. Al contempo, si introduce il contratto di formazione lavoro per cui è prevista durata massima di due anni e contestuale obbligo di conversione in tempo indeterminato del 40% dei contratti di formazione stipulati da ciascuna impresa.

Un ulteriore passaggio importante nel percorso di liberalizzazione dei contratti a termine si ha con la legge 56/1987 che ne estende l'uso specificandone il target di lavoratori, le motivazioni e le quote occupazionali. La stessa infatti, affida i contratti collettivi nazionali la possibilità di introdurre nuove causali rispetto a quelle fissate per legge e quella di definire i limiti percentuali di utilizzo di contratti a termine relativamente al numero di contratti a tempo indeterminato. Durante gli anni '90 fu variata la regolamentazione che definiva le condizioni contrattuali di apprendistato per lavoratori tra i 16 e i 32 anni di età,

tuttavia, la prima sostanziale riforma verso un mercato del lavoro flessibile si ebbe nel 1997 con la legge 196, la prima vera e propria di sistema sulla flessibilità.

Con l'approvazione del cosiddetto "Pacchetto Treu" accanto a modifiche normative su vari istituti tra i quali i contratti a termine, apprendistato e part-time, si legalizzano le Agenzie Interinali del Lavoro che accrescono l'utilizzo dei contratti temporanei, soprattutto nel Nord Italia e nel settore Manifatturiero.

La generazione di questo mercato su due livelli si sviluppa di fianco ad un'ulteriore stratificazione delle protezioni al lavoratore legata alle dimensioni d'impresa. Se il numero dei lavoratori assunti è maggiore di 15, le imprese sono vincolate al reinserimento del lavoratore oltre che ad integrazioni di salario. Se il numero dei dipendenti è inferiore o uguale a 15 invece, l'impresa deve al lavoratore solo una quota mensile rendendolo dunque molto più esposto al rischio di licenziamento.

In Italia, come in altri Paesi del Mediterraneo con stringenti livelli di protezioni occupazionali, si sono registrati sostanziali passaggi da approcci completamente rigidi ad altri parziali, supportando la diffusione di una consistente quota di forme lavoristiche flessibili e di posizioni non garantite (OECD 2006).

Nel 2001, una nuova riforma riconosce la natura giuridica dei contratti a termine e prevede una serie di situazioni in cui al contratto di lavoro possa essere applicata una durata limitata, e successivamente, nel 2003, si avvia la riforma più importante per l'Italia in termini di impatto sul mercato del lavoro. La legge Biagi infatti, apporta dei radicali cambiamenti nelle modalità di assunzioni, variando i contratti precedentemente diffusi e liberalizzando circa 40 diverse tipologie contrattuali. Negli anni a seguire altre riforme mutano il complesso normativo legato al mondo del lavoro, ma in questa sede ci focalizziamo sul periodo in analisi.

La differenza principale tra i contratti a tempo determinato e quelli a tempo indeterminato è la loro durata. Per i primi, infatti, a differenza dei contratti indefiniti, esiste una predeterminata data di scadenza dopo la quale il contratto può essere rinnovato per una sola volta se la durata cumulata non è superiore a tre anni, incentivando così l'utilizzo degli stessi da parte delle imprese.

1.4. Dati e selezione del campione

L'analisi empirica intrapresa in questo studio si basa sui dati cosiddetti WHIP (Work History Italian Panel) del laboratorio Revelli di Torino. WHIP è una banca dati di storie lavorative individuali, costruita a partire dagli archivi gestionali dell'Inps.

La popolazione di riferimento è costituita da tutte le persone - italiani e stranieri - che hanno svolto parte o tutta la loro carriera lavorativa in Italia. Da questa è stato estratto un ampio campione rappresentativo, con un coefficiente di campionamento di 1:90. Per ognuna di queste persone sono osservati i principali episodi che caratterizzano la loro carriera lavorativa.

La sezione di WHIP utilizzata per la nostra analisi, riguarda il lavoro dipendente ed è un Linked Employer-Employee Database: oltre ai dati sul rapporto di lavoro, grazie ad un abbinamento con l'Osservatorio delle Imprese dell'Inps, sono presenti anche i dati riguardanti l'impresa presso la quale la persona è impiegata.

Le imprese sono selezionate per settore, sono inclusi nell'analisi i lavoratori assunti in imprese appartenenti ai settori della Manifattura, Distribuzione di Energia Elettrica-Luce-Gas-Acqua, Costruzioni, Commercio-Ristorazione e Trasporti, Intermediazione Finanziaria e Settore Pubblico. Il settore Agricoltura è escluso dall'analisi per evitare problemi inerenti la qualità dei dati, come suggerito nel rapporto 3.2 del Laboratorio Revelli. La tabella A1 in Appendice presenta la descrizione completa delle variabili utilizzate nelle analisi.

La popolazione d'interesse è costituita dai lavoratori temporanei e permanenti assunti a partire dal 1998. E' dopo la riforma del 1997, avvenuta con la legge 196, che si ha una significativa diffusione del lavoro flessibile e i dati Whip inoltre, sono in grado di fornire osservazioni sui contratti temporanei solo a partire da tale data. Allo scopo di evitare confronti tra lavoratori che maturano gradi diversi di esperienza sul lavoro consideriamo solo rapporti che hanno inizio a partire dal 1998.

Per garantire la massima comparabilità della composizione del campione selezionato con le quote effettive di occupati temporanei sul totale degli occupati a tempo indeterminato avviamo un processo di selezione allo scopo di riproporzionare il rapporto tra temporanei e indeterminati sulla base delle caratteristiche osservate. Nello specifico, la procedura di matching utilizzata fa riferimento alla metodologia Mhalanobis (Kantor, D. 2012) per il calcolo diretto della distanza tra possibili episodi al fine di abbinare individui con informazioni simili ma contratti diversi. Attraverso la procedura di abbinamento statistico, per ciascun lavoratore a tempo determinato, saranno selezionati 20 lavoratori a tempo indeterminato simili in termini di qualifica (White – Collars o Blue – Collars) e condizioni del mercato del lavoro (Regione di Lavoro).

Considerando poi ulteriori restrizioni necessarie, selezioniamo solo lavoratori a tempo pieno dai 18 ai 65 anni. Escludiamo i lavoratori che percepiscono un salario mensile reale

inferiore a 600€ e superiore a 8000€ allo scopo di evitare eventuali anomalie e per la stessa ragione escludiamo Manager e Apprendisti. Nel caso in cui lo stesso individuo registri più rapporti di lavoro nello stesso anno, se ne considera solo uno selezionato in maniera casuale.

La procedura di selezione conduce a un campione finale contenente 948.786 osservazioni distribuite nell'arco temporale che va dal 1998 al 2004. Sottolineiamo, inoltre, che i dati non presentano errori di misurazione poiché gli stessi riflettono dati registrati dal sistema pensionistico italiano (INPS) per calcolare le relative posizioni amministrative.

1.5. Metodologia empirica

Allo scopo di stimare il livello d'ineguaglianza tra i salari percepiti dai lavoratori assunti a partire dal 1998 con contratti a tempo determinato e quelli percepiti dai lavoratori indeterminati, utilizziamo un'equazione dei salari che include informazioni circa i lavoratori e le imprese in cui essi sono assunti.

In assenza di distorsioni da selezione nella scelta della tipologia contrattuale con la quale intraprendere una relazione di lavoro, la stima OLS del seguente modello sarebbe sufficiente a identificare la presenza di una differenza nei salari percepiti dai due gruppi di lavoratori in esame:

$$w_{ijt} = \delta \text{Temporary}_{ijt} + X_{ijt}\beta + \varepsilon_{ijt} \quad (1.1)$$

La variabile dipendente w_{ijt} è il logaritmo del salario mensile medio percepito dal lavoratore i nell'impresa j al tempo t , con $t \in (1998 - 2004)$. X_{ijt} è un vettore $1 \times K$ di caratteristiche osservabili del lavoratore e dell'impresa in cui è assunto, β è il vettore dei coefficienti stimati associati ad X_{ijt} , ε_{ijt} è il termine d'errore. Il risultato d'interesse è δ , ovvero il coefficiente associato alla variabile dicotomica Temporary_{ijt} , che assume valore 1 se il lavoratore i nell'anno t è assunto dall'impresa j con contratto a tempo determinato, assume valore 0 se assunto con contratto indeterminato.

Tuttavia, stimare i salari sulle caratteristiche osservate per mezzo dell'OLS implica ignorare la presenza di effetti fissi del lavoratore e effetti fissi d'impresa, nonché la possibilità che i due gruppi possano scegliere in maniera endogena la forma contrattuale da utilizzare per il rapporto di lavoro. Tali omissioni, confluendo nel termine d'errore, comporterebbero stime distorte e inefficienti.

La soluzione al problema può essere l'utilizzo di metodi panel, atti a stimare i salari dei lavoratori controllando per l'eterogeneità non osservabile di lavoratori e imprese.

Grazie ai dati abbinati, abbiamo la possibilità di specificare un'equazione dei salari ispirata da AKM, per cui i salari sono decomposti in una relazione lineare tra caratteristiche osservate di lavoratori e imprese, effetti fissi dei lavoratori, effetti fissi d'impresa ed un termine d'errore, secondo la seguente rispecificazione dell'equazione (1.1):

$$w_{ijt} = \delta \text{Temporary}_{ijt} + X_{ijt}\beta + \Theta_i + \varphi_{j(i,t)} + \varepsilon_{ijt} \quad (1.2)$$

Sia $i \in I = (1, \dots, I)$ l'indice dei lavoratori e sia i rappresentato da N_i osservazioni indicizzate da $n \in N_i = (1, \dots, N_i)$. Sia $j \in J = (1, \dots, J)$ indice d'impresa e t indice temporale. Allora w_{ijt} è il logaritmo del salario mensile medio percepito dal lavoratore i nell'impresa j al tempo t . X_{ijt} è un vettore $1 \times K$ di caratteristiche osservabili, β è il vettore dei coefficienti stimati associati ad X , ε_{ijt} è il termine d'errore. Θ_i e $\varphi_{j(i,t)}$ sono componenti specifiche della variazione del logaritmo del salario del lavoratore e dell'impresa rispettivamente. Temporary_{ijt} identifica lo status contrattuale del lavoratore, se uguale a 1 esso è assunto a tempo determinato e viceversa.

Stimare l'equazione (1.2), presuppone l'identificazione di effetti specifici del lavoratore ed effetti specifici d'impresa. Ciò è possibile attraverso un algoritmo di raggruppamento delle informazioni sviluppato da AKM, per generare dei gruppi connessi di lavoratori e imprese, grazie alla presenza di "Movers"⁴ tra imprese. Ogni gruppo formato consisterà di tutti i lavoratori che abbiano mai lavorato all'interno di un'impresa appartenente al gruppo e di tutte le imprese che abbiano mai assunto uno dei lavoratori del gruppo. La tabella 1.1 fornisce qualche dettaglio sui sentieri di mobilità nel campione.

La prima sezione riassume in quante imprese i lavoratori sono stati assunti. Il 45% dei lavoratori è stato assunto in un'unica impresa e perciò denominati "Stayers"⁵, per la restante parte, circa il 27% dei lavoratori è osservato in due imprese diverse, il 14% in tre, e così via. La seconda sezione della stessa tabella, fornisce il numero delle osservazioni per lavoratore. Il 27% del campione è osservato in un solo punto nel tempo, il 20% in due e il 13% almeno 6 volte. La stima degli effetti specifici d'impresa migliora all'aumentare del numero di Movers tra le osservazioni, dalla terza sezione della tabella 1.1 risulta che il 79% delle imprese osservate ha assunto nel corso degli anni da 1 a 5 Movers.

⁴ Lavoratori che cambiano impresa almeno una volta nel corso della loro storia lavorativa.

⁵ Lavoratori che non cambiano mai impresa.

L'equazione (1.2) che ci permette di ottenere stime robuste della variazione dei salari associata allo status di lavoratore temporaneo, è conosciuta come FELSDV che è un modello a doppi effetti fissi, N effetti lavoratore e J effetti impresa. Esistono diverse metodologie per la stima del modello, tuttavia, poiché N e J sono spesso migliaia, l'utilizzo delle convenzionali tecniche ad effetti fissi apporterebbe una serie di difficoltà computazionali associate all'inversione di una matrice di grandi dimensioni. I nostri risultati sono ottenuti adattando il modello a effetti fissi individuali e effetti fissi d'impresa con il metodo di risparmio di memoria proposto da Cornelissen (2008)⁶.

Infine, nella stima dell'equazione (1.2) la varianza del logaritmo del salario mensile medio può essere decomposto in covarianze tra la variabile dipendente e le variabili indipendenti. Includendo la dummy identificativa del contratto di lavoro ($Temporary_{ijt}$) nel vettore totale delle variabili osservate (X_{ijt}) la varianza del logaritmo dei salari è decomposta secondo la seguente procedura:

$$\begin{aligned} \text{Var}(w_{ijt}) = \text{Cov}(w_{ijt}, w_{ijt}) = \text{Cov}(w_{ijt}, X_{ijt}\beta^{\wedge} + \Theta_i^{\wedge} + \varphi_{j(i,t)}^{\wedge} + \varepsilon_{it}^{\wedge}) = \text{Cov}(w_{ijt}, X_{ijt}\beta^{\wedge}) + \\ \text{Cov}(w_{ijt}, \Theta_i^{\wedge}) + \text{Cov}(w_{ijt}, \varphi_{j(i,t)}^{\wedge}) + \text{Cov}(w_{ijt}, \varepsilon_{it}^{\wedge}) \end{aligned} \quad (1.3)$$

$$\begin{aligned} 1 = \text{Cov}(w_{ijt}, X_{ijt}\beta^{\wedge}) / \text{Var}(w_{ijt}) + \text{Cov}(w_{ijt}, \Theta_i^{\wedge}) / \text{Var}(w_{ijt}) + \text{Cov}(w_{ijt}, \varphi_{j(i,t)}^{\wedge}) / \text{Var}(w_{ijt}) + \\ \text{Cov}(w_{ijt}, \varepsilon_{it}^{\wedge}) / \text{Var}(w_{ijt}) \end{aligned} \quad (1.4)$$

Dividere ogni componente per la varianza del logaritmo dei salari, ci permette di interpretare ciascuna di esse come il contributo fornito dalle stesse nello spiegare la varianza della dipendente, come dall'equazione (1.4).

1.6. Statistiche Descrittive

L'analisi dei salari in questa sede è condotta allo scopo di isolare ed evidenziare le differenze nei salari percepiti dai lavoratori a tempo determinato e indeterminato date le caratteristiche principali dei due gruppi.

Nella Figura 1.1 illustriamo la differenza tra i livelli di salario medio mensile per tipologia di contratto dato il settore di attività. Dai risultati non sembrano manifestarsi forti differenze nel livello salariale dei due gruppi di lavoratori se non nel settore della Pubblica Amministrazione e Difesa in cui i lavoratori a tempo indeterminato guadagnano circa il

⁶Si veda Cornelissen (2008) per una dettagliata descrizione della creazione della matrice dei momenti.

doppio dei temporanei, e nei settori di Trasporti-Comunicazioni e Servizi in cui invece sono i lavoratori atipici a guadagnare in media di più.

La Figura 1.2 fornisce la differenza nei salari per contratto differenziandola per genere. Il gap salariale tra lavoratori temporanei e lavoratori indeterminati sembra essere minore tra le donne rispetto agli uomini, e il differenziale tra le donne inoltre, è un premio in favore di quelle assunte temporaneamente contrariamente al caso degli uomini. L'evidenza empirica circa i differenziali di genere nel contesto di lavori atipici supporta l'ipotesi che la differenza nei salari tra temporanei e indeterminati sia maggiore tra gli uomini che tra le donne (Booth et al. 2002; Picchio 2006). La causa spesso è associata alla situazione per cui donne altamente qualificate ricercano volontariamente lavori flessibili per fattori esterni legati a fertilità o famiglia, per cui possono ritenere non ottimale investire in capitale umano generico e spesso ritardare l'accumulazione di esperienza e dunque la crescita salariale.

Considerando le differenze nei salari tra temporanei e permanenti per fasce d'età, come nella Figura 1.3, risulta abbastanza evidente che fino all'età di 32 anni sussista solo una lieve differenza tra le due tipologie di lavoratori, ma la stessa aumenta con l'aumentare degli anni. In letteratura, lo scarto salariale tra lavori tipici e atipici, legato a differenze d'età è associato agli scatti di anzianità oltre che al grado di esperienza, data l'impossibilità di accumulare anni di lavoro per la stessa posizione dovutamente alla scadenza del contratto temporaneo. Tra i lavoratori con più di 50 anni le cose sembrano capovolgersi, sono gli assunti a tempo determinato a percepire salari in media più elevati, probabilmente la causa è l'utilizzo del temporaneo principalmente per figure professionali temporanee altamente qualificate necessarie occasionalmente. Infine, la Figura 1.4, illustra che la differenza tra salari per tipologia di contratto e qualifica della posizione del lavoratore è maggiore tra i White-Collars che tra i Blue-Collars, tra i primi i temporanei ricevono in media salari maggiori.

Nella tabella 1.2 sono riassunte le principali statistiche sui salari reali mensili medi. Nel campione selezionato, il numero di lavoratori con contratto permanente è maggiore del numero di lavoratori con contratto temporaneo. Tra i primi, gli uomini guadagnano in media più delle donne e i lavoratori White Collars più dei Blue Collars. I lavoratori relativamente più giovani sono quelli che in media guadagnano di meno, e differenziando per dimensione d'impresa infine, le imprese con più di 15 dipendenti pagano in media più di quelle che assumono fino a 15 dipendenti.

Il secondo macro-gruppo della stessa tabella, ripete le statistiche per i lavoratori temporanei, per cui si manifestano pressoché simili tendenze nei valori dei salari medi mensili. Donne e Blue Collars guadagnano in media meno delle loro controparti, mentre andamenti differenti si manifestano nell'analisi per fascia d'età. A supporto di quanto esposto sopra circa l'accumulazione di esperienza sul posto di lavoro, è vero che i lavoratori più giovani continuano a ricevere salari relativamente inferiori, ma la crescita dei salari associata all'aumento dell'età tra gli indeterminati è maggiore rispetto a quanto si verifica tra i temporanei. Per questo motivo, in fase di stima delle equazioni (1.1) e (1.2) includiamo una variabile categorica per catturare e controllare per il grado di esperienza.

1.7. Risultati

In questo paragrafo saranno presentati i risultati delle analisi svolte. Allo scopo di verificare l'esistenza di ineguaglianza tra i salari percepiti dai lavoratori assunti a tempo determinato rispetto ai lavoratori assunti a tempo indeterminato, a parità di altre condizioni, utilizziamo diversi approcci. L'utilizzo dei minimi quadrati ordinari (OLS) per la stima del modello specificato come dall'equazione (1.1) dà la possibilità di confrontare i risultati ottenuti tra le diverse metodologie applicate, ma non è sufficiente al fine di controllare per l'eterogeneità non osservabile. Per tale ragione, in seguito ai risultati (OLS) riportiamo quelli ottenuti applicando alla stessa specificazione modelli panel a effetti fissi (FE) che permettono di controllare per le caratteristiche specifiche dei lavoratori. Tuttavia, bisogna tener conto del fatto che la stima empirica di un'ipotetica differenza salariale per tipologia di contratto possa essere altrettanto influenzata da specificità d'impresa. L'approccio empirico all'equazione (1.2) infatti, per mezzo di tecniche a doppi effetti fissi (THDFE) permette di considerare in fase di analisi effetti fissi del lavoratore e dell'impresa contemporaneamente.

L'ampio campione di dati è un ottimo strumento per la metodologia in uso, ma data la vastità del panel subentra la necessità di agire per gruppi in modo da permettere agli effetti fissi di lavoratore e impresa di variare per dimensione d'impresa prima, e per genere, qualifica e età nello stesso gruppo di dimensione dopo.

1.7.1 Stima dei differenziali salariali per tipo di contratto in grandi imprese

In questa sede proponiamo i risultati ottenuti dalla metodologia empirica applicata al gruppo di lavoratori assunti in imprese con più di 15 dipendenti. Una soglia questa, che già da sola definisce gradi di flessibilità diversi tra lavoratori, vista la normativa circa le regole

di licenziamento diverse in base al numero degli assunti dall'impresa. Si va a testare dunque, se esiste una differenza tra i salari per tipologia di contratto date condizioni di protezione all'impiego elevate.

Nella specificazione del modello nell'equazione (1.2) w_{ijt} è il logaritmo del salario mensile medio percepito dal lavoratore i al tempo t nell'impresa j che presenta almeno 16 dipendenti. X_{ijt} è un vettore $1 \times K$ di caratteristiche osservabili che comprende dummies per cassa integrazione guadagni, assegni di malattia, assegni di maternità, qualifica con la quale è inquadrato il rapporto lavoro, regione di lavoro, settore di attività, esperienza in termini di durata dello stesso rapporto di lavoro, classi d'età, genere e regione di nascita. Per una dettagliata esposizione delle variabili principali si faccia riferimento alla tabella A1 in appendice. β è il vettore dei coefficienti stimati associati a X_{ijt} , ε_{it} è il termine d'errore. Il risultato d'interesse è δ , ovvero il coefficiente associato alla variabile dicotomica Temporary_{ijt} , che assume valore unitario se il lavoratore i nell'anno t è assunto dall'impresa j con contratto a tempo determinato. I risultati ottenuti applicando i modelli OLS, FE e THDFE sono riportati nella tabella 1.3, ma ci rifaremo al modello con doppi effetti fissi nel commentarli.

Nelle imprese di grandi dimensioni i lavoratori a tempo determinato guadagnano in media il 3.1% in meno rispetto ai lavoratori a tempo indeterminato a parità di altre condizioni.

Successivamente, nella stessa tabella, mostriamo i risultati delle stime dell'equazione (1.2) stratificando l'approccio per sottogruppi di genere, di qualifica e di età.

I differenziali salariali di genere esistono a prescindere dalla tipologia contrattuale e sono stati ampiamente dimostrati in una vasta letteratura a riguardo (Weiss and Gronau, 1981; Khan, 2013), ma anche gli effetti del lavoro temporaneo possono essere significativamente diversi tra uomini e donne. La scelta di rinvio nell'investimento in capitale umano è più probabile tra le donne che spesso decidono tra mercato del lavoro e famiglia. L'aver un contratto temporaneo dunque, può essere più indicativo di bassa abilità tra gli uomini che tra le donne, per le quali potrebbe essere una scelta. Se è vero che le donne in media guadagnano di meno e i lavoratori temporanei in media percepiscono salari inferiori, ci si aspetta che in un confronto tra salari per tipologia di contratto siano gli uomini ad avere un gap maggiore in favore dei contratti a tempo indeterminato. I nostri risultati ci confermano questa visione. Tra le righe (2) e (3) della tabella 1.3 si evince che la penalità salariale associata al detenere un contratto a tempo determinato è maggiore per gli uomini.

Tra i risultati per qualifica, esposti in Tabella 1.3 alla riga (4) e (5) la penalità salariale associata all'aver un contratto a tempo determinato è significativa sia per i lavoratori

Blue-Collars che White-Collars, ma è maggiore tra questi ultimi. Le imprese in questo caso potrebbero avere un ruolo maggiore. La disuguaglianza salariale per contratto e qualifica può essere associata all'utilizzo dei contratti temporanei come cuscinetto per arginare costi aggiuntivi nel caso di fluttuazioni di domanda di breve periodo, ciò coinvolge i lavoratori Blue e White-Collars indistintamente. Tuttavia, quando subentrano lavori per cui è richiesto personale altamente qualificato (generalmente White Collars) le imprese sfruttano i contratti temporanei come strumento per testare le effettive abilità del lavoratore prima di assumerli con contratti più vincolanti. Il lavoratore in questo caso, è più propenso ad accettare salari iniziali più bassi, generando la differenza nei salari tra temporanei e indeterminati.

Riguardo ai risultati per classi di età, riportate nelle ultime quattro righe, si verifica una penalità significativa associata all'avere un contratto temporaneo in tutte e quattro le classi, ma maggiore nella fascia che va dai 25 ai 32 anni. Ciò può dipendere dal fatto che controlliamo per l'esperienza sul posto di lavoro con l'inclusione di una variabile che identifica gli anni di lavoro nella stessa impresa.

1.7.2 Stima dei differenziali salariali per tipo di contratto in piccole imprese

In questo paragrafo i risultati ottenuti riguardano le differenze nei salari per tipologia di contratto in imprese con meno di 15 dipendenti. Considerando lo scarso livello di protezione all'impiego associato alla dimensione dell'impresa, le stime dovrebbero evidenziare un grado inferiore di penalità nei salari dei lavoratori a tempo determinato, poiché alcune delle ragioni per cui si verifica la diffusione del lavoro flessibile e con esso la differenza tra i salari percepiti per contratti diversi, potrebbero verificarsi per le piccole imprese anche nel caso di contratti indeterminati.

Nella specificazione del modello nell'equazione (1.2) w_{ijt} è il logaritmo del salario mensile medio percepito dal lavoratore i al tempo t nell'impresa j con meno di 15 dipendenti. X_{ijt} è un vettore $1 \times K$ di caratteristiche osservabili che comprende dummies per cassa integrazione guadagni, assegni di malattia, assegni di maternità, qualifica con la quale è inquadrato il rapporto lavoro, regione di lavoro, settore di attività, esperienza in termini di durata dello stesso rapporto di lavoro, classi d'età genere e regione di nascita. β è il vettore dei coefficienti stimati associati a X_{ijt} , ε_{it} è il termine d'errore. Il risultato d'interesse è il coefficiente associato a Temporary_{ijt} , che assume valore unitario se il lavoratore i nell'anno t è assunto dall'impresa j con contratto a tempo determinato.

Tra i risultati della Tabella 1.4, esiste una differenza nei salari dei lavoratori temporanei e indeterminati a sfavore dei primi, seppure con valori inferiori rispetto a quelli stimati nel caso di imprese di grandi dimensioni. Le imprese piccole pagano in media lo 0.89% in meno per contratti a tempo determinato, mentre le grandi il 3.1% in meno.

Ripetendo l'analisi per sottogruppi, nelle piccole imprese non sembra verificarsi una differenza di genere per tipologia di contratto, mentre è confermata la maggiore penalità nei salari associata a lavoratori temporanei con qualifica di White Collars rispetto alla loro controparte assunta con contratto indeterminato.

Alla fine della Tabella, inoltre, in cui sono riportati i risultati per fascia d'età, non c'è una significativa differenza tra i lavoratori dai 18 ai 24 anni, mentre è confermata per quella successiva per cui i temporanei guadagnano circa il 3% in meno degli indeterminati. Dai 51 anni in su, avere un contratto a tempo determinato implica salari relativamente maggiori, probabilmente associato a cariche temporanee altamente qualificate.

1.7.3 Effetti fissi e contributo alla variabilità dei salari

La varianza del logaritmo del salario può essere decomposta in covarianze tra la variabile dipendente e le indipendenti. L'equazione (1.4) fornisce una misura dell'importanza di ciascuna componente nello spiegare la variabilità dei salari. I risultati di questa decomposizione sono riportati alla Tabella 1.5.

Quello che ne risulta è che in imprese di piccole dimensioni gli effetti specifici d'impresa spiegano circa il 6% della variabilità dei salari, e sono maggiori tra gli uomini e i Blue Collars quando si stima l'equazione (1.2) per sottogruppi. Tuttavia, la maggior parte della variabilità dei salari è associata ad effetti specifici dei lavoratori. Inoltre, anche nella parte destra della stessa tabella, in cui si ripete la decomposizione, gli effetti fissi individuali sono la parte dominante, spiegano circa l'87% della variazione del salario in imprese di grandi dimensioni, mentre solo il 6% è spiegato da effetti fissi d'impresa.

I risultati sono in linea con quanto precedentemente evidenziato dalla letteratura circa l'eterogeneità non osservabile e le procedure a doppi effetti fissi. Abowd et al. (1999, 2002), Sorensen and Vejlín (2009) e Andrews et al. (2012) trovano che le caratteristiche specifiche dei lavoratori dominano la variazione dei salari.

1.7.4. Check di robustezza

Allo scopo di avvalorare i risultati ottenuti si ristimano i modelli specificati dall'equazione (2.2), escludendo dalle stime le osservazioni relative ai lavoratori per i quali il salario medio mensile reale rientri nel decimo percentile più basso o in quello più alto.

In questo modo si concentrano le stime su di una distribuzione salariale ristretta allo scopo di eliminare valori estremi che potrebbero influenzare le stime e dunque renderle distorte.

I risultati prodotti e illustrati alla Tabella 1.6 supportano l'evidenza discussa ai punti precedenti, confermando la presenza di una differenza tra i salari ricevuti da lavoratori assunti con contratti temporanei e lavoratori assunti con contratti a tempo indeterminato e che il gap è maggiore in imprese di grandi dimensioni.

1.8. Conclusioni

La liberalizzazione dei contratti temporanei è stata al centro di numerosi dibattiti circa le politiche d'intervento mirate al miglioramento delle condizioni del mercato del lavoro in tutta Europa. Il processo di revisione delle politiche di protezione all'impiego e la conseguente diffusione di forme di lavoro flessibili rappresenta un importante tema di ricerca per molti economisti del lavoro. È stata a lungo argomentata l'idea per cui l'introduzione di lavori atipici in coesistenza con quelli cosiddetti tipici generi un mercato del lavoro a struttura duale nel quale i lavoratori assunti con contratti a tempo determinato soffrono di scarsa protezione, condizioni lavoristiche meno attrattive e salari in media inferiori.

Il principale fine di questo lavoro è di verificare l'esistenza di differenze nei salari percepiti dai lavoratori associate alle tipologie di contratto con le quali i lavoratori sono assunti, ovvero se, intraprendere rapporti di lavoro con contratti a tempo determinato generi penalità o premi nei salari rispetto a quelli percepiti da chi lavora con contratti di lungo termine date condizioni simili.

Attraverso un'impostazione Minceriana confrontiamo i salari mensili medi di lavoratori temporanei e indeterminati. I risultati ottenuti applicando procedure statistiche a doppi effetti fissi suggeriscono l'esistenza di una ineguaglianza salariale tra i due gruppi di lavoratori diversi per contratto.

Nello specifico, i lavoratori a tempo determinato guadagnano in media il 3% in meno della loro controparte assunta a tempo indeterminato se si considerano imprese con più di 15 dipendenti e circa lo 0.9% in meno in imprese con meno o al massimo 15 dipendenti. Nel tentativo di risalire all'origine di tali differenze inoltre, consideriamo il ruolo assunto dalle

principali caratteristiche del lavoratore sia nelle piccole che nelle grandi imprese replicando le analisi per sottogruppi di genere, qualifica ed età.

In questa sede i risultati sembrano essere eterogenei. Nelle imprese di grandi dimensioni i lavoratori uomini presentano un gap salariale per contratto superiore rispetto a quello che si verifica per le donne, gran parte della letteratura motiva l'episodio con riferimento al preesistente gap di genere, per cui le donne percepiscono salari inferiori quando si considerano solo contratti a tempo indeterminato e dunque la differenza con quelli a tempo determinato si riduce. Diversamente dalle differenze di genere per tipologia di contratto, le imprese e le loro modalità di utilizzo di contratti temporanei giocano un ruolo importante nei risultati sui salari relativi alla qualifica del rapporto di lavoro. I lavoratori White Collars con contratti temporanei guadagnano in media il 4.9% in meno rispetto ai lavoratori indeterminati di stessa qualifica, mentre tra i Blue Collars il gap salariale per contratto si riduce al 2.3% in meno per i temporanei rispetto agli indeterminati. Le imprese infatti, potrebbero essere maggiormente interessate a testare le abilità dei lavoratori nel caso di posizioni altamente qualificate rispetto a lavori per cui non sono richieste forti competenze, e i White Collars sono dunque, maggiormente propensi ad accettare salari iniziali inferiori per ottenere contratti più sicuri in seguito. Infine, sono le fasce d'età relativamente giovani ad avere la penalità maggiore nei salari percepiti.

L'eterogeneità dei risultati si riduce quando si considerano imprese di piccole dimensioni. I lavoratori assunti in imprese con massimo 15 dipendenti sono maggiormente esposti a rischi di licenziamento, e i costi per le imprese dunque, inferiori anche in caso di contratti a tempo indeterminato. Nell'analisi per sottogruppi in imprese relativamente piccole infatti, non solo la penalità nei salari dei lavoratori temporanei è inferiore rispetto a quelle che si verifica in imprese più grandi, ma, i valori associati a lavoratori temporanei uomini non differiscono in termini di magnitudo da quelli ottenuti dalle donne. La maggiore differenza per gruppi si verifica quando l'analisi empirica viene replicata per qualifica del rapporto di lavoro, in cui la differenza tra temporanei e indeterminati è maggiore tra i White Collars, che guadagnano in media il 3.3% in meno, che tra i Blue Collars.

Questo lavoro, supporta i risultati presenti in letteratura circa i differenziali salariali per contratto, e contribuisce producendo stime robuste grazie all'utilizzo di dati abbinati tra lavoratori e imprese che permettono l'utilizzo di metodologie a doppi effetti fissi per garantire il controllo di specificità individuali e d'impresa per ciascun rapporto di lavoro. Tra queste gli effetti fissi individuali sono la componente dominante nello spiegare la

variabilità dei salari mensili medi, solo il 6% circa è spiegato dall'eterogeneità non osservabile d'impresa.

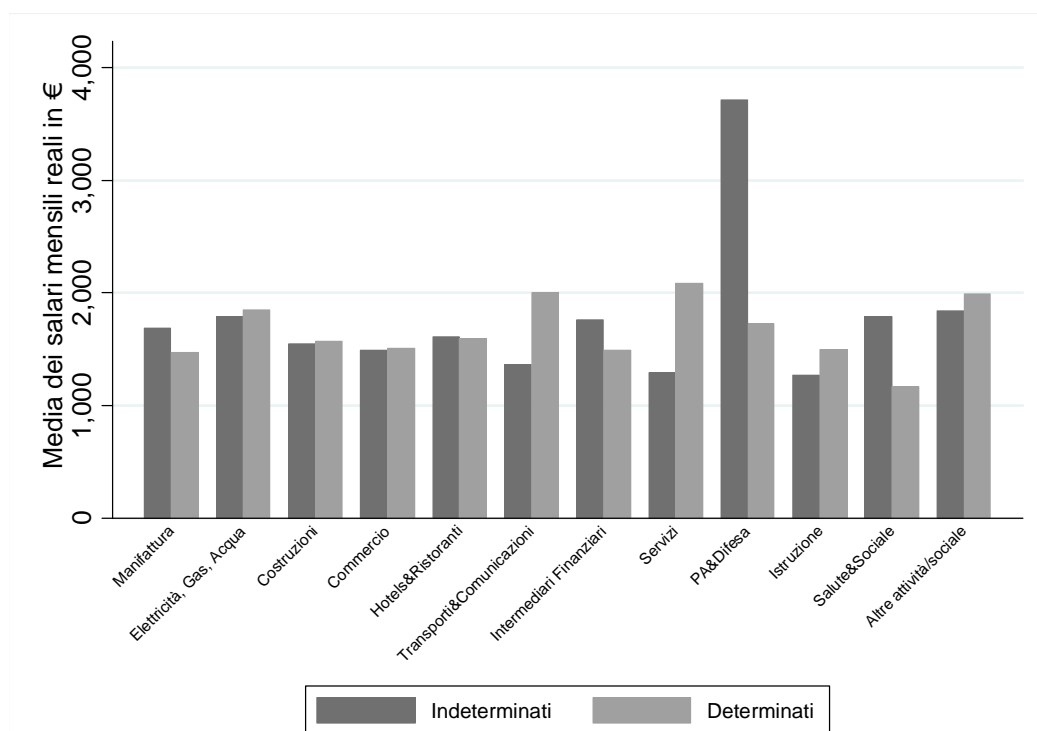
Bibliografia:

- Abowd, J. M., Creecy, R. H., & Kramarz, F. (2002). *Computing person and firm effects using linked longitudinal employer-employee data* (No. 2002-06). Center for Economic Studies, US Census Bureau.
- Abowd, J. M., Kramarz, F., & Margolis, D. N. (1999). High wage workers and high wage firms. *Econometrica*, 67(2), 251-333.
- Andrews, M. J., Schank, T., & Upward, R. (2004). *Practical estimation methods for linked employer-employee data* (No. 29). Diskussionspapiere//Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt-und Regionalpolitik.
- Autor, D. H., & Houseman, S. N. (2010). Do Temporary-Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-Skilled Workers? Evidence from "Work First". *American Economic Journal: Applied Economics*, 96-128.
- Bentolila, S., & Bertola, G. (1990). Firing costs and labour demand: how bad is eurosclerosis?. *The Review of Economic Studies*, 57(3), 381-402.
- Bentolila, S., & Dolado, J. J. (1994). Spanish labour markets. *Economic policy*, 18, 53-99.
- Berton, F., Devicienti, F., & Pacelli, L. (2011). Are temporary jobs a port of entry into permanent employment? Evidence from matched employer-employee. *International Journal of Manpower*, 32(8), 879-899.
- Blanchard, O., & Landier, A. (2002). The perverse effects of partial labour market reform: fixed-term contracts in France. *The Economic Journal*, 112(480), F214-F244.
- Boeri, T. (2011). Institutional reforms and dualism in European labor markets. *Handbook of labor economics*, 4, 1173-1236.
- Boeri, T., & Garibaldi, P. (2007). Two Tier Reforms of Employment Protection: a Honeymoon Effect?*. *The Economic Journal*, 117(521), F357-F385.
- Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2002). Temporary jobs: stepping stones or dead ends?. *The economic journal*, 112(480), F189-F213.
- Bosio, G. (2009). Temporary employment and wage gap with permanent jobs: evidence from quantile regression. *MPRA Paper*, 16055.
- Cahuc, P., & Postel-Vinay, F. (2002). Temporary jobs, employment protection and labor market performance. *Labour Economics*, 9(1), 63-91.

- Cappellari, L., Dell'Aringa, C., & Leonardi, M. (2012). Temporary Employment in Italy. *CESifo DICE Report*, 10(1), 55-62.
- Cornelissen, T. (2008). The Stata command felsdvvreg to fit a linear model with two high-dimensional fixed effects. *Stata Journal*, 8(2), 170.
- De la Rica, S. (2004). Wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts: The impact of firm and occupational segregation. *Moneda y Crédito*, 219(1), 43-69.
- Elia, L. (2010). Temporary/Permanent Workers' Wage Gap: A Brand-new Form of Wage Inequality?. *Labour*, 24(2), 178-200.
- Engelland, A., & Riphahn, R. T. (2005). Temporary contracts and employee effort. *Labour economics*, 12(3), 281-299.
- Faccini, R. (2008). Reassessing labor market reforms: Temporary contracts as a screening device.
- Guell, M., & Petrolongo, B. (2000). Worker Transition from Temporary to Permanent Employment. *Center for Economic Performance, London School of Economics, Discussion Paper*, 200.
- Hagen, T. (2002). Do temporary workers receive risk premiums? Assessing the wage effects of fixed-term contracts in West Germany by a matching estimator compared with parametric approaches. *Labour*, 16, 667-705.
- Ichino, A., Mealli, F., & Nannicini, T. (2003). Il lavoro interinale in Italia: trappola del precariato o trampolino verso un impiego stabile?.
- Kahn, L. M. (2012). Labor market policy: A comparative view on the costs and benefits of labor market flexibility. *Journal of Policy Analysis and Management*, 31(1), 94-110.
- Kantor, D. (2012). MAHAPICK: Stata module to select matching observations based on a Mahalanobis distance measure. *Statistical Software Components*.
- Loh, E. S. (1994). Employment probation as a sorting mechanism. *Industrial & labor relations review*, 47(3), 471-486.
- Picchio, M. (2006). *Wage differentials between temporary and permanent workers in Italy*. Università Politecnica delle Marche.
- Rebitzer, J. B., & Taylor, L. J. (1991). A model of dual labor markets when product demand is uncertain. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 1373-1383
- Rosen, S. (1987). The theory of equalizing differences.

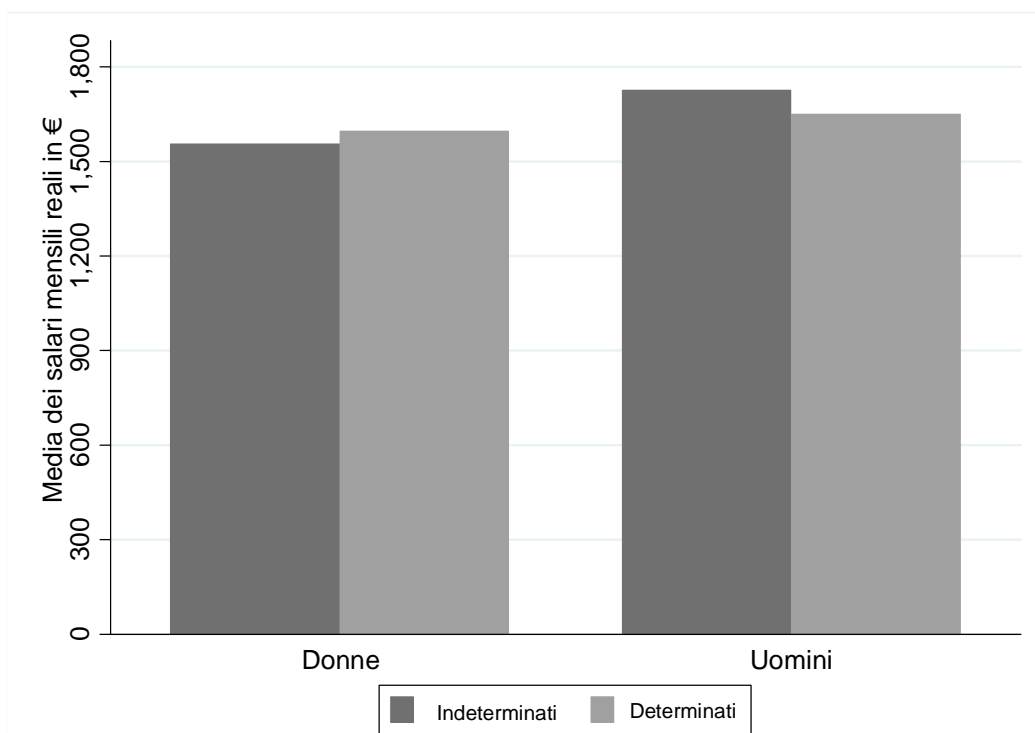
- Sørensen, T., & Vejlin, R. (2009). The Importance of Worker, Firm and Match Fixed Effects in the Formation of Wages. *University of Aarhus Economics Working Paper, 11*.
- Weiss, Y. (1981). Expected interruptions in labor force participation and sex related differences in earnings growth.

Figura 1.1: Salari Mensili Medi per Tipo di Contratto e Settore di Attività



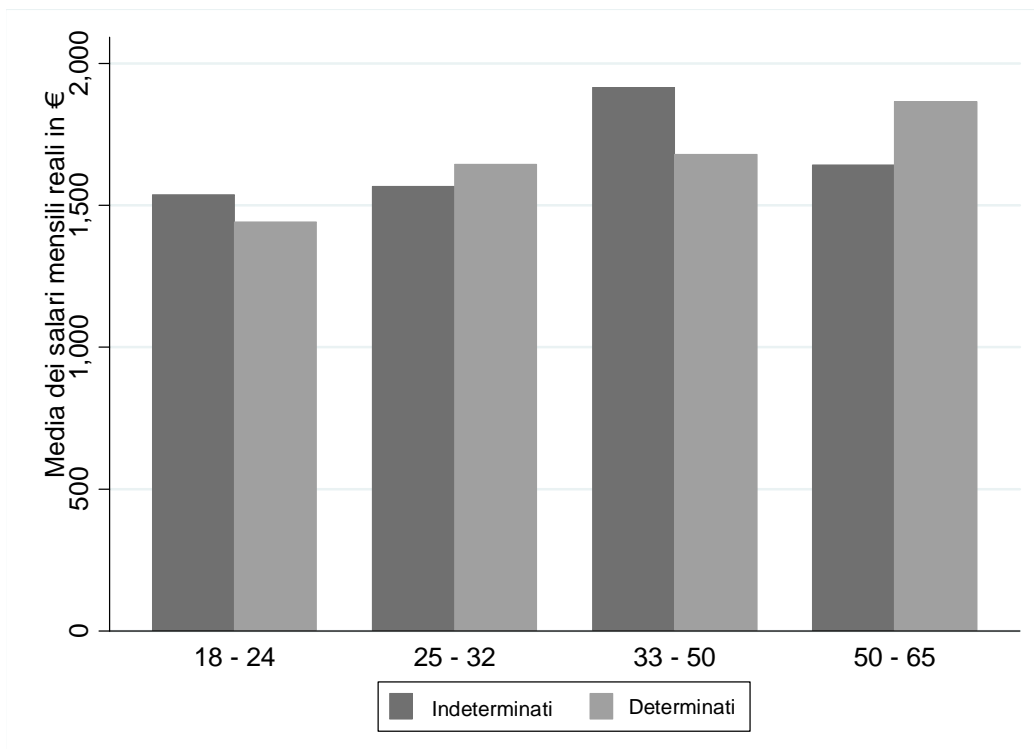
Note: Salari medi mensili reali indicizzati ai prezzi del 2004. Differenza in livelli per contratto in ciascun settore.

Figura 1.2: Salari Mensili Medi per Tipo di Contratto e Genere



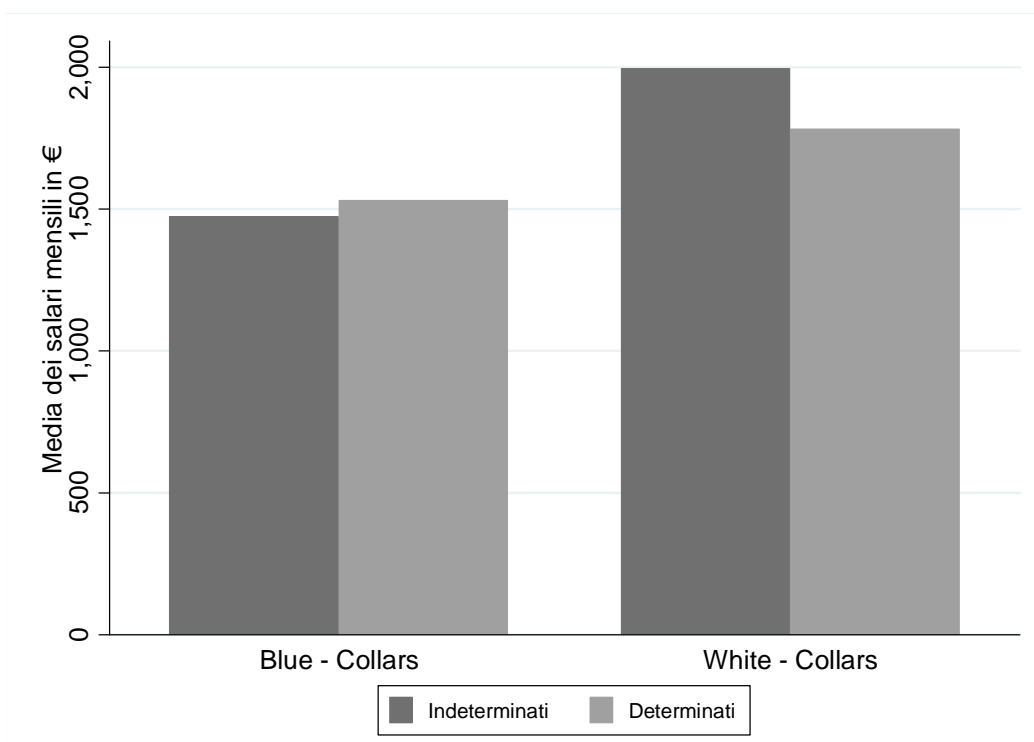
Note: Salari medi mensili reali indicizzati ai prezzi del 2004. Differenza in livelli per contratto e genere.

Figura 1.3: Salari Mensili Medi per Tipo di Contratto e Fascia d'età



Note: Salari medi mensili reali indicizzati ai prezzi del 2004. Differenza in livelli per contratto e fascia d'età.

Figura 1.4: Salari Mensili Medi per Tipo di Contratto e Qualifica



Note: Salari medi mensili reali indicizzati ai prezzi del 2004. Differenza in livelli per contratto e Qualifica

Tabella 1.1: Sentieri di Mobilità

| Numero di imprese in cui i lavoratori sono assunti(1) : | 1 Impresa | 2 Imprese | 3 Imprese | 4 Imprese | 5 Imprese | 6 + Imprese |
|---|------------------|---------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|--------------------|
| N. Lavoratori | 14444 | 8632 | 4521 | 2204 | 1051 | 1196 |
| % Lavoratori | 45.07 | 26.93 | 14.11 | 6.88 | 3.28 | 3.73 |
| Numero di osservazioni per lavoratore (2): | 1 Obs | 2 Obs | 3 Obs | 4 Obs | 5 Obs | 6 + Obs |
| N. Lavoratori | 8750 | 6243 | 5152 | 4357 | 3323 | 4223 |
| % Lavoratori | 27.3 | 19.48 | 16.08 | 13.6 | 10.37 | 12.88 |
| Numero di Mover nell'impresa in cui il lavoratore è assunto (3): | 0 Mover | 1 - 5 Movers | 11 - 20 Movers | 51 - 100 Movers | 100 + Movers | |
| N. Lavoratori | 14444 | 54157 | 2 | 1 | 52 | |
| % Lavoratori | 21.04 | 78.88 | 0 | 0 | 0.08 | |

Note: Panel (1): numero di imprese in cui i lavoratori sono assunti; Panel (2): numero di osservazioni per lavoratore negli anni; Panel (3): numero di persone che hanno cambiato impresa nell'impresa in cui il lavoratore è assunto.

Tabella 1.2: Statistiche Descrittive, Media dei salari mensili reali in € per gruppi

| | <i>Osservazioni</i> | <i>Media</i> | <i>Dev. Standard</i> | <i>p10</i> | <i>p90</i> |
|--|---------------------|--------------|----------------------|------------|------------|
| <i>Tutto il Campione</i> | 948786 | 1676 | 691 | 1137 | 2425 |
| <i>Lavoratori a tempo indeterminato</i> | 831612 | 1682 | 697 | 1153 | 2468 |
| <i>Donne</i> | 214980 | 1556 | 478 | 1192 | 1829 |
| <i>Uomini</i> | 616632 | 1726 | 754 | 1127 | 2506 |
| <i>Blue - Collars</i> | 499212 | 1473 | 366 | 1005 | 1900 |
| <i>White - Collars</i> | 332400 | 1996 | 923 | 1257 | 3409 |
| <i>18 - 24 Anni</i> | 159116 | 1537 | 271 | 1257 | 1724 |
| <i>25 - 32 Anni</i> | 356784 | 1566 | 561 | 929 | 2175 |
| <i>33 - 50 Anni</i> | 282559 | 1915 | 943 | 1137 | 3214 |
| <i>51 - 65 Anni</i> | 33153 | 1642 | 423 | 1385 | 2214 |
| <i>Piccole Imprese</i> | 286834 | 1515 | 396 | 1159 | 2173 |
| <i>Grandi Imprese</i> | 544778 | 1770 | 798 | 1113 | 2624 |
| <i>Lavoratori a tempo determinato</i> | 117174 | 1629 | 641 | 1117 | 2253 |
| <i>Donne</i> | 44950 | 1595 | 623 | 1114 | 2263 |
| <i>Uomini</i> | 72224 | 1650 | 651 | 1169 | 2247 |
| <i>Blue - Collars</i> | 71560 | 1532 | 518 | 1114 | 2166 |
| <i>White - Collars</i> | 45614 | 1783 | 772 | 1178 | 2694 |
| <i>18 - 24 Anni</i> | 23318 | 1443 | 463 | 1117 | 1905 |
| <i>25 - 32 Anni</i> | 37664 | 1644 | 600 | 1223 | 2359 |
| <i>33 - 50 Anni</i> | 51199 | 1681 | 679 | 1114 | 2292 |
| <i>51 - 65 Anni</i> | 4993 | 1867 | 973 | 1177 | 2808 |
| <i>Piccole Imprese</i> | 16608 | 1558 | 601 | 1133 | 1960 |
| <i>Grandi Imprese</i> | 100566 | 1641 | 647 | 1117 | 2326 |

Note: Statistiche descrittive dei salari mensili reali in € nel campione e per gruppi (Numero di osservazioni, media, Deviazione standard, decimo percentile più povero, decimo percentile più ricco); Piccole imprese: imprese con Massimo 15 dipendenti; Grandi Imprese: imprese on più di 15 dipendenti.

Tabella 1.3: Stime dei differenziali salariali per tipologia di contratto nelle Grandi Imprese

| | Osservazioni | Ols | Fe | THDFE |
|-------------|--------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| (1) Tutti | 266961 | -0.0244 *** <i>0.0015</i> | -0.0313 *** <i>0.0028</i> | -0.0313 *** <i>0.0010</i> |
| (2) Uomini | 211067 | -0.0424 *** <i>0.0015</i> | -0.0376 *** <i>0.0034</i> | -0.0376 *** <i>0.0011</i> |
| (3) Donne | 55894 | 0.0697 *** <i>0.0029</i> | -0.0198 *** <i>0.0050</i> | -0.0198 *** <i>0.0024</i> |
| (4) White C | 134443 | -0.3097 *** <i>0.0022</i> | -0.0493 *** <i>0.0060</i> | -0.0493 *** <i>0.0016</i> |
| (5) Blue C | 132518 | 0.1417 *** <i>0.0018</i> | -0.0237 *** <i>0.0032</i> | -0.0237 *** <i>0.0013</i> |
| (6) 18 - 24 | 47416 | -0.1163 *** <i>0.0028</i> | -0.0370 *** <i>0.0067</i> | -0.0370 *** <i>0.0023</i> |
| (7) 25 - 32 | 106811 | 0.1221 *** <i>0.0022</i> | -0.0467 *** <i>0.0051</i> | -0.0467 *** <i>0.0016</i> |
| (8) 33 - 50 | 109352 | 0.0263 *** <i>0.0024</i> | -0.0213 *** <i>0.0047</i> | -0.0213 *** <i>0.0015</i> |
| (9) 51 - 65 | 3382 | -0.0075 *** <i>0.0142</i> | -0.0245 * <i>0.0131</i> | -0.0245 * <i>0.0147</i> |

Variabile Dipendente: Logaritmo Salari Mensili Reali; OLS: Ordinary Least of Squares; FE: Fixed Effect; THDFE: two high dimensional fixed effect. In parentesi il numero di riga: (1) Tutti I lavoratori assunti in imprese con più di 15 dipendenti; (2) e (3) Sottogruppi per genere; (4) e (5) Sottogruppi per qualifica; (6) - (7) - (8) - (9) Sottogruppi per fascia d'età

Livelli di significatività: ***0.01 ; **0.05; *0.1; Variabili di Controllo: Si come da equazione (1); Risultati: stima del coefficiente δ nell'equazione (1); Standard errors: in corsivo;

Tabella 1.4: Stime dei differenziali salariali per tipologia di contratto nelle Piccole Imprese

| | Osservazioni | Ols | Fe | THDFE |
|--------------------|---------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| (1) Tutti | 301731 | 0.0154 *** <i>0.0015</i> | -0.0090 * <i>0.0049</i> | -0.0089 *** <i>0.0011</i> |
| (2) Uomini | 180406 | 0.0396 *** <i>0.0017</i> | -0.0093 <i>0.0062</i> | -0.0093 *** <i>0.0015</i> |
| (3) Donne | 121325 | 0.0081 *** <i>0.0017</i> | -0.0088 <i>0.0083</i> | -0.0088 *** <i>0.0017</i> |
| (4) White C | 132814 | 0.0370 *** <i>0.0020</i> | -0.0330 *** <i>0.0091</i> | -0.0330 *** <i>0.0017</i> |
| (5) Blue C | 168917 | 0.0127 *** <i>0.0016</i> | -0.0045 <i>0.0057</i> | -0.0045 ** <i>0.0014</i> |
| (6) 18 - 24 | 59244 | -0.0036 * <i>0.0020</i> | 0.0011 *** <i>0.0160</i> | 0.0011 <i>0.0025</i> |
| (7) 25 - 32 | 127922 | 0.0886 *** <i>0.0018</i> | -0.0304 *** <i>0.0091</i> | -0.0304 *** <i>0.0019</i> |
| (8) 33 - 50 | 107643 | 0.0014 <i>0.0019</i> | -0.0139 ** <i>0.0075</i> | -0.0139 *** <i>0.0018</i> |
| (9) 51 - 65 | 6922 | 0.0238 ** <i>0.0076</i> | 0.0168 <i>0.0178</i> | 0.0168 ** <i>0.0068</i> |

Variabile Dipendente: Logaritmo Salari Mensili Reali; OLS: Ordinary Least of Squares; FE: Fixed Effect; THDFE: two high dimensional fixed effect. In parentesi il numero di riga: (1) Tutti I lavoratori assunti in imprese con meno di 15 dipendenti; (2) e (3) Sottogruppi per genere; (4) e (5) Sottogruppi per qualifica; (6) – (7) - (8) - (9) Sottogruppi per fascia d'età
Livelli di significatività: ***0.01 ; **0.05; *0.1; Variabili di Controllo: Si come da equazione (1); Risultati: stima del coefficiente δ nell'equazione (1); Standard errors: in corsivo;

Tabella 1.5: *Decomposizione della Variabilità del Salario*

| | <i>Piccole Imprese</i> | | | | <i>Grandi Imprese</i> | | | |
|--------------------|------------------------|------------|-------------|---------------------|-----------------------|------------|-------------|---------------------|
| | $X_{ijt}\beta$ | θ_i | φ_j | ε_{ijt} | $X_{ijt}\beta$ | θ_i | φ_j | ε_{ijt} |
| (1) Tutti | -0.0360 | 0.9572 | 0.0638 | 0.0150 | 0.0550 | 0.8740 | 0.0617 | 0.0092 |
| (2) Uomini | 0.0491 | 0.8480 | 0.0893 | 0.0137 | 0.1200 | 0.8107 | 0.0629 | 0.0063 |
| (3) Donne | -0.3542 | 1.2966 | 0.0396 | 0.0180 | -0.0505 | 0.9278 | 0.0846 | 0.0382 |
| (4) White C | -0.2409 | 1.1947 | 0.0346 | 0.0116 | 0.1279 | 0.7935 | 0.0701 | 0.0085 |
| (5) Blue C | 0.0256 | 0.8681 | 0.0902 | 0.0161 | 0.0211 | 0.8447 | 0.1104 | 0.0239 |
| (6) 18 - 24 | 0.6050 | 0.2714 | 0.0921 | 0.0314 | -0.0099 | 0.4117 | 0.5695 | 0.0287 |
| (7) 25 - 32 | -0.2208 | 1.1763 | 0.0264 | 0.0181 | 0.0118 | 0.9536 | 0.0225 | 0.0121 |
| (8) 33 - 50 | -0.4007 | 1.3555 | 0.0346 | 0.0107 | 0.0207 | 0.9661 | 0.0075 | 0.0057 |
| (9) 51 - 65 | -0.0171 | 0.7739 | 0.1837 | 0.0594 | 0.0162 | 0.8273 | 0.1282 | 0.0283 |

Decomposizione della Varianza (Quanto ogni componente contribuisce a spiegare la varianza dei salari)

$X_{ijt}\beta$: *caratteristiche osservabili*; θ_i : *effetti fissi lavoratore*; φ_j : *effetti fissi d'impresa*; ε_{ijt} : *residuo*.

In parentesi il numero di riga: (1) Tutti I lavoratori assunti in imprese con meno di 15 dipendenti; (2) e (3) Sottogruppi per genere; (4) e (5) Sottogruppi per qualifica; (6) - (7) - (8) - (9) Sottogruppi per fascia d'età

Livelli di significatività: ***0.01 ; **0.05; *0.1;

Table 1.6: *Check di robustezza*

| Statistica dettagliata del logaritmo del salario medio mensile | | | |
|--|----------|-----------------|--------|
| Percentili | | | |
| 1% | 6.546127 | | |
| 5% | 6.89617 | Obs | 948786 |
| 10% | 7.03572 | | |
| 90% | 7.79377 | | |
| 95% | 7.985887 | | |
| 99% | 8.449328 | | |
| Stima dell'eq. (2.1) escludendo salari: 7.03572 <w_{ijt}> 7.79377 | | | |
| | Obs | δ | |
| (1) Piccole Imprese | 272578 | -0.00984 | *** |
| | | <i>0.00071</i> | |
| (2) Grandi Imprese | 166090 | -0.02467 | *** |
| | | <i>0.000749</i> | |
| Variabile Dipendente: Logaritmo Salari Mensili Reali; OLS: Ordinary Least of Squares; FE: Fixed Effect; THDFE: two high dimensional fixed effect. In parentesi il numero di riga: (1) Tutti I lavoratori assunti in imprese con meno di 15 dipendenti; (2) Tutti I lavoratori assunti in imprese con più di 15 dipendenti; Livelli di significatività: ***0.01 ; **0.05; *0.1; Variabili di Controllo: Si come da equazione (1); Risultati: stima del coefficiente δ nell'equazione (1); Standard errors: in corsivo. | | | |

Capitolo 2

L'effetto dei contratti di lavoro interinali sui salari dei dipendenti a tempo indeterminato

2.1 Introduzione

Negli ultimi decenni molti dei Governi Europei adottano politiche mirate all'introduzione di una maggiore flessibilità del lavoro. L'idea che mercati del lavoro più flessibili permettano il raggiungimento di migliori livelli di efficienza oltre che di una maggiore produttività ne è la principale motivazione. Spesso il dibattito però si focalizza sulle reali implicazioni che le nuove politiche all'impiego hanno sui sistemi lavoristici, sui flussi occupazionali e sui salari. Lo studio di questi effetti diventa cruciale per i Policy Makers e di supporto nel valutare le opportunità derivanti dai processi di deregolamentazione. Questo lavoro si concentra sui salari e dimostra che l'introduzione di una maggiore flessibilità può in alcuni casi condurre a un loro incremento.

In letteratura una vasta evidenza empirica sottolinea la rilevanza dei processi di deregolamentazione dei regimi all'impegno quando si analizzano le dinamiche dei flussi occupazionali e la durata della disoccupazione e dimostrano la presenza di una relazione positiva tra flessibilità e flussi in entrata.⁷ Il dibattito circa la relazione esistente tra flessibilità, salari e produttività invece, risulta ancora molto ambiguo e dai risultati non univoci. In particolare, mentre la flessibilità mira a favorire la crescita salariale e una maggiore produttività attraverso processi organizzativi del lavoro più snelli, efficienti e a costi di turnover ridotti, si genera una contestuale riduzione delle posizioni contrattuali con conseguente riduzione dei salari.

Autor et al. (2007) dimostrano che la produttività aumenta all'aumentare della flessibilità del lavoro e nella stessa ottica Leonardi e Pica (2013) mostrano che la riduzione della flessibilità può generare effetti negativi sui salari, ma che l'effetto è strettamente correlato al grado di *seniority* che ne definisce la forza contrattuale. Al contrario, mentre Bassanini e Venn (2008) illustrano che l'impatto sulla produttività non è chiaramente imputabile alla parziale flessibilità introdotta, Ordine e Rose (2016) dimostrano che la diffusione di un mercato del lavoro duale può generare una riduzione relativa dei salari nel caso di nuovi lavoratori assunti a tempo indeterminato.

Questo lavoro si concentra sulla riduzione delle EPL (Employment Protection Legislation)⁸ intervenuta in Italia per mezzo dell'introduzione di nuove forme contrattuali per rapporti di lavoro a tempo determinato, i cosiddetti contratti di lavoro interinali, il cui utilizzo è previsto in tutte le imprese tranne quelle appartenenti al settore dell'Agricoltura e delle Costruzioni. La circoscritta abilitazione all'uso dei contratti interinali in taluni settori

⁷ Si vedano Boeri e Jimeno (2005), Hijzen et al. (2013), Nickell et al. (2005) e Booth et al. (2002)

⁸ Regimi di protezione all'impiego

genera un'impostazione quasi sperimentale e favorisce un approccio controfattuale alle differenze per valutare l'impatto che questa particolare forma contrattuale ha sui salari dei lavoratori dipendenti. Nello specifico, è nel nostro interesse stimare l'effetto causale della riforma sui salari dei lavoratori permanenti e comparando i guadagni dei lavoratori a tempo indeterminato, prima e dopo l'introduzione dei nuovi contratti flessibili siamo in grado di stabilire se, data la riduzione del potere contrattuale dovuta a una maggiore scelta per le imprese per le assunzioni temporanee, i loro salari subiscono variazioni in aumento.

Per l'analisi econometrica usiamo un panel di circa 39.000 lavoratori dipendenti osservati per quattordici anni, dal 1991 al 2004, estratto dal database WHIP⁹. I dati longitudinali abbinati tra lavoratori e imprese sono particolarmente utili al nostro scopo giacché permettono di affrontare i problemi di distorsioni da variabili omesse e da selezione endogena che generalmente rendono ardua l'identificazione di una relazione causale tra flessibilità e salari. L'introduzione di nuove forme di contratto flessibili, infatti, potrebbe generare flussi di lavoratori che scelgono di cambiare contratto, occupazione e settore di appartenenza e caratteristiche come abilità e produttività potrebbero subire delle variazioni contestuali alla riforma, minando alla non distorsione dei risultati dell'analisi controfattuale. Inoltre, anche le decisioni in capo all'impresa di assumere lavoratori con contratti permanenti potrebbero essere influenzate dai nuovi regimi flessibili e indurre distorsioni da selezione che rendono difficile la corretta identificazione dei modelli.

La nostra strategia, dunque, è di correggere per eventuali distorsioni da selezione attraverso l'utilizzo di modelli a doppi effetti fissi, THDFE (Two High Dimensional Fixed Effects) su dati panel che permettono di ripartire i salari in componenti osservabili e non di lavoratori e imprese simultaneamente.

I risultati ottenuti indicano che nei settori affetti dalla riforma sussista un generico aumento del 2% dei salari percepiti dai lavoratori dipendenti assunti a tempo indeterminato. Ciò implica che i benefici in termini di produttività e il risparmio per le imprese sui costi di turnover sembrano dominare l'effetto sul potere contrattuale dei lavoratori.

Il capitolo sarà diviso nel seguente modo. Il paragrafo 2.2 descrive il quadro istituzionale in Italia e la storia del processo di deregolamentazione. Al paragrafo 2.3 saranno presentati i dati e qualche statistica preliminare. Nel quarto paragrafo, è illustrata la strategia

⁹ WHIP (Work History Italian Panel), laboratorio Revelli di Torino, è una banca dati di storie lavorative individuali, costruita a partire dagli archivi gestionali dell'Inps. La sezione di WHIP utilizzata per la nostra analisi, riguarda il lavoro dipendente ed è un Linked Employer-Employee Database: oltre ai dati sul rapporto di lavoro, grazie ad un abbinamento con l'Osservatorio delle Imprese dell'Inps, sono presenti anche i dati riguardanti l'impresa presso la quale la persona è impiegata.

identificativa. I risultati sono riportati e discussi nel paragrafo 2.5 e, in fine, il paragrafo 2.6 conclude.

2.2 Quadro istituzionale

Fino agli inizi degli anni '90, il mercato del lavoro italiano era caratterizzato da stringenti politiche di protezione all'impegno che lo classificavano come uno dei più rigidi in Europa¹⁰. Verso la fine del 1997, si avvia un processo di deregolamentazione del mercato del lavoro con l'introduzione del decreto legislativo 196/1997, cosiddetto "Pacchetto Treu". In seguito alla riforma, mentre i lavoratori con contratti permanenti mantengono gli stessi livelli di protezione diversi solo per dimensione d'impresa, vengono introdotte varie forme di lavoro temporaneo consentendo alle imprese, indipendentemente dalla loro dimensione di organizzare il lavoro considerando un gran numero di nuove forme contrattuali.

La stessa riforma, inoltre, introduce le cosiddette Agenzie Interinali del lavoro, una struttura triangolare di organizzazione del reclutamento per cui l'agenzia assume un individuo con l'obiettivo di predisporlo a un'impresa per un lavoro temporaneo. Il motivo della diffusione dei contratti interinali è spesso legata al potenziale risparmio sui costi di licenziamento da parte delle imprese.

Data la peculiarità di questa tipologia di lavoro, il governo Italiano ne vieta l'utilizzo al settore dell'Agricoltura caratterizzato da lavoratori con scarsi livelli educativi e appartenenti a classi sociali più disagiate e in una prima fase al settore delle Costruzioni per il rischio di capolarato. Tuttavia, due anni dopo, col decreto legislativo 488/1999 ai settori esclusi dalla riforma viene concesso l'utilizzo ai contratti interinali limitatamente a qualifiche di impiegato.

I dati del Ministero Italiano del Lavoro (2005), riportano che nel 2003 furono registrate più di duemila agenzie interinali e il 3.5% dei lavoratori assunti lo è con contratti di questo genere. I numeri riportati nella Tabella 2.1 estratti dal nostro campione, sono perfettamente in linea con quelli enunciati dal Ministero del Lavoro ed illustrano che solo a partire dal 2000 i contratti interinali sono stati adottati in maniera omogenea in tutti i settori e rappresentano circa il 3% del totale dei lavoratori.

¹⁰ Sin dal 1973, la normativa italiana permetteva i licenziamenti individuali solo in presenza di giustificata causa. L'interruzione dei contratti di lavoro per motivi economici era proibita e sanzionata in base alla dimensione d'impresa. In particolare le imprese con più di 15 dipendenti erano obbligate a riassumere il lavoratore ed integrargli il salario perso.

2.3 Dati e Statistiche

2.3.1 Dati

L'analisi empirica si basa sui dati cosiddetti WHIP (Work History Italian Panel) del laboratorio Revelli di Torino. WHIP è una banca dati di storie lavorative individuali, costruita a partire dagli archivi gestionali dell'Inps.

La popolazione di riferimento è costituita da tutte le persone - italiani e stranieri - che hanno svolto parte o tutta la loro carriera lavorativa in Italia. Da questa è stato estratto un ampio campione rappresentativo, con un coefficiente di campionamento di 1:90. Per ognuna di queste persone sono osservati i principali episodi che caratterizzano la loro carriera lavorativa.

La sezione di WHIP utilizzata per la nostra analisi, riguarda il lavoro dipendente nel settore privato ed è un Linked Employer-Employee Database: oltre ai dati sul rapporto di lavoro, grazie ad un abbinamento con l'Osservatorio delle Imprese dell'Inps, sono presenti anche i dati riguardanti l'impresa presso la quale la persona è impiegata.

In particolare il dataset fornisce informazioni circa le dimensioni dell'impresa, la tipologia contrattuale, retribuzione, settore, e qualifica del lavoratore. Le variabili sono descritte nella Tabella A in Appendice. Il settore agricolo è escluso dall'analisi per evitare problemi inerenti la qualità dei dati, come suggerito nel rapporto 3.2 del Laboratorio Revelli. Inoltre, il settore stesso, essendo troppo esposto a variabilità stagionali e climatiche potrebbe indurre a stime distorte.

Il campione fornisce un panel non bilanciato di 540.995 osservazioni dal 1991 al 2004 di lavoratori permanenti full-time, 38.640 osservazioni in media l'anno.

I dati non mostrano errori di misurazioni, poiché riflettono numeri direttamente registrati dall'INPS per il calcolo delle pensioni.

2.3.2 Statistiche Preliminari

È interessante mostrare i sentieri salariali per il periodo in esame (1991 – 2003) in base al settore di appartenenza, quale Manifattura, Servizi e Costruzioni. La figura 2.1 illustra la media dei salari mensili reali nel tempo. Tutte le serie presentano un andamento decrescente dopo il 1991 e subito dopo il 1997, anno di riforma, si evidenzia un'immediata crescita dei salari medi dei lavoratori assunti nel settore della manifattura o dei servizi (Gruppo dei Trattati). Gli andamenti sembrano essere abbastanza simili negli anni pre-riforma in supporto all'assunzione di trend paralleli necessaria per l'applicazione del

metodo alle differenze (DD). Inoltre, grazie alla presenza di più anni e più gruppi si ha la possibilità di implementare test aggiuntivi per supportare l'assunzione di parallelismo delle serie. Prima di passare all'analisi empirica, illustriamo una serie di statistiche rilevanti riguardanti i lavoratori che si spostano da un'impresa all'altra nel campione (Movers). Questa informazione è particolarmente rilevante quando si usano dati abbinati tra lavoratori e imprese (LEED) in quanto la robustezza della tecnica a doppi effetti fissi cresce al crescere del numero di imprese nel campione che assumono lavoratori Movers.

Le Tabelle 2.2, 2.3 e 2.4 mostrano qualche sentiero di mobilità dei lavoratori ottenuto a partire dal modulo STATA di Cornelissen (2008). Data la struttura non bilanciata del panel, come evidenziato nella Tabella 2.2, il 79% di lavoratori sono osservati per più di un anno, la rimanente parte solo in un punto nel tempo così da non poter contribuire alle stime THDFE. Nella Tabella 2.3 si può notare che il 76% dei lavoratori non ha mai cambiato impresa nel periodo d'analisi, mentre circa 16.000 lavoratori cambiano da 1 a sette imprese, una variazione sufficiente alla valida riuscita dell'analisi. In fine, nella Tabella 2.4 si può vedere che il 62% del totale delle imprese del campione non ha mai assunto un lavoratore Mover, mentre la rimanente parte assume da 1 a più di 100 Movers.

2.4 Strategia Identificativa

La strategia identificativa per la valutazione dell'impatto che l'introduzione dei contratti interinali ha sui salari, sfrutta il raggruppamento esogeno per settori, che attribuisce la possibilità di utilizzo di nuove forme di contratti flessibili dopo la riforma del 1997. Considerando tutti i lavoratori dipendenti assunti con contratti a tempo indeterminato, compariamo i salari di quelli assunti in imprese abilitati all'utilizzo dei contratti interinali con quelli in imprese a cui ne è vietato l'utilizzo. Assumendo che non ci sia nessun altro fattore diverso dalla stessa riforma che possa influenzare i due gruppi (Trattati e Controllo), applichiamo la procedura della differenza nelle differenze (DD), per stimare l'effetto causale del flessibile sui salari, controllando per doppi effetti fissi di lavoratori e imprese.

È necessario sottolineare che l'introduzione delle nuove forme contrattuali nel 1997 può aver generato dei flussi di lavoratori tra diverse forme di contratto, stato occupazionale e settori facendo sì che caratteristiche come abilità e produttività del lavoratore possano essere altrettanto variati nei due gruppi in analisi. In tal caso, non saremmo in grado di stimare correttamente la relazione tra flessibilità e salari e considerando che i lavoratori potrebbero selezionare la forma contrattuale per un rapporto di lavoro in maniera non

casuale, le stime DD potrebbero condurre a risultati inconsistenti anche quando si usano dati panel. Tuttavia, i dati LEED danno la possibilità di controllare per tutte le componenti osservabili e non di lavoratori e delle imprese in cui si svolge il rapporto di lavoro permettendo una robusta valutazione della politica di riforma.

Si consideri la seguente equazione:

$$w_{ijt} = X_{it}\beta_1 + \alpha_i + u_i\eta + Y_{j(i,t)}\beta_2 + q_{j(i,t)}\rho + \phi_{j(i,t)} + \dots \delta_0 \text{Post_Riforma}_t + \delta_1 (\text{Serv_Man})_{it} + \delta_2 \text{Post_Riforma}_t (\text{Serv_Man})_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (2.1)$$

In cui i indica il lavoratore generico, t indica gli anni e j indica l'impresa in cui l'individuo i è assunto. La variabile dipendente è il logaritmo dei salari mensili reali percepiti dal lavoratore i . X_{it} è un vettore di caratteristiche individuali variabili nel tempo, α_i è l'intercetta specifica per individuo, u_i è il vettore di caratteristiche individuali fisse nel tempo. $Y_{j(i,t)}$ e $q_{j(i,t)}$ sono vettori di caratteristiche osservabili d'impresa (variabili e fisse rispettivamente), mentre $\phi_{j(i,t)}$ è l'effetto specifico d'impresa. Post_Riforma è una variabile dummy che assume valore 1 dal 1998 in poi, mentre Serv_Man_{it} assume valore uno se il lavoratore i al tempo t è assunto in un'impresa j il cui settore è servizi o manifattura dove è possibile l'utilizzo dei contratti interinali. ε_{ijt} sono i residui, mentre β , ρ , η e δ sono parametri da stimare. Il parametro di interesse è δ_2 che misura la variazione relativa dei salari dei lavoratori assunti in settori trattati dopo la riforma rispetto a quelli dei lavoratori assunti in settori di controllo, controllando per caratteristiche osservabili del lavoratore, caratteristiche osservabili d'impresa, effetti fissi di lavoratore e d'impresa.

2.5 Risultati

2.5.1 Differenza nelle Differenze – OLS

Per iniziare l'analisi applichiamo un modello ai minimi quadrati ordinari (OLS) su un insieme di 370.442 osservazioni per il periodo 1991 – 1999. Consideriamo i lavoratori assunti nei settori della manifattura, servizi e costruzioni in modo da avere sia lavoratori esposti che non alla riforma, prima e dopo l'anno 1997. Censuriamo le osservazioni al 1999 poiché alla fine dell'anno il decreto legislativo 488/1999, riforma nuovamente il sistema e prevede l'utilizzo dei contratti interinali anche nel settore delle costruzioni, ma limitatamente a ruoli da impiegato.

La variabile dipendente è il logaritmo dei salari mensili medi ricevuti dall'individuo i nell'anno t nell'impresa j . Le variabili di controllo includono genere, età, luogo di nascita,

dimensione d'impresa, anno di costituzione d'impresa, luogo di lavoro, cassa integrazione guadagni, qualifica (white-collars), durata del rapporto di lavoro, data d'inizio del rapporto di lavoro, agevolazioni lavoro, assegni di malattia e di maternità, trattamento di fine rapporto e otto dummies temporali. Inoltre includiamo effetti specifici di settore variabili nel tempo, per considerare la questione sollevata da Conley e Taber (2011) per i quali i modelli DD sono inconsistenti quando il gruppo dei trattati e le variazioni di policy sono piccole. La colonna (1) della Tabella 1.5 espone i risultati. Il coefficiente associato al termine interazione è positivo e statisticamente significativo indicando che dopo la riforma i lavoratori assunti in settori esposti subiscono un aumento dei salari rispetto a quelli assunti in settori non esposti di circa il 3%.

2.5.2 Differenza nelle Differenze – FE

Allo scopo di supportare i risultati preliminari, stimiamo l'equazione (2.1) tenendo presente problemi derivanti dall'eterogeneità non osservabile dei lavoratori. Poiché le caratteristiche dei lavoratori assunti con contratti a tempo indeterminato dopo il 1997 possono essere variate, utilizzando stimatori OLS potremmo confondere l'effetto della riforma con la componente individuale non osservata che guida i lavoratori verso settori diversi influenzando i salari. Infatti, non c'è ragione per cui settori diversi debbano reagire allo stesso modo in termini di caratteristiche di nuovi lavoratori assunti permanentemente in seguito alla riforma del mercato del lavoro. Attraverso modelli a effetti fissi (FE) siamo in grado di controllare la distorsione da variabile omessa, assicurandoci che le caratteristiche non osservabili dei lavoratori permanenti tra settori siano mantenute costanti nel tempo prima e dopo la riforma. I risultati ottenuti dalla stima FE dell'equazione 1.1 sono illustrati nella Tabella 2.5 alla colonna (2). Le stime dimostrano un aumento nei salari dei lavoratori permanenti assunti in imprese appartenenti ai settori trattati del 4.5% rispetto a quelli di lavoratori assunti in imprese nel settore di controllo. Il parametro stimato è maggiormente significativo rispetto a quello stimato dal modello OLS, intendendo che le caratteristiche dei lavoratori permanenti in seguito alla riforma sono variati in maniera diversa tra i due gruppi in analisi.

2.5.3 Differenza nelle Differenze – THDFE

Ulteriori problemi di endogeneità tuttavia, potrebbero verificarsi relativamente ai processi di selezione delle imprese oltre che degli individui. Seppure gli stimatori a effetti fissi assicurino che le caratteristiche dei lavoratori prima e dopo la riforma siano tenute costanti

tra settori, anche le caratteristiche delle imprese possono variare in seguito alla riforma generando un'ulteriore fonte di distorsione. In particolare, se nel post riforma i rapporti di lavoro a tempo indeterminato sono creati o mantenuti solo da imprese altamente produttive, il confronto tra i salari dei lavoratori permanenti prima e dopo il 1997 può condurre a conclusioni errate.

I dati a disposizione e la stima dell'equazione 1.1 con la metodologia THDFE ci permettono di superare il problema differenziando anche per caratteristiche specifiche dell'impresa costanti nel tempo che potrebbero influenzare i salari.

Nell'analisi X_{it} include dieci variabili di controllo (genere, età, cassa integrazione guadagni, qualifica (white-collars), data d'inizio del rapporto di lavoro, agevolazioni lavoro, assegni di malattia e di maternità, trattamento di fine rapporto) mentre $Y_{j(i,t)t}$ include variabili di controllo che catturano caratteristiche d'impresa (dimensione d'impresa, anno di costituzione, regione di lavoro e settore d'appartenenza). I risultati sono illustrati alla colonna (3) della Tabella 1.5. Il coefficiente d'interesse è positivo, statisticamente significativo e pari a 4.4%. Il risultato conferma il relativo aumento dei salari percepiti dai lavoratori in settori esposti alla riforma che introduce i contratti interinali nel 1997.

Il parametro è stimato considerando le caratteristiche non osservabili dei lavoratori e delle imprese che potrebbero influenzare i salari nel post riforma in maniera diversa nei settori trattati e non trattati.

2.6 Controlli di robustezza

In questo paragrafo esploriamo la possibilità della presenza di eventuali ulteriori differenze sistematiche tra il gruppo dei trattati e quello di controllo. In particolare, contestualmente alla riforma del 1997, l'Italia entra a far parte del Sistema Monetario Europeo (SME) e la conseguente rivalutazione monetaria potrebbe aver influito diversamente nei settori di servizi e manifattura rispetto a quello delle costruzioni con riferimento alla domanda estera. Ciò comporterebbe delle variazioni in termini di occupazione e produttività erroneamente interpretabili come effetto della riforma.

Sfruttando l'episodio per cui alla fine del 1999 l'utilizzo dei contratti interinali è esteso anche al settore delle costruzioni, limitatamente a ruoli impiegatizi, possiamo testare l'effettiva associazione tra lavori flessibili e salari considerando l'idea che non essendoci più una sistematica differenza tra i due gruppi l'effetto dovrebbe non sopravvivere oltre il 1999.

A tale scopo, sviluppiamo un'analisi empirica con periodi multipli concentrandoci sui lavoratori classificati come White Collars, per testare esplicitamente se l'effetto dei contratti flessibili scompare quando diventano utilizzabili anche nel settore precedentemente escluso. In particolare stimiamo la seguente equazione:

$$\begin{aligned}
 w_{ijt} = & X_{it}\beta_1 + \alpha_i + u_i\eta + Y_{j(i,t)}\beta_2 + q_{j(i,t)}\rho + \phi_{j(i,t)} + \\
 & \dots\delta_0(1998 - 1999)_t + \delta_1(\text{Serv_Man})_{it} + \delta_2(1998 - 1999)_t (\text{Serv_Man})_{it} \\
 & + \delta_3(2000 - 2004)_t + \delta_4(2000 - 2004)_t (\text{Serv_Man})_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (2.2)
 \end{aligned}$$

In cui $(1998 - 1999)_t$ è una dummy uguale a 1 per il periodo post riforma in cui solo i settori servizi e manifattura erano esposti all'utilizzo dei contratti interinali, $(2000 - 2004)_t$ è una dummy uguale a 1 per il periodo post riforma del 1999 che abilita anche il settore costruzioni all'utilizzo dei contratti interinali. Se la procedura identificativa è corretta, ci aspettiamo un parametro δ_2 statisticamente significativo e positivo e un parametro δ_4 non statisticamente significativo.

I risultati delle stime dell'equazione 2.2 con il metodo OLS, FE e THDFE sono illustrati nella Tabella 2.6. Come ci aspettavamo il coefficiente del termine interazione tra servizi e manifattura e il biennio post 1997 è positivo e statisticamente significativo. Il parametro δ_2 cattura le differenze nei salari dei lavoratori trattati e di controllo rispetto al periodo di riferimento (1991-1997). Il parametro che cattura le differenze nei salari dopo il 1999 invece, non è statisticamente diverso da 0, a supporto di una relazione positiva tra il lavoro flessibile e i salari dei lavoratori con contratti indeterminati.

Ulteriori fonti di distorsione potrebbero influenzare i risultati e condurre a stime distorte della variazione del salario in seguito alla riforma.

Allo scopo di considerare la possibilità che l'abilitazione all'uso dei contratti interinali, possa indurre le imprese ad assumere lavoratori meno abili con contratti flessibili generando una variazione nella composizione dei lavoratori con contratti a tempo indeterminato in seguito alla riforma, concentriamo l'analisi considerando rapporti di lavoro il cui contratto è stato stipulato in anni precedenti all'anno di riforma, per stimare la loro variazione in termini di salario successivamente all'introduzione del lavoro interinale. Se assumiamo che la variata regolamentazione inoltre, e l'introduzione dei contratti interinali abbia un effetto sui salari dei lavoratori assunti con contratti di lunga durata, è plausibile pensare che anche caratteristiche come la durata del rapporto di lavoro, così come la qualifica o la dimensione d'impresa possano essere influenzati dalla riforma

stessa. La struttura panel del campione permette, tuttavia, di considerare nelle analisi le stesse caratteristiche specifiche individuali potenzialmente influenzate dalla riforma tardate di 3 anni per ciascun individuo.

Bisogna inoltre tener presente, che in Italia i livelli salariali sono fortemente legati alle contrattazioni collettive e poco è demandato alla contrattazione individuale. Le variazioni osservate potrebbero dunque riflettere il risultato di nuovi accordi collettivi mirati ad incrementi di salario. Ciò condurrebbe a due conclusioni fondamentali: la prima è che variazioni salariali potrebbero riflettere condizioni economiche prevalenti nel periodo precedente di contrattazione piuttosto che effetti della riforma in analisi; la seconda è che variazioni salariali determinate da accordi contrattuali collettivi possono risultare da una serie di condizioni socio economiche che potrebbero plausibilmente evolvere in maniera diversa tra settori. Concentrare l'analisi a quei rapporti di lavoro che hanno lo stesso contratto collettivo nazionale sia nei settori trattati e non trattati rappresenta in questo caso una buona soluzione al problema. Attraverso una procedura di abbinamento statistico¹¹ selezioniamo per ciascun lavoratore nel settore trattato i lavoratori nel settore di controllo che presentano lo stesso contratto collettivo nazionale.

Un'ultima possibile differenza tra i due gruppi in analisi, trattati e controllo, potrebbe essere dettata dalla diversa propensione al lavoro irregolare. Poiché i dati utilizzati per le stime sono dati amministrativi, qualsiasi manifestazione di lavoro irregolare non sarebbe ovviamente registrata in maniera formale. Qualora un settore presenti maggiore probabilità di remunerazioni irregolari per prestazioni di lavoro potrebbe presentare andamenti costanti lasciando le registrazioni formali dei salari invariate. Per tale ragione, considerando che i tassi di irregolarità negli anni in analisi sono maggiori nel settore dei servizi, seguiti dalle costruzioni e relativamente bassi per la manifattura, risulta necessario inserire riferimenti che catturino i livelli stimati di irregolarità anche nelle fasi di stima.

Sviluppiamo dunque un'analisi empirica concentrandoci sui lavoratori che pur appartenendo a settori diversi abbiano lo stesso contratto collettivo nazionale e il cui anno di assunzione sia precedente al 1997, per testare esplicitamente se l'effetto dei contratti flessibili persista quando ulteriori controlli di robustezza sono considerati. In particolare stimiamo la seguente equazione:

$$w_{ijt} = X_{it}\beta_1 + \alpha_i + u_i\eta + Y_{j(i,t)}\beta_2 + Z_{jit-3}\beta_3 + IRR_{j(i,t)}\beta_4 + q_{j(i,t)}\rho + \phi_{j(i,t)} + \dots \delta_0 Post_Riforma_t + \delta_1 (Serv_Man)_{it} + \delta_2 Post_Riforma_t (Serv_Man)_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (2.3)$$

¹¹ Metodologia Mhalanobis (Kantor, D. 2012) per il calcolo diretto della distanza tra possibili episodi al fine di abbinare individui con uguale contratto collettivo nazionale.

In cui i indica il lavoratore generico, t indica gli anni e j indica l'impresa in cui l'individuo i è assunto. La variabile dipendente è il logaritmo dei salari mensili reali percepiti dal lavoratore i . X_{it} è un vettore di caratteristiche individuali variabili nel tempo, α_i è l'intercetta specifica per individuo, u_i è il vettore di caratteristiche individuali fisse nel tempo. $Y_{j(i,t)}$ e $q_{j(i,t)}$ sono vettori di caratteristiche osservabili d'impresa (variabili e fisse rispettivamente), mentre $\phi_{j(i,t)}$ è l'effetto specifico d'impresa. Z_{it-3} è un vettore che include le variabili di caratteristiche come durata del rapporto di lavoro, qualifica e dimensione d'impresa tre anni prima all'anno in osservazione, mentre $IRR_{j(i,t)}$ è un vettore di variabili che indentificano i tassi di irregolarità stimati per settore (Istat: conti economici nazionali). $Post_Riforma$ è una variabile dummy che assume valore 1 dal 1998 in poi, mentre $Serv_Man_{it}$ assume valore uno se il lavoratore i al tempo t è assunto in un'impresa j il cui settore è servizi o manifattura dove è possibile l'utilizzo dei contratti interinali. ε_{ijt} sono i residui, mentre β , ρ , η e δ sono parametri da stimare. Il parametro di interesse è nuovamente δ_2 che misura la variazione relativa dei salari dei lavoratori assunti in settori trattati dopo la riforma rispetto a quelli dei lavoratori assunti in settori di controllo, controllando per caratteristiche osservabili del lavoratore, caratteristiche osservabili d'impresa, effetti fissi di lavoratore e d'impresa.

Dai risultati ottenuti e riportati in tabella 2.7, l'effetto della riforma sui salari assunti prima della riforma con contratti a tempo indeterminato è un incremento del 7,8% statisticamente significativo.

2.7 Conclusioni

L'analisi è mirata a verificare l'esistenza di un effetto causale dell'introduzione di regimi flessibili sui salari dei lavoratori permanenti. Con questo scopo stimiamo un modello empirico che sfrutta la riduzione delle EPL intervenuta con l'introduzione dei contratti di lavoro interinali in alcuni settori di attività. I risultati mostrano un aumento dei salari percepiti dai lavoratori assunti in imprese esposti alla riforma.

La riduzione dei costi di turnover, la possibilità di sfruttare il lavoro flessibile come tester per le abilità dei lavoratori, e la maggiore flessibilità produttiva facilmente adattabile al contesto economico, sembrano dai nostri risultati dominare l'insorgere di un possibile effetto negativo sul potere contrattuale dei lavoratori.

I risultati, in linea con quelli che legano aumenti di produttività all'incremento della flessibilità (Autor et al, 2007) supportano in termini di Policy, l'idea che che settori caratterizzati da alti livelli di protezione all'impiego possono trarre benefici

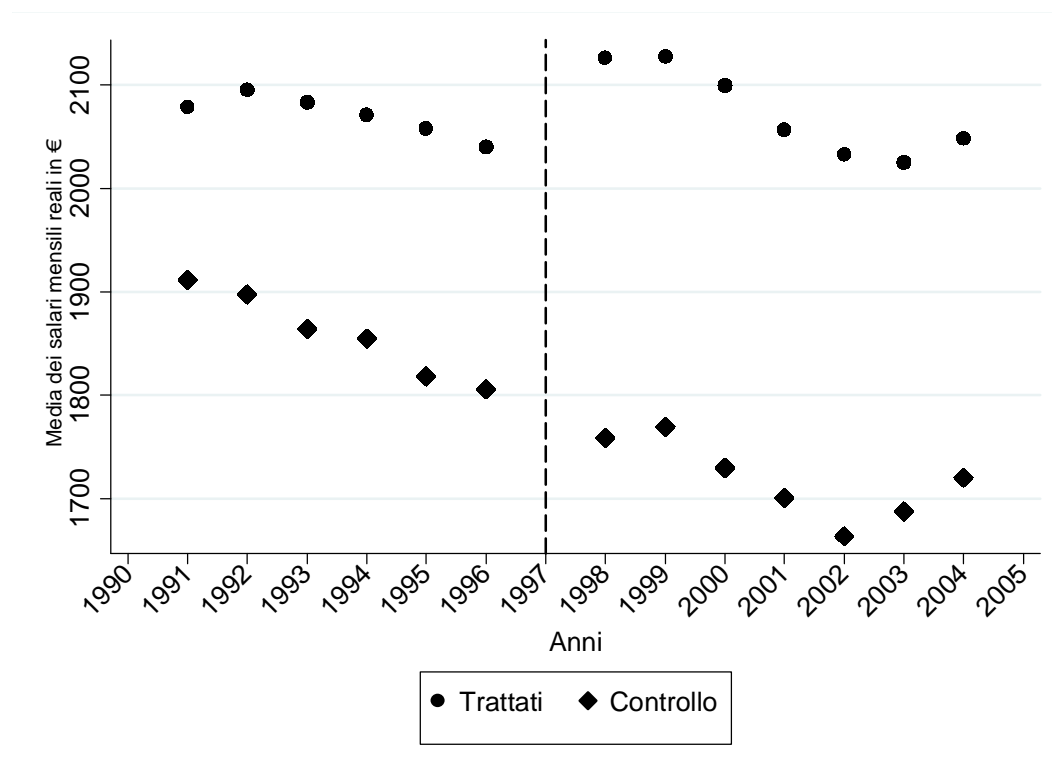
dall'introduzione della flessibilità al margine. In questo caso infatti, i lavoratori che hanno mantenuto il loro livello di protezione sono in grado di catturare almeno parte dei benefici della deregolamentazione con salari più alti.

Bibliografia:

- Abowd, J. M., Kramarz, F., & Margolis, D. N. (1999). High wage workers and high wage firms. *Econometrica*, 67(2), 251-333.
- Abowd, J. M., Kramarz, F., Margolis, D. N., & Troske, K. R. (2001). The relative importance of employer and employee effects on compensation: a comparison of France and the United States. *Journal of the Japanese and international Economies*, 15(4), 419-436.
- Autor D. H., Kerr, W. R., & Kugler, A. D. (2007). Does employment protection reduce productivity? Evidence from US states. *The Economic Journal*, 117(521), F189-F217.
- Bassanini, A., & Venn, D. (2008). The Impact of labour market policies on productivity in OECD Countries. *International Productivity Monitor*, 17(11), 3-15.
- Berton, F., & Garibaldi, P. (2012). Workers and firms sorting into temporary jobs. *The Economic Journal*, 122(562), F125-F154.
- Boeri, T., & Garibaldi, P. (2007). Two tier reforms of employment protection: A honeymoon effect?. *The Economic Journal*, 117(521), F357-F385.
- Boeri, T., & Jimeno, J. F. (2005). The effects of employment protection: Learning from variable enforcement. *European Economic Review*, 49(8), 2057-2077.
- Booth, A. L., Francesconi, M., & Frank, J. (2002). Temporary jobs: stepping stones or dead ends?. *The economic journal*, 112(480), F189-F213.
- Conley, T. G., & Taber, C. R. (2011). Inference with “difference in differences” with a small number of policy changes. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 113-125.
- Cornelissen, T. (2008). The Stata command felsdvvreg to fit a linear model with two high-dimensional fixed effects. *Stata Journal*, 8(2), 170.
- Hijzen, A., & Martin, S. (2013). The role of short-time work schemes during the global financial crisis and early recovery: a cross-country analysis. *IZA Journal of Labor Policy*, 2(1), 1.31
- Nickell, S., Nunziata, L., & Ochel, W. (2005). Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?. *The Economic Journal*, 115(500), 1-27.
- Leonardi, M., & Pica, G. (2013). Who pays for it? The heterogeneous wage effects of employment protection legislation. *The Economic Journal*, 123(573), 1236-1278.

- Ordine, P., & Rose, G. (2016). Two-Tier Labor Market Reform and Entry Wage of Protected Workers: Evidence from Italy. *Empirical Economics*, 51(5), 339-362.

Figura 2.1



Note: Media dei salari reali mensili indicizzati ai prezzi del 2004 suddivisi per gruppo di Trattati e Controllo prima e dopo la riforma del 1997. Il Gruppo dei Trattati è l'insieme dei lavoratori assunti nel settore della Manifattura o dei Servizi; Il Gruppo di controllo è l'insieme dei lavoratori assunti nel settore delle Costruzioni.

Tabella 2.1

| | Quota dei lavoratori Interinali sul Totale dell'Occupazione per Settore | | | | | | | |
|-------------|---|------|------|------|------|------|------|------|
| | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
| Agricoltura | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 1.1 | 1.9 | 2.0 | 2.4 | 3. |
| Costruzioni | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 1.2 | 1.8 | 2.0 | 2.0 | 2.9 |
| Manifattura | 0.0 | 2.0 | 2.3 | 2.2 | 2.3 | 2.1 | 2.3 | 2.7 |
| Servizi | 0.0 | 2.1 | 2.0 | 2.3 | 2.8 | 2.5 | 2.6 | 3.1 |

Note: valori in percentuale. Fonte: Dati WHIP

Tabella 2.2

| Numero di osservazioni per individuo | | |
|--------------------------------------|--------------|---------------|
| Osservazioni | Frequenza | Percentuale |
| 1 | 17274 | 20.62 |
| 2 | 10732 | 12.81 |
| 3 | 7938 | 9.47 |
| 4 | 6330 | 7.56 |
| 5 | 4546 | 5.43 |
| 6 | 4641 | 5.54 |
| 7 | 4455 | 5.32 |
| 8 | 3380 | 4.03 |
| 9 | 2860 | 3.41 |
| 10 | 2930 | 3.50 |
| 11 | 4114 | 4.91 |
| 12 | 14579 | 17.40 |
| Totali | 83779 | 100.00 |

Note: Elaborazione dati WHIP. Stata FELSDVREG, Cornelissen(2008)

Tabella 2.3

| Numero di imprese in cui i lavoratori sono assunti | | |
|--|-----------|-------------|
| Numero di imprese | Frequenza | Percentuale |
| 1 | 64071 | 76.48 |
| 2 | 15328 | 18.30 |
| 3 | 3377 | 4.03 |
| 4 | 768 | 0.92 |
| 5 | 213 | 0.25 |
| 6 | 18 | 0.02 |
| 7 | 4 | 0.01 |

Note: Elaborazione dati WHIP. Stata FELSDVREG, Cornelissen(2008)

Tabella 2.4

| Numero di Mover per impresa | | |
|-----------------------------|-----------|-------------|
| Mover per impresa | Frequenza | Percentuale |
| 0 | 39563 | 62.23 |
| 1 - 5 | 18188 | 28.61 |
| 6 - 10 | 3769 | 5.93 |
| 11 - 20 | 1178 | 1.85 |
| 21 - 30 | 334 | 0.53 |
| 31 - 50 | 251 | 0.39 |
| 51 - 100 | 161 | 0.25 |
| >100 | 132 | 0.21 |

Note: Elaborazione dati WHIP. Stata FELSDVREG, Cornelissen(2008). Mover: Lavoratori che cambiano impresa nel periodo in analisi

Tabella 2.5

| Stima Difference – in - Differences | | | |
|---|----------------------------|----------------------------|---------------------------|
| Variabile dipendente: Logaritmo del salario mensile medio | | | |
| | (1) | (2) | (3) |
| Serv_Man | -0.084 *** <i>0.000</i> | -0.082 *** <i>0.000</i> | - |
| Post_Riforma | -0.006 <i>0.160</i> | -0.035 *** <i>0.000</i> | 0.040 *** <i>0.000</i> |
| Serv_Man*Post_Riforma | 0.032 *** <i>0.000</i> | 0.045 *** <i>0.000</i> | 0.046 *** <i>0.000</i> |
| Dummies Temporali | Si | Si | No |
| Variabili di controllo | Si | Si | Si |
| Variabili Regioni | Si | Si | Si |
| Osservazioni | 370442 | 370442 | 95195 |
| a) | | | 0.82 |
| b) | | | 0.05 |
| c) | | | 0.05 |
| d) | | | 0.07 |

Note: La variabile dipendente è il logaritmo del salario mensile medio; P-Value robusti in corsivo, clusterizzati per settore; (1) Stima OLS; (2) stima FE; (3) stima THDFE; a) $Cov[w, (u_i\eta + \alpha_i)]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente fissa individuale; b) $Cov[w, (q_{i,t})\rho + \phi_{i,t})]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente fissa d'impresa; c) $Cov[w, (X_{it}\beta + Y_{i,t})\beta]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente variabile nel tempo; d) $Cov[w, (\epsilon_{it})]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente residuale. Livello di significatività: *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Tabella 2.6

| Stima Difference – in – Differences a periodi multipli | | | |
|---|---------------------------|----------------------------|---------------------------|
| Variabile dipendente: Logaritmo del salario mensile medio | | | |
| | (1) | (2) | (3) |
| Serv_Man | 0.002 <i>0.547</i> | -0.024 *** <i>0.001</i> | - - |
| 1998 - 1999 | 0.008 <i>0.377</i> | 0.048 *** <i>0.000</i> | 0.059 *** <i>0.000</i> |
| Serv_Man*(1998 – 1999) | 0.035 *** <i>0.001</i> | 0.030 *** <i>0.000</i> | 0.018 *** <i>0.000</i> |
| 2000 - 2004 | 0.015 ** <i>0.044</i> | 0.075 *** <i>0.000</i> | 0.085 *** <i>0.000</i> |
| Serv_Man*(2000 - 2004) | 0.003 <i>0.747</i> | 0.005 <i>0.284</i> | 0.005 <i>0.318</i> |
| Dummies Temporali | Si | Si | No |
| Variabili di controllo | Si | Si | Si |
| Variabili Regioni | Si | Si | Si |
| Osservazioni | 170224 | 170224 | 83524 |
| a) | | | 0.66 |
| b) | | | 0.17 |
| c) | | | 0.08 |
| d) | | | 0.07 |

Note: La variabile dipendente è il logaritmo del salario mensile medio; Solo i White Collars sono inclusi nella stima. P-Value robusti in corsivo, clusterizzati per settore; (1) Stima OLS; (2) stima FE; (3) stima THDFE; a) $Cov[w, (u_i/\eta + \alpha_i)]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente fissa individuale; b) $Cov[w, (q_{j(i,t)}\rho + \phi_{j(i,t)})]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente fissa d'impresa; c) $Cov[w, (X_{it}\beta + Y_{j(i,t)}\beta)]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente variabile nel tempo; d) $Cov[w, (\epsilon_{it})]/Var(w)$ = impatto sui salari della componente residuale. Livello di significatività: *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Tabella 2.7

| Stima Difference – in - Differences | |
|---|----------------------------|
| Variabile dipendente: Logaritmo del salario mensile medio | |
| Serv_Man | - |
| Post_Riforma | -0.058 ** <i>0.005</i> |
| Serv_Man*Post_Riforma | 0.0784 *** <i>0.000</i> |
| Tassi irregolarità | Si |
| Variabili di controllo | Si |
| Variabili Regioni | Si |
| Osservazioni | 102.332 |

Note: La variabile dipendente è il logaritmo del salario mensile medio; P-Value robusti in corsivo, clusterizzati per settore; stima THDFE; Ccnl comuni al gruppo dei trattati e del controllo; Anno inizio lavoro<1997; Livello di significatività: *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Capitolo 3

Il Trade-off tra lavoro sicuro e salari, gli effetti nel mercato del lavoro femminile

3.1 Introduzione

I regimi di protezione all'impiego, genericamente conosciuti come EPL (Employment Protection Legislation) sono l'insieme delle normative che vincolano il datore di lavoro di un'impresa a conferire un compenso monetario al lavoratore in caso d'interruzione del rapporto di lavoro a tempo indeterminato.

Le implicazioni delle politiche di protezione all'impiego sui mercati del lavoro sono da decenni ampiamente discussi dagli economisti del lavoro.

La teoria economica ci insegna che sia in mercati del lavoro perfettamente concorrenziali che alla presenza di frizioni sul mercato del lavoro, l'aumento delle EPL induce una riduzione dei salari ricevuti da lavoratori con nuove assunzioni in quanto i costi di licenziamento pagati dalle imprese a lavoratori neutrali al rischio possono essere neutralizzati da una riduzione dei salari d'entrata, Lazear (1990), Garibaldi e Violante (2005).

La letteratura empirica supporta l'esistenza di eterogenei effetti, potenzialmente correlati col potere contrattuale, della variazione delle EPL sui lavoratori. In presenza di lavoratori avversi al rischio, all'aumentare dei livelli di protezione ci sarà una maggiore propensione ad accettare salari d'entrata inferiori in cambio di un lavoro sicuro (Bertola 2004). La creazione di un mercato più rigido rafforza il potere contrattuale del lavoratore precedentemente assunto, inducendo l'impresa a decurtare il salario dei nuovi entranti del valore atteso della somma futura da pagare in caso di licenziamento (Mortensen&Pissarides 1999; Garibaldi &Violante 2005). I risultati ottenuti tuttavia non sono univoci. Cervini Plà et al. (2010) dimostrano che la riduzione delle EPL, dunque l'aumento della flessibilità sul mercato del lavoro, induca un aumento dei salari dei lavoratori in Spagna, mentre Van der Wiel (2010) sfrutta una riforma su due livelli (diversa in base alla durata del rapporto di lavoro) per dimostrare il contrario.

Leonardi &Pica (2013) stimano l'effetto della variazione delle EPL sui salari dei lavoratori italiani. Attraverso l'utilizzo della riforma del 1990 che introduce i costi di licenziamento anche alle piccole imprese, supportano la presenza di una riduzione dei salari dovuta all'aumento della rigidità sul mercato del lavoro, ma che tale risultato sia in realtà frutto di effetti eterogenei. I lavoratori che si spostano da un'impresa all'altra vedono ridursi i salari d'entrata, mentre i lavoratori interni all'impresa non sono altrettanto influenzati dalla riforma. Inoltre, la capacità dell'impresa di neutralizzare gli alti costi di licenziamento con la riduzione dei salari dipende dalla forza contrattuale del lavoratore.

L'obiettivo della nostra analisi è di contribuire al lavoro di Leonardi&Pica (2013) fornendo una complementare evidenza basata sulla rispecificazione di parte dei loro modelli nell'ambito del mercato femminile del lavoro, escluso dalle loro analisi poiché facilmente influenzabile da fattori esterni legati a decisioni di fertilità.

Tra i tanti articoli in letteratura sulle EPL e i loro effetti sui flussi occupazionali e livello dei salari, pochi sono quelli che fanno riferimento alle donne. Tra questi Prifti&Vuri(2011) trovano un ampio effetto dell'aumento delle EPL nelle imprese di piccole dimensioni generato dalla riforma del 1990 sui tassi di fertilità e sulla partecipazione delle donne al mercato del lavoro; Adserà (2004) sottolinea come una scarsa sicurezza del posto di lavoro riduca i tassi di fertilità, mentre Bratti et al. (2005) stimano una maggiore propensione al rientro sul posto di lavoro dopo periodi di maternità, all'aumentare del livello di protezione all'impiego.

Il nostro contributo, diversamente dalla precedente letteratura orientata al mercato femminile del lavoro, è quello di valutare l'impatto della variazione in aumento delle EPL sui salari delle donne analogamente a quanto già fatto per gli uomini.

L'analisi si basa sui dati amministrativi degli archivi gestionali dell'INPS forniti dal Laboratorio Revelli di Torino. Sfruttiamo la riforma del 1990, che introduce in Italia i costi di licenziamento anche tra le imprese con massimo 15 dipendenti, lasciando invariati i regimi vigenti per le imprese con più di 15 dipendenti. La mirata riforma, fornisce un'ottima base per la valutazione d'impatto delle EPL sui salari permettendo l'utilizzo della discontinuità tra imprese e nel tempo per un approccio controfattuale. Il lavoro sarà corroborato da controlli sui processi di selezione e misure mirate a isolare possibili distorsioni legate a decisioni di fertilità.

Dai risultati ottenuti apparentemente non sussiste un effetto imputabile alla riforma sui salari percepiti dalle donne. Tuttavia, utilizzando in dettaglio l'eterogeneità delle lavoratrici in esame, i risultati mostrano un incremento dei salari medi per le donne che non hanno beneficiato di assegni di maternità. Esse infatti, collocate in una posizione più debole rispetto a quelle che hanno già famiglia, in fase di contrattazione potrebbero risultare potenzialmente più costose per le imprese, e dunque beneficiare della maggiore tutela introdotta dalla riforma. L'effetto medio positivo sui salari, non sembra però sopravvivere nel caso dei salari d'entrata, le stime ottenute difatti, denotano una riduzione degli stessi nelle piccole imprese dopo il 1990.

Il lavoro è suddiviso in più sezioni, il primo paragrafo è di introduzione e descrive la letteratura di riferimento, nel secondo è illustrato il quadro istituzionale. Il paragrafo tre

definisce i dati e la selezione del campione prima di inquadrare la strategia identificativa al paragrafo quattro. Infine, prima di passare alla descrizione dei risultati al paragrafo sei, sono effettuati dei controlli sui processi di selezione. Il paragrafo sette riporta le conclusioni.

3.2 Quadro Istituzionale

IL mercato del lavoro italiano è stato spesso classificato come uno dei più stringenti in Europa in termini di protezione all'impiego. Nel 1970, la legge 300 regolamentava lo "*statuto dei lavoratori*", stabilendo che tutte le imprese con più di 15 dipendenti dovessero riassumere i lavoratori e compensarli del salario perso in caso di licenziamento non giustificato, mentre lasciava completamente non protetti i lavoratori assunti in imprese con al massimo 15 dipendenti.

Allo scopo di snellire i costi per le imprese di grandi dimensioni, nel 1987 sono introdotti i contratti a tempo determinato per determinati target di lavoratori, ma che inizialmente non hanno avuto larga diffusione. Successivamente, nel 1990, i contratti a tempo indeterminato sono soggetti a nuove riforme. La legge 108 infatti, introduce i costi di licenziamento anche per le piccole imprese. Nel luglio del 1990 i costi di licenziamento nelle imprese con massimo 15 dipendenti passano da 0 a un compenso variabile dai 2.5 ai 6 mesi di salario percepito durante il rapporto di lavoro, mentre resta invariata la regolamentazione relativa alle imprese con più di 15 dipendenti.

Nel 1991 in fine, la legge 223 permise i licenziamenti di massa per più di 5 lavoratori contemporaneamente, procedura vietata prima di questa riforma.

Per quanto concerne la sfera femminile del mercato del lavoro, esistono le politiche di protezione alla maternità, in vigore dal 1971. La legge 1204 permette a tutte le donne indipendentemente dalla dimensione d'impresa, dal settore e dalla durata del rapporto di lavoro il periodo di astensione obbligatorio dal lavoro per maternità (cosiddetto Congedo). Durante il congedo, l'Inps eroga alle lavoratrici l'80 per cento della retribuzione e alcuni contratti collettivi pongono a carico dell'impresa il restante 20 per cento. Di conseguenza, durante il congedo per maternità la lavoratrice riceve il salario intero, in parte pagato dall'Inps e in parte, quando previsto dal Ccnl, dal datore di lavoro.

Inoltre, alle imprese è proibito licenziare le donne per 21 mesi a partire dall'inizio della gravidanza (9 mesi) fino ad un anno dopo alla nascita (12 mesi), fatta eccezione per alcuni casi: grave colpa in capo alla lavoratrice e cessazione d'attività dell'impresa.

3.3 Dati e selezione del campione

L'analisi empirica intrapresa in questo studio si basa sui dati cosiddetti WHIP (Work History Italian Panel) del laboratorio Revelli di Torino. WHIP è una banca dati di storie lavorative individuali, costruita a partire dagli archivi gestionali dell'Inps. La popolazione di riferimento è costituita da tutte le persone - italiani e stranieri - che hanno svolto parte o tutta la loro carriera lavorativa in Italia. Da questa è stato estratto un ampio campione rappresentativo, con un coefficiente di campionamento di 1:90. Per ognuna di queste persone sono osservati i principali episodi che caratterizzano la loro carriera lavorativa.

La sezione di WHIP utilizzata per la nostra analisi, riguarda il lavoro dipendente ed è un Linked Employer-Employee Database: oltre ai dati sul rapporto di lavoro, grazie ad un abbinamento con l'Osservatorio delle Imprese dell'Inps, sono presenti anche i dati relativi all'impresa presso la quale la persona è impiegata. In particolare WHIP include informazioni riguardo l'età dei lavoratori, il genere, l'occupazione, il salario, il numero di giorni e settimane lavorate, il tipo di contratto, la regione di lavoro, il settore di appartenenza, la dimensione d'impresa e altre informazioni circa il rapporto di lavoro.

Con lo scopo di valutare l'impatto che la riforma delle politiche di protezione all'impiego ha sui salari delle lavoratrici, procediamo selezionando tutte le donne, di età compresa tra i 20 e i 55 anni, con un contratto di lavoro a tempo indeterminato per il quale percepiscono un valido salario nel periodo tra il 1989 e il 1993. I contratti di lavoro flessibili sono esclusi in quanto le nuove disposizioni sui costi di licenziamento riguardano solo i contratti di lunga durata.

Il periodo di riferimento è scelto allo scopo di tenersi il più vicino possibile all'anno di riforma. Il 1990 è principalmente escluso dalle analisi poiché la riforma è avvenuta nel Luglio dello stesso anno ed inserito alcune volte per controlli di robustezza.

Per garantire la comparabilità tra il gruppo di trattamento e quello di controllo (sotto o sopra la soglia dei 15 dipendenti), selezioniamo inoltre i rapporti di lavoro che si svolgono in imprese con numero di dipendenti da 5 a 25.

La variabile di risultato è il logaritmo del salario settimanale percepito, ottenuto dividendo la retribuzione annua indicizzata ai prezzi del 1995 e depurata dalle code estreme della distribuzione annuale dei salari, per il numero di settimane effettive lavorate da ciascuna lavoratrice.

Il campione come descritto nella Tabella 3.1, è composto da 12.358 osservazioni pre riforma nelle piccole imprese e 4.840 nelle grandi, 19.542 osservazioni nelle piccole imprese nel post riforma e 7.895 nelle grandi. Il salario è prima della riforma circa 254€

settimanali sia nelle grandi che nelle piccole imprese, mentre dopo la riforma è maggiore per le piccole. L'età media è attorno ai 32 anni, la quota delle White Collars è maggiore nelle piccole imprese. Il settore che presenta più osservazioni è la manifattura.

3.4 Strategia identificativa

Il nostro interesse è di valutare l'impatto della variazione delle EPL avvenuta nel 1990 sui salari delle donne del mercato del lavoro italiano. Per farlo sfruttiamo parte del lavoro di Leonardi e Pica del 2013, che attraverso un approccio controfattuale trovano un effetto negativo sui salari dei lavoratori (uomini), dettato però da effetti eterogenei fortemente legati alla forza contrattuale. Gli autori escludono dal campione i rapporti di lavoro svolti da donne poiché i risultati sui salari potrebbero facilmente essere influenzati da fattori esterni legati a scelte di fertilità e famiglia.

Per identificare l'impatto che la riforma ha sui salari delle lavoratrici dipendenti italiane, sfruttiamo la discontinuità delle politiche di protezione all'impiego alla soglia dei 15 dipendenti nella dimensione d'impresa e la riforma delle stesse che nel 1990 introduce i costi di licenziamento tra le imprese di piccole dimensioni per costruire un RDD combinato con un DiD per stimare l'effetto causale di una maggiore rigidità sui salari percepiti dalle donne. Comparando la variazione dei salari medi percepiti da donne che lavorano in imprese con al massimo 15 dipendenti prima e dopo la riforma con la variazione dei salari medi percepiti da donne assunte in imprese con più di 15 dipendenti, dovremmo essere in grado di catturare l'effetto dei nuovi costi di licenziamento sui salari.

In assenza di selezione endogena delle lavoratrici in imprese di piccole o di grandi dimensioni, la stima ai minimi quadrati ordinari del seguente modello identificherà l'effetto causale della variazione delle EPL sui salari:

$$w_{ijt} = \delta X_{ijt} + \beta_1 Piccole_{jt} + \beta_2 (Piccole_{jt} * Post) + \varepsilon_{ijt} \quad (3.1)$$

$$Piccole_{jt} = 1 \text{ (se il numero di dipendenti medi } \leq 15 \text{ nell'anno } t)$$

$$Post = 1 \text{ (se l'anno è maggiore del 1990)}$$

La variabile di risultato è il logaritmo del salario settimanale medio pagato alla lavoratrice i nell'impresa j nell'anno t . La variabile $Post$ è unitaria a partire dal 1991. $Piccole_{jt}$ è la dummy che assume valore 1 se il rapporto di lavoro è svolto in imprese con massimo 15 dipendenti e 0 se i dipendenti sono più di 15.

Il coefficiente associato all'interazione tra le due variabili, identificherà i salari percepiti dalle donne nelle piccole imprese dopo la riforma, e dunque l'effetto sui salari della riforma del 1990. La matrice X_{ijt} include un polinomio di terzo grado del numero dei dipendenti, dummies età, qualifica del lavoro (white collars), settore di attività e le dummies temporali che controllano per eventuali shock macroeconomici e permettono l'identificazione dell'interazione.

La stima dell'equazione (3.1) per mezzo dell'Ols tuttavia, non controlla per tutti i fattori fissi non osservabili che possono influenzare la probabilità del lavoratore di auto-selezionarsi nel trattamento, per cui stimiamo il modello controllando per effetti fissi individuali, effetti fissi d'impresa e doppi effetti fissi (lavoratore e impresa) dopo. Inoltre, seppure i modelli a effetti fissi controllano per eventuali distorsioni da variabili omesse, non tengono conto della riforma stessa e per interpretare l'effetto stimato come causale, tutte le variabili che influenzano i salari devono essere continue alla soglia dei 15 dipendenti.

Gli individui, infatti, potrebbero spostarsi e cambiare rapporto di lavoro scegliendo la dimensione dell'impresa in cui lavorare, generando così auto-selezione dentro e fuori al trattamento. Se il processo di selezione è indotto da caratteristiche che non siamo in grado di controllare le stime sono distorte, per questo eseguiamo dei test di bilanciamento delle variabili osservabili che influenzano i salari percepiti alla soglia dei 15 dipendenti seguendo la specificazione dell'equazione (3.2).

Rimanendo nell'ottica delle distorsioni da selezione, il nesso tra salari e protezione del lavoro potrebbe essere interpretato come effetto causale delle EPL, ma in realtà riflettere semplicemente una diversa composizione dell'insieme delle lavoratrici più o meno protette. Supponiamo per esempio, che lavoratrici altamente produttive vengano assunte in imprese altamente protettive, in tal caso ci si aspetta un effetto positivo sui salari erroneamente interpretabile come effetto della politica. Al fine di valutare la corretta specificazione dei nostri modelli, considerando questa potenziale fonte di distorsione stimiamo la probabilità delle lavoratrici di spostarsi in imprese sopra e sotto la soglia su di una serie di variabili, meglio specificate dall'equazione (3.3).

Rimane a questo punto ancora un altro problema. Il motivo per cui Leonardi&Pica (2013) escludono le donne dal campione in esame per la loro analisi, è fondamentalmente perché il trade-off tra sicurezza del lavoro e salari potrebbe essere influenzato da decisioni esterne legate alla fertilità.

Il problema maggiore nel caso di analisi di flussi occupazionali o gap di genere legate a forme contrattuali diverse è la distorsione da selezione, problema già ridotto in principio nella nostra analisi dato che consideriamo donne già assunte con contratti a tempo indeterminato.

Le donne possono facilmente rappresentare per le imprese una minaccia in termini di costi se si considera la possibilità che ad un certo punto nel futuro esse possano essere influenzate da decisioni di fertilità. Le donne che non hanno ancora avuto assegni di maternità, in particolare quelle in età maggiormente feconda sono quelle che ricoprono posizioni con potere contrattuale inferiore.

Nel corso del lavoro, la specificazione base dell'equazione (3.1) sarà gradualmente rispecificata per:

- Escludere dal campione le osservazioni relative a donne che hanno già ricevuto un assegno di maternità;
- Escludere dal campione le osservazioni relative a donne che hanno già ricevuto un assegno di maternità e che superano i 40 anni;
- Considerare le donne che hanno già ricevuto un assegno di maternità, ma almeno 4 anni prima l'anno in osservazione;
- Escludere dal campione le donne che hanno già ricevuto un assegno di maternità, con età superiore a 49 (età approssimata dall'Istat come massimo per il calcolo del tasso di fecondità totale) e controllare per il tasso di fecondità totale;
- Valutare l'impatto della politica sui salari d'entrata delle lavoratrici assunte con nuovi contratti.

3.5 Distorsione da selezione

Allo scopo di considerare se caratteristiche come età, settore, e qualifica siano bilanciati alla soglia dei 15 dipendenti nel confronto tra post e pre riforma stimiamo la seguente equazione:

$$X_{it} = \beta_1 Piccole_{jt} + \beta_2 (Piccole_{jt} * Post) + \sum_{k=1}^n (\phi Dipendenti Medi)_k + \varepsilon_{ijt} \quad (3.2)$$

$Piccole_{jt} = 1$ (se il numero di dipendenti medi ≤ 15 nell'anno t)

$Post = 1$ (se l'anno è maggiore del 1990)

X_{jt} include le caratteristiche osservabili degli individui, la variabile $Post$ è unitaria a partire dal 1991. $Piccole_{jt}$ è la dummy che assume valore 1 se il rapporto di lavoro è svolto in

imprese con massimo 15 dipendenti e 0 se i dipendenti sono più di 15. Le specificazioni includono un polinomio di grado due nel numero di dipendenti medi alla prima fase di stima e uno di terzo grado nella seconda fase. Se ci fosse selezione non casuale degli individui nel trattamento indotta dalle caratteristiche osservate, ci aspetteremmo un coefficiente statisticamente significativo associato alla variabile interazione $Piccole_{jt} * Post$ che ha lo scopo di catturare l'effetto della variazione delle Epl. Tra i risultati riportati alla tabella 3.2 solo il settore commercio presenta una leggera significatività alla soglia dei 15 dipendenti.

Successivamente, testiamo ulteriormente la corretta identificazione dei nostri modelli stimando la probabilità di spostarsi da un'impresa di grandi o di piccole dimensioni secondo la seguente specificazione:

$$Mover_{ij*t} = \delta X_{ijt} + \beta_1 Piccole_{jt-1} + \beta_2 Anni_t + \beta_3 Produttive_i + \beta_4 (Piccole_{jt-1} * Anni_t) + \beta_5 (Produttive_i * Anni_t) + \beta_6 (Piccole_{jt-1} * Anni_t * Produttive_i) + \varepsilon_{ijt} \quad (3.2)$$

In cui $Mover_{ij*t}$ è uguale a 1 se nell'anno t la lavoratrice i si sposta dall'impresa j all'impresa j* (prima colonna tabella 3.3) che ha più di 15 dipendenti o nell'impresa j* che ha meno di 15 dipendenti (seconda colonna tabella 3.3). La dummy $Piccole_{jt-1}$ indica il numero di dipendenti presenti nell'impresa di origine ed è uguale a 1 se sono al massimo 15. Il termine $Anni_t$ indica un insieme di dummies temporali, mentre $Produttive_i$ è la componente fissa del salario medio pre riforma regresso su età, polinomio di terzo grado in dipendenti medi e dummies temporali. X_{ijt} è una matrice di variabili osservabili che comprende il quadrato della variabile età e i settori.

I risultati mostrano che esiste una bassa probabilità di spostarsi da un'impresa all'altra dopo la riforma, l'interazione tra la dimensione dell'impresa d'origine che è uguale a 1 nel caso sia piccola e le variabili anno riportano coefficienti negativi e significativi. Inoltre, escluso il 1991 che presenta una leggera significatività negativa, la probabilità di spostarsi da imprese di piccole dimensioni a grandi, così come da piccole a piccole non sembra essere guidata da caratteristiche individuali correlate con la produttività pre riforma delle lavoratrici.

3.6 Risultati

La tabella 3.4 riporta i risultati di stima dell'equazione (3.1), in particolare del coefficiente della variabile interazione tra la dummy che identifica i salari percepiti da donne che

svolgono il proprio lavoro in imprese sotto la soglia dei 15 dipendenti e la dummy che assume valore uno se il rapporto di lavoro è svolto nel periodo dopo la riforma delle EPL. Il panel (a) esclude dalla stima l'anno 1990, mentre nel panel(b) anche il 1990 è incluso. Le stime sono ripetute per controllare per effetti fissi individuali, effetti fissi d'impresa ed entrambi contemporaneamente, rispettivamente alla colonna (1), (2) e (3). Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado per dimensione d'impresa e controlli per età, settore, anno e qualifica del rapporto di lavoro (White-Collar). Gli Standard Errors, in corsivo, sono robusti e clusterizzati per individuo. Nessuna delle stime nel panel(a) è statisticamente significativa, suggerendoci che in imprese appena sotto alla soglia dei 15 dipendenti dopo la riforma, le donne non percepiscono un salario statisticamente differente rispetto alla loro controparte che percepisce salari in grandi imprese o prima della riforma. Il panel (b) invece, che include l'anno di riforma nelle stime, suggerisce che l'effetto della riforma sui salari percepiti dalle donne nelle piccole imprese dopo al 1990 genera un aumento pari all'1,9% rispetto a quelle escluse dal trattamento. Tuttavia, poiché la riforma è andata in vigore nel Luglio del 1990, il salario potrebbe essere un mix tra salari pre e post riforma. Inoltre, quando si analizza il mercato femminile del mercato lavoristico, il trade-off tra sicurezza del lavoro e salari potrebbe essere influenzato da fattori esterni, quali decisioni circa la fertilità o la famiglia in genere. Entrambe le considerazioni potrebbero portare a stime distorte, motivo che ci spinge a nuovi controlli.

3.6.1 Il congedo di maternità come minaccia alle imprese

Le lavoratrici, in quanto donne, potrebbero a un certo punto della loro carriera lavorativa manifestare "esigenze" legate alla fertilità. Seppure sia vero che solo il 20% del congedo per maternità è pagato dalle imprese (ove previsto dal Ccnl), l'astensione obbligatoria dal lavoro per le donne in maternità può rappresentare per le imprese un costo in termini organizzativi. L'impresa ha bisogno di sostituire la posizione temporaneamente scoperta, o con nuove assunzioni e dunque pagare per la formazione e l'eventuale licenziamento in seguito al rientro della lavoratrice assente, o pagando le ore di straordinario al resto dell'organico lavoro per compensare l'assenza della lavoratrice in maternità.

Tra le lavoratrici assunte a tempo indeterminato dunque, esiste un sottogruppo che rappresenta per l'impresa una potenziale minaccia in termini di costi: le lavoratrici tra le dipendenti che non hanno ancora ricevuto un assegno di maternità.

La tabella 3.5 illustra i risultati dell'equazione (3.1) stimata escludendo dal campione tutte le donne che hanno già ricevuto un assegno di maternità. Il coefficiente d'interesse è la

variabile interazione tra la dummy che identifica i salari percepiti da donne che svolgono il proprio lavoro in imprese sotto la soglia dei 15 dipendenti e la dummy che assume valore uno se il rapporto di lavoro è svolto nel periodo dopo la riforma delle EPL. Il panel (a) esclude dalla stima l'anno 1990, mentre nel panel(b) anche il 1990 è incluso. Le stime sono ripetute per controllare per effetti fissi individuali, effetti fissi d'impresa ed entrambi contemporaneamente, rispettivamente alla colonna (1), (2) e (3). Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado per dimensione d'impresa e controlli per età, settore, anno e qualifica del rapporto di lavoro (White-Collar). Gli Standard Errors, in corsivo, sono robusti e clusterizzati per individuo. I risultati nel panel (a) mostrano un aumento dei salari associato a regimi di protezione più stringenti nelle piccole imprese dopo la riforma. Tuttavia, l'effetto non è significativo nei modelli con effetti fissi individuali o con effetti fissi d'impresa, mentre è statisticamente diverso da zero nel modello a doppi effetti fissi, che assorbe la variabilità tra individui ed imprese. Le donne assunte con contratto a tempo indeterminato nelle imprese con al massimo 15 dipendenti dopo la riforma percepiscono in media salari più alti del 2% rispetto alla loro controparte pre-riforma o in grandi imprese. Il concetto di base è che tra le donne, quelle che sono in posizioni relativamente deboli di contrattazione salariale sono quelle che maggiormente beneficiano dell'aumento della loro tutela.

Nell'intento di supportare quanto detto, concentriamo ancora di più l'analisi al sottogruppo di lavoratrici che più probabilmente sarà interessato ad un punto della carriera alla tutela per maternità, per esempio tra le donne che ancora non hanno mai ricevuto un assegno di maternità quelle con età inferiore ai 41 anni.

La tabella 3.6 illustra i risultati dell'equazione (3.1) stimata escludendo dal campione tutte le donne che hanno già ricevuto un assegno di maternità e che non hanno più di 40 anni. Il coefficiente d'interesse resta quello della variabile interazione che cattura l'effetto delle EPL sui salari nel post riforma, ottenuto controllando per effetti fissi individuali, d'impresa e doppi come per le altre stime. Il 1990 è escluso dalle stime. I risultati dimostrano ancora che l'introduzione di protezione nelle piccole imprese, genera tra le donne un aumento dei guadagni del 2.5%, soprattutto tra quelle che ricoprono posizioni di rinegoziazione salariale più deboli rispetto ad altre.

Nella stessa ottica sarebbe lecito pensare che anche le donne che hanno già usufruito dell'astensione obbligatoria dal lavoro per maternità possano decidere di beneficiarne nuovamente per avere altri figli. Ciò potrebbe rendere i risultati alla tabella 3.5 e 3.6 poco robusti.

In questa fase quindi, considerato che il numero medio di anni tra la nascita del primo figlio e quella del secondo è di circa 3 anni (Istat,2014a), selezioniamo nel campione le donne che hanno ricevuto un assegno per congedo di maternità almeno 4 anni prima rispetto all'anno in analisi, concentrando solo su questo sottogruppo la stima dell'equazione (3.1). La tabella 3.7, a supporto di quanto esposto ai punti precedenti, mette in luce un significativo incremento dei salari medi delle donne che dal 1990 in poi sono più protette rispetto a prima anche nelle piccole imprese.

3.6.2 EPL e decisioni di fertilità

Nel decennio antecedente il 1990 l'Italia è caratterizzata dal tasso di fecondità totale (TFT) più basso d'Europa (Eurostat). Contestualmente, il mercato del lavoro italiano era uno dei più stringenti in termini di EPL d'Europa (Bertola 1990), ma le disposizioni limitavano i livelli di protezione alle imprese con più di 15 dipendenti, quindi i lavoratori assunti in imprese di piccole dimensioni erano completamente esposti a rischio di licenziamento immediato e senza alcun compenso. L'assenza di protezione espone le donne, soprattutto quelle che non hanno avuto assegni di maternità a un rischio maggiore di perdita del lavoro e quindi particolarmente deboli fino al 1990 nel chiedere aumenti salariali.

In questa sede, quello che intendiamo fare è approfondire l'analisi attraverso l'inclusione del tasso di fecondità totale nel modello in analisi. Come misura del grado di fertilità utilizziamo la standardizzata (a media 0 e varianza unitaria) del tasso di fecondità annuale per regioni delle donne italiane.

La tabella 3.8 mostra i risultati delle stime con modelli a effetti fissi individuali, d'impresa e doppi dell'equazione (1) aumentata del tasso di fecondità totale completamente interagito con la dummy identificativa delle piccole imprese e la dummy unitaria dal 1991 in poi, secondo la seguente specificazione:

$$w_{ijt} = \delta X_{ijt} + \beta_1 Piccole_{jt} + \beta_2 (Piccole_{jt} * Post) + \beta_3 (TFT * Piccole_{jt} * Post) + \varepsilon_{ijt} \quad (3.4)$$

$$Piccole_{jt} = 1 \text{ (se il numero di dipendenti medi } \leq 15 \text{ nell'anno } t)$$

$$Post = 1 \text{ (se l'anno è maggiore del 1990)}$$

Sono esclusi dal campione le donne che hanno già ricevuto un assegno di maternità, l'anno di riforma e le donne con più di 49 anni (L'Istat definisce 49 l'età media da utilizzare come limite d'età massimo di fertilità). L'effetto medio della riforma sui salari è positivo e

significativo, confermando l'aumento medio dei salari delle donne trattate del 2.5%. Il coefficiente della tripla interazione, che stima l'effetto medio della riforma sui salari delle donne all'aumentare del numero medio di figli suggerisce che la riforma non ha nessun effetto statisticamente significativo quando si considerano donne che lavorano in regioni con alti tassi di fecondità.

3.6.3 Effetto medio della riforma sui salari d'entrata

La letteratura empirica che si è occupata di valutare l'impatto dell'aumento dei regimi di protezione all'impiego sui salari dei lavoratori ci suggerisce che i lavoratori Insider (quelli assunti nella stessa impresa da molti anni) rafforzano il loro potere contrattuale essendo più tutelati dal rischio di licenziamento dalle nuove regole. Il livello dei salari percepiti dovrebbe dunque incrementare.

Con l'obiettivo di verificare se l'effetto medio della riforma sulle donne abbia un impatto diverso sul salario d'entrata, ripeschiamo l'equazione (3.1) nel seguente modo:

$$w_{ijt} = \delta X_{ijt} + \beta_1 Piccole_{jt} + \beta_2 (Piccole_{jt} * Post_t) + \beta_3 (Entry_{ijt} * Piccole_{jt}) + \beta_4 (Entry_{ijt} * Post_t) + \beta_5 (Entry_{ijt} * Piccole_{jt} * Post_t) + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$Piccole_{jt} = 1$ (se il numero di dipendenti medi ≤ 15 nell'anno t)

$Post = 1$ (se l'anno è maggiore del 1990)

La variabile di risultato è il logaritmo del salario settimanale medio pagato alla lavoratrice i nell'impresa j nell'anno t . La variabile $Post$ è unitaria a partire dal 1991. $Piccole_{jt}$ è la dummy che assume valore 1 se il rapporto di lavoro è svolto in imprese con massimo 15 dipendenti e 0 se i dipendenti sono al massimo 15. $Entry_{ijt}$ è uguale a 1 se il salario osservato per la lavoratrice i nell'impresa j all'anno t è quello d'entrata. La matrice X_{ijt} include un polinomio di terzo grado del numero dei dipendenti, dummies età, qualifica del lavoro (white collars) settore e le dummies temporali che controllano per eventuali shock macroeconomici e permettono l'identificazione dell'interazione.

β_2 identifica l'effetto medio della riforma sui salari delle lavoratrici Insider, β_5 invece, identifica l'effetto medio della riforma sui salari d'entrata. Sono escluse dalla stima quelle che hanno già ricevuto un assegno di maternità. Le stime ottenute regredendo con i modelli ad effetti fissi l'equazione (3.5) e riportati nella tabella 3.9 suggeriscono un effetto statisticamente significativo dell'aumento di protezione all'impiego per la componente

Insider, che sembra essere in grado di rinegoziare i propri salari in rialzo sentendosi maggiormente protetta. Tuttavia, per i nuovi contratti di lavoro, i salari d'entrata subiscono una netta riduzione rispetto alle lavoratrici che lavorano da più di un anno nella stessa impresa in seguito alla riforma. Le neo assunte guadagnano circa il 6% nelle piccole imprese dal 1991 in poi. Il risultato è coerente con quanto ottenuto da Leonardi&Pica nel loro lavoro del 2013, seppure con una sostanziale differenza. Nel loro lavoro, tra gli uomini che ricoprono posizioni nell'impresa da più anni non esiste nessun effetto significativo imputabile alla riforma, mentre dai nostri risultati, tra le donne che ricoprono posizioni nell'impresa da più anni, quelle che non hanno usufruito del congedo di maternità beneficiano di un aumento dei salari in seguito alla riforma.

3.7 Conclusioni

Questo lavoro ha lo scopo di analizzare l'effetto che l'aumento delle politiche di protezione all'impiego ha sui salari percepiti dalle donne nel mercato del lavoro italiano. Per farlo sfruttiamo la riforma delle EPL del 1990 che prevede l'introduzione di costi di licenziamento nelle imprese con meno di 15 dipendenti, lasciando invariata la regolamentazione nelle imprese con più di 15.

I risultati ottenuti, complementari a quelli di Leonardi e Pica 2013, supportano un aumento medio dei salari delle donne per effetto della riforma di circa il 2,5 per cento subordinatamente all'identificazione delle lavoratrici con determinate caratteristiche. L'effetto, infatti, è statisticamente significativo quando le stesse non hanno ancora beneficiato del congedo per maternità e maggiore qualora non superino i 40 anni d'età. Il risultato è facilmente associabile all'idea che tali lavoratrici siano, in fase di contrattazione, in posizioni di basso potere e l'aumento di sicurezza del lavoro le abilita alla negoziazione salariale. Il nostro contributo, inoltre, sembra essere in linea con il modello di salari a due livelli di Mortensen e Pissarides 1999 per cui maggiori restrizioni delle EPL migliorano le posizioni di contrattazione dei lavoratori già assunti in rapporti di lavoro. Infatti dimostriamo che l'effetto medio della riforma genera un incremento dei salari per le lavoratrici già assunte al momento della riforma e una riduzione nel caso di salari d'entrata.

Bibliografia

- Adsera, A. (2004). Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions. *Journal of Population Economics*, 17(1), 17-43.
- Bertola, G. (2004). A pure theory of job security and labour income risk. *The Review of Economic Studies*, 71(1), 43-61.
- Bratti, M., Bono, E. D., & Vuri, D. (2005). New mothers' labour force participation in Italy: The role of job characteristics. *Labour*, 19(s1), 79-121.
- Cervini-Plá, M., Ramos, X., & Silva, J. I. (2010). Wage effects of non-wage labour costs.
- Garibaldi, P., & Violante, G. L. (2005). The employment effects of severance payments with wage rigidities. *The Economic Journal*, 115(506), 799-832.
- Lazear, E. P. (1990). Job security provisions and employment. *The Quarterly Journal of Economics*, 699-726.
- Leonardi, M., & Pica, G. (2013). Who pays for it? The heterogeneous wage effects of employment protection legislation. *The Economic Journal*, 123(573), 1236-1278.
- Mortensen, D. T., & Pissarides, C. A. (1999). New developments in models of search in the labor market. *Handbook of labor economics*, 3, 2567-2627.
- Olivetti, C., & Petrongolo, B. (2016). *The evolution of gender gaps in industrialized countries* (No. w21887). National Bureau of Economic Research.
- Prifti, E., & Vuri, D. (2013). Employment protection and fertility: Evidence from the 1990 Italian reform. *Labour Economics*, 23, 77-88.
- Van der Wiel, K. (2010). Better protected, better paid: Evidence on how employment protection affects wages. *Labour Economics*, 17(1), 16-26.

Tabella 3.1

| Descrizione del campione | Pre - Riforma | | | | Post - Riforma | | | |
|----------------------------------|---------------|---------|---------|---------|----------------|--|--------|--|
| | Piccole | | Grandi | | Piccole | | Grandi | |
| | | | | | | | | |
| Salario Settimanale Reale | 254.230 | 254.099 | 266.883 | 264.154 | | | | |
| Dipendenti medi | 9.255 | 19.861 | 9.165 | 19.861 | | | | |
| White - Collars | 0.400 | 0.300 | 0.417 | 0.331 | | | | |
| Movers | 0.162 | 0.149 | 0.159 | 0.146 | | | | |
| Età | 31.958 | 32.325 | 32.405 | 32.560 | | | | |
| Manifattura | 0.529 | 0.705 | 0.508 | 0.673 | | | | |
| Energia Elettrica, Gas, Acqua | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.002 | | | | |
| Commercio | 0.228 | 0.144 | 0.225 | 0.150 | | | | |
| Hotel e Ristoranti | 0.114 | 0.061 | 0.120 | 0.067 | | | | |
| Trasporti e Comunicazione | 0.010 | 0.007 | 0.011 | 0.011 | | | | |
| Intermediazione Finanziaria | 0.094 | 0.063 | 0.111 | 0.077 | | | | |
| Servizi | 0.025 | 0.020 | 0.024 | 0.020 | | | | |
| Maternità | 0.037 | 0.044 | 0.044 | 0.043 | | | | |
| Osservazioni compreso il 1990 | 12358 | 4840 | 19542 | 7895 | | | | |

Tabella 3.2

| <i>Test bilanciamento</i> | | | | | | | | | |
|---|--------|---------|--------|----------|--------|--------|--------|--------|---------|
| <i>Dipendenti</i> → | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| Polinomio di secondo grado | | | | | | | | | |
| Piccole*Post | 0.0114 | -0.0005 | 0.0000 | -0.0069* | 0.0029 | 0.0017 | 0.0022 | 0.0005 | -0.0049 |
| | 0.0236 | 0.0045 | 0.0000 | 0.0039 | 0.0025 | 0.0013 | 0.0033 | 0.0022 | 0.0043 |
| Polinomio di terzo grado | | | | | | | | | |
| Piccole*Post | 0.0109 | -0.0004 | 0.0000 | -0.0069* | 0.0029 | 0.0017 | 0.0021 | 0.0005 | -0.0049 |
| | 0.0236 | 0.0045 | 0.0000 | 0.0039 | 0.0025 | 0.0013 | 0.0033 | 0.0022 | 0.0043 |
| <i>Note: (1) età; (2) Manifattura; (3) Energia elettrica, gas e acqua; (4) Commercio; (5) Hotel&Ristoranti; (6) Trasporti & Comunicazioni; (7) Intermediazione finanziaria; (8) Servizi; (9) qualifica. *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.</i> | | | | | | | | | |

Tabella 3.3

| Probabilità di autoselezione nel trattamento | | | | | | |
|--|----------------|---------------|-----|-----------------|---------------|-----|
| Mover: | (1) | | | (1) | | |
| | Piccole→Grandi | | | Piccole→Piccole | | |
| Piccole | 0.3366 | <i>0.0803</i> | *** | 0.3366 | <i>0.0803</i> | *** |
| Piccole1990 | -0.3237 | <i>0.1295</i> | ** | -0.3237 | <i>0.1295</i> | ** |
| Piccole1991 | -0.3988 | <i>0.1709</i> | ** | -0.3988 | <i>0.1709</i> | ** |
| Piccole1992 | -0.9112 | <i>0.2547</i> | *** | -0.9112 | <i>0.2547</i> | *** |
| Piccole1993 | -0.7161 | <i>0.2557</i> | ** | -0.7161 | <i>0.2557</i> | ** |
| Produttive | -0.0997 | <i>0.1336</i> | | -0.0997 | <i>0.1336</i> | |
| Produttive Piccole | -0.2174 | <i>0.2670</i> | | -0.2174 | <i>0.2670</i> | |
| Produttive 1990 | 0.2303 | <i>0.2158</i> | | 0.2303 | <i>0.2158</i> | |
| Produttive 1991 | 0.0930 | <i>0.2229</i> | | 0.0930 | <i>0.2229</i> | |
| Produttive 1992 | -0.1384 | <i>0.2638</i> | | -0.1384 | <i>0.2638</i> | |
| Produttive 1993 | -0.2964 | <i>0.2786</i> | | -0.2964 | <i>0.2786</i> | |
| Produttive 1990Piccole | -0.5517 | <i>0.4488</i> | | -0.5517 | <i>0.4488</i> | |
| Produttive 1991Piccole | -1.2132 | <i>0.6166</i> | * | -1.2132 | <i>0.6166</i> | * |
| Produttive 1992Piccole | 0.9937 | <i>1.0839</i> | | 0.9937 | <i>1.0839</i> | |
| Produttive 1993Piccole | 0.3108 | <i>0.7677</i> | | 0.3108 | <i>0.7677</i> | |

Note: La colonna (1) riporta le probabilità di spostarsi da un'impresa di piccole dimensioni a una con più di 15 dipendenti; La colonna (2) riporta le probabilità di spostarsi da un'impresa di piccole dimensioni ad un'altra sempre con al massimo 15 dipendenti; Tutte le specificazioni includono il quadrato di età, dummies temporali, e settori. Gli standard error sono a destra dei coefficienti in corsivo; *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo all'1%.

Tabella 3.4

| Effetto Medio della Riforma delle EPL - 1990 | | | | |
|--|---------------|---------------|---------------|--|
| | (1) | (2) | (3) | |
| Panel (a): Escluso 1990 | | | | |
| Piccole*Post | 0.0142 | 0.0128 | 0.0174 | |
| | <i>0.0115</i> | <i>0.0119</i> | <i>0.0107</i> | |
| Obs | 35875 | 35875 | 26622 | |
| R.sq | 0.6383 | 0.6339 | 0.7445 | |
| Panel (b): Inclusivo 1990 | | | | |
| Piccole*Post | 0.0152 * | 0.0167 * | 0.0193 ** | |
| | <i>0.0083</i> | <i>0.0087</i> | <i>0.0081</i> | |
| Obs | 44635 | 44635 | 36124 | |
| R.sq | 0.6280 | 0.6258 | 0.7305 | |

Note: Standard Error robusti clusterizzati per individuo in corsivo; Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado in dimensione d'impresa, dummies età, dummies settori, dummies anno e dummies white collars. Colonna (1) controllo per effetti fissi del lavoratore; Colonna (2) controllo per effetti fissi dell' impresa; Colonna (3) controllo per effetti fissi del lavoratore e d'impresa; *significativo al 10%; **significativo al 5%; ***significativo all'1%.

Tabella 3.5

Effetto Medio della Riforma delle EPL – 1990 (Escluse donne con maternità)

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| Panel (a): Escluso 1990 | | | |
| Piccole*Post | 0.0175 <i>0.0110</i> | 0.0164 <i>0.0112</i> | 0.0205 ** <i>0.0080</i> |
| Obs | 34371 | 34371 | 25116 |
| R.sq | 0.6908 | 0.6882 | 0.7855 |
| Panel (b): Incluso 1990 | | | |
| Piccole*Post | 0.0159 ** <i>0.0078</i> | 0.0177 ** <i>0.0080</i> | 0.0202 *** <i>0.0057</i> |
| Obs | 42766 | 42766 | 34199 |
| R.sq | 0.6841 | 0.6840 | 0.7759 |

Note: Standard Error robusti clusterizzati per individuo in corsivo; Le lavoratrici che hanno ricevuto un assegno di maternità sono escluse dal campione. Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado in dimensione d'impresa, dummies età, dummies settori, dummies anno e dummies white collars. Colonna (1) controllo per effetti fissi del lavoratore; Colonna (2) controllo per effetti fissi dell' impresa; Colonna (3) controllo per effetti fissi del lavoratore e d'impresa; *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Tabella 3.6

*Effetto Medio della Riforma delle EPL – 1990
(Escluse donne con maternità con + di 40anni)*

| | (1) | (2) | (3) |
|--------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Piccole*Post | 0.0214 * <i>0.0130</i> | 0.0222 * <i>0.0131</i> | 0.0257 ** <i>0.0116</i> |
| Obs | 26826 | 26826 | 18829 |
| R.sq | 0.6811 | 0.684 | 0.7783 |

Note: Standard Error robusti clusterizzati per individuo in corsivo; Le lavoratrici che hanno ricevuto un assegno di maternità ed hanno più di 40 anni sono escluse dal campione. Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado in dimensione d'impresa, dummies età, dummies settori, dummies anno e dummies white collars. Colonna (1) controllo per effetti fissi del lavoratore; Colonna (2) controllo per effetti fissi del impresa; Colonna (3) controllo per effetti fissi del lavoratore e d'impresa; *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Tabella 3.7

Effetto Medio della Riforma delle EPL – 1990
(Salari percepiti dopo almeno 4 anni dall'assegno di maternità)

| | (1) | (2) | (3) |
|--------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|
| Piccole*Post | 0.0221 ** <i>0.0112</i> | 0.0208 * <i>0.0115</i> | 0.0255 ** <i>0.0104</i> |
| Obs | 34951 | 34951 | 25778 |
| R.sq | 0.6617 | 0.6577 | 0.7629 |

Note: Standard Error robusti clusterizzati per individuo in corsivo; Le lavoratrici che hanno ricevuto un assegno di maternità almeno 4 anni prima. Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado in dimensione d'impresa, dummies età, dummies settori, dummies anno e dummies white collars. Colonna (1) controllo per effetti fissi del lavoratore; Colonna (2) controllo per effetti fissi del impresa; Colonna (3) controllo per effetti fissi del lavoratore e d'impresa; *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Tabella 3.8

Effetto Medio della Riforma delle EPL – 1990
(TFT)

| | (1) | (2) | (3) |
|---------------------|-----------------------------|-----------------------------|------------------------------|
| Piccole*Post | 0.02019 * <i>0.01176</i> | 0.02160 * <i>0.01203</i> | 0.02438 ** <i>0.01074</i> |
| Picc*Post*Fertility | 0.00261 <i>0.00577</i> | 0.00382 <i>0.00599</i> | 0.0038 <i>0.00534</i> |
| Obs | 31556 | 31556 | 22719 |
| R.sq | 0.6814 | 0.6831 | 0.7803 |

Note: Standard Error robusti clusterizzati per individuo in corsivo; il tasso di fecondità totale è il numero medio dei figli per donna (età 14 – 49) standardizzato a media 0 e varianza unitaria; Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado in dimensione d'impresa, dummies età, dummies settori, dummies anno e dummies white collars, e il tasso di fecondità completamente interagito con la dummy D e la dummy Post (trattamento); Colonna (1) controllo per effetti fissi del lavoratore; Colonna (2) controllo per effetti fissi del impresa; Colonna (3) controllo per effetti fissi del lavoratore e d'impresa; *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Tabella 3.9

*Effetto Medio della Riforma delle EPL – 1990
(Salari d'entrata)*

| | (1) | (2) | (3) |
|------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|
| Piccole*Post | 0.0314 *** 0.01168 | 0.02849 ** 0.01197 | 0.028218 *** 0.01085 |
| Entry | -0.0708 ** 0.0306 | -0.07193 ** 0.02830 | -0.048605 * 0.026431 |
| Entry*Piccole | 0.0378 0.0339 | 0.03621 0.03193 | 0.01317 0.029840 |
| Entry*Post | 0.0594 * 0.03442 | 0.06058 ** 0.03104 | 0.038996 0.030117 |
| Picc* Entry*Post | -0.05419 0.0377 | -0.061977 * 0.03526 | -0.02894 0.034104 |
| Obs | 30155 | 30155 | 23304 |
| R.sq | 0.6932 | 0.6881 | 0.3525 |

Note: Standard Error robusti clusterizzati per individuo in corsivo; Le lavoratrici che hanno ricevuto un assegno di maternità sono escluse. Tutte le specificazioni includono un polinomio di terzo grado in dimensione d'impresa, dummies età, dummies settori, dummies anno e dummies white collars. Colonna (1) controllo per effetti fissi del lavoratore; Colonna (2) controllo per effetti fissi del impresa; Colonna (3) controllo per effetti fissi del lavoratore e d'impresa; *significativo al 10%; **significativo al 5%; significativo all'1%.

Conclusioni

L'elaborato articolato in tre fasi prova l'esistenza di una relazione tra la variazione delle politiche di protezione all'impiego e i salari dei lavoratori dipendenti.

La prima, considerando la storia lavorativa degli individui e delle imprese in cui sono assunti a partire dal 1998, attraverso un approccio che considera effetti fissi dei lavoratori ed effetti fissi d'impresa contemporaneamente, si stima un'equazione Minceriana per il confronto dei salari mensili medi dei lavoratori con contratti temporanei a quelli di lavoratori con contratti indefiniti, a parità di altre condizioni. I valori stimati suggeriscono una robusta penalità nei salari associata allo status di lavoratore flessibile. Tale differenza sembra poi accentuarsi nel caso il rapporto di lavoro sia svolto in imprese con più di 15 dipendenti, in particolare tra gli uomini, tra i lavoratori qualificati come White-Collars e tra quelli relativamente più giovani.

La seconda, verifica l'esistenza di un effetto causale dell'introduzione di regimi flessibili sui salari dei lavoratori permanenti. A tale scopo stimiamo un modello empirico che sfrutta la riduzione delle EPL intervenuta con l'introduzione dei contratti di lavoro interinali in alcuni settori di attività.

I risultati ottenuti indicano che nei settori affetti dalla riforma sussista un generico aumento del 2% dei salari percepiti dai lavoratori dipendenti assunti a tempo indeterminato. Ciò implica che tanto i benefici in termini di produttività quanto il risparmio per le imprese sui costi di turnover dominano l'effetto negativo sulla forza contrattuale.

In fine, la terza parte è mirata ad analizzare l'effetto che l'aumento delle politiche di protezione all'impiego ha sui salari percepiti dalle donne nel mercato del lavoro italiano. Per farlo sfruttiamo la riforma delle EPL del 1990 che prevede l'introduzione di costi di licenziamento nelle imprese con meno di 15 dipendenti, lasciando invariata la regolamentazione nelle imprese con più di 15.

I risultati ottenuti, complementari a quelli di Leonardi e Pica 2013, supportano un aumento medio dei salari delle donne per effetto della riforma di circa il 2,5 per cento subordinatamente all'identificazione delle lavoratrici con determinate caratteristiche. L'effetto, infatti, è statisticamente significativo quando le stesse non hanno ancora beneficiato del congedo per maternità e maggiore qualora non superino i 40 anni d'età.

Il nostro contributo, sembra essere in parte in linea con il modello di salari a due livelli di Mortensen e Pissarides 1999 per cui maggiori restrizioni delle EPL migliorano le posizioni di contrattazione dei lavoratori già assunti in rapporti di lavoro. In parte invece, poiché anche la deregolamentazione migliora le posizioni di contrattazione dei lavoratori già assunti, il contributo è in linea con il lavoro di Leonardi e Pica del 2013 per cui gli effetti sono fortemente correlati al grado di protezione e seniority all'interno dell'impresa.

Appendice:

Tabella A: Principali Variabili

| | |
|---------------------------------------|---|
| Giornate effettive di lavoro | Numero di giornate pagate equivalent al tempo pieno. Una giornata è considerata pagata quando l'impresa paga un compenso soggetto a tasse. |
| Età | L'età del lavoratore nell'anno di analisi |
| Retribuzione annua | Retribuzione annua in Euro A livello fiscal indica la base per il calcolo dei contribute a carico dell'impresa e delle tasse a carico del lavoratore. |
| Luogo di nascita | Regioni o estero Tutti con frequenze diverse |
| Settori: Ateco91 (Istat rNACE Rev. 1) | |
| Agevolazioni | . 1=nessuna 2=apprenditrato 3=reinserimento 4=interinale |
| Dimensione d'impresa | Numero medio di dipendenti nell'impresa durante |
| Genere | Uomo/Donna |
| Assegno di malattia | Se il lavoratore riceve l'assegno di malattia |
| Anno inizio lavoro | La variabile è censurata a sinistra a Gennaio 1985 |
| Assegno di Maternità | Se il lavoratore riceve l'assegno di maternità |
| Salari mensili medi | Retribuzione annua reale/numero effettivo di giornate lavorate |
| Qualifica | 1=Blue-Collar 2=White-Collar |
| Temporary | Se il lavoratore è assunto con contratto a tempo determinato |
| Tenure | Se il lavoratore è assunto da più di un anno |
| tfr | Trattamento di fine rapport accumulato |
| Luogo di lavoro | In regioni |