

# **LAVORO TEMPORANEO E DISUGUAGLIANZA SALARIALE: IL CASO ITALIANO**

Working paper

Alessandro Grillo  
Università Cattolica del Sacro Cuore

## **Abstract**

Il paper analizza il rapporto tra disuguaglianza salariale e contratti a tempo determinato, proponendo una rassegna della letteratura in materia e studiando poi empiricamente l'influenza che il lavoro atipico ha nella definizione delle retribuzioni, tramite i dati provenienti dalla "Rilevazione sulle forze del lavoro" dell'ISTAT. Implementando una regressione lineare con metodo Ols, la penalizzazione salariale legata ai contratti a tempo determinato, a parità delle altre caratteristiche del lavoratore considerate, risulta pari al 14.37%. L'effetto risulta simile nelle popolazioni maschile e femminile e lungo tutti i livelli di istruzione, mentre una regressione quantilica evidenzia un'accentuazione dell'effetto per i lavoratori collocati nella parte inferiore della distribuzione salariale. L'utilizzo di una variabile strumentale per ovviare a problemi di endogeneità non porta a risultati definitivi, mentre utilizzando il metodo di Heckman, che tiene conto dei problemi di campionamento distorto, la penalizzazione risulta pari al 17.56%. Il paper propone infine un'interpretazione macroeconomica del meccanismo sottostante l'interrelazione tra tasso di disoccupazione e disuguaglianza salariale. Data la vistosa crescita dei contratti a tempo determinato negli ultimi due decenni, specialmente diffusi nella popolazione più giovane, e i risultati emersi dall'analisi, si può concludere che gli stessi abbiano giocato un ruolo rilevante nel determinare l'aumento della disuguaglianza italiana.

### **Parole chiave**

Disuguaglianza

Salari

Lavoro temporaneo

Disoccupazione

skill-biased technical change



## INDICE

1. Introduzione .....	2
2. Lo stato dell'arte .....	11
3. Un'analisi empirica .....	23
3a. Il mercato del lavoro italiano .....	23
3b. I dati .....	27
3c. Risultati .....	29
4. Una descrizione macroeconomica .....	40
5. Conclusioni .....	45
6. Appendice .....	46
7. Bibliografia .....	53

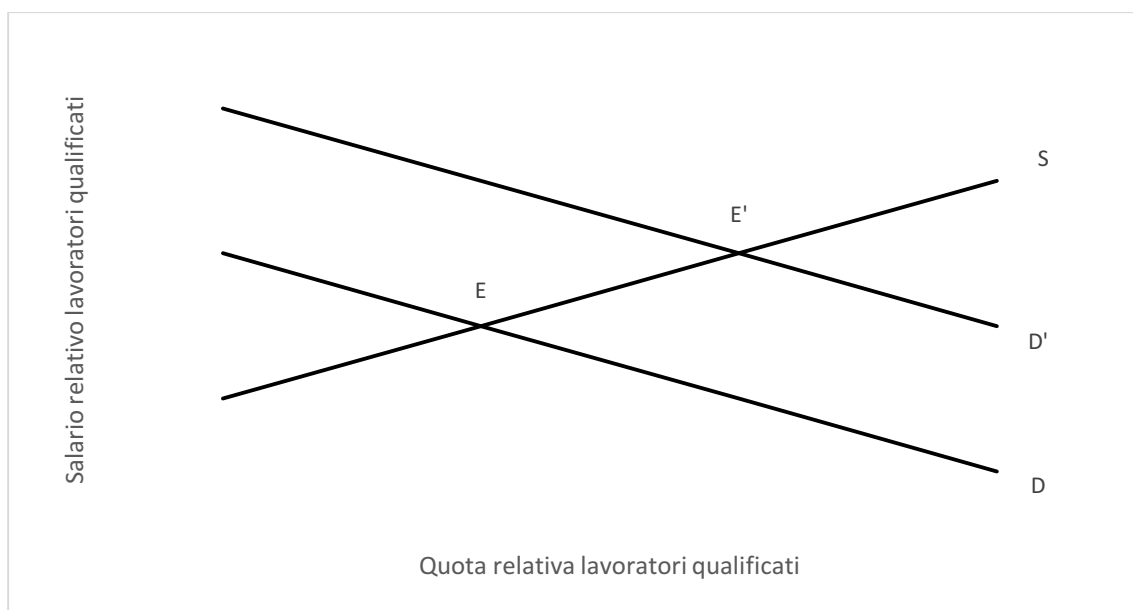
## 1. INTRODUZIONE

Negli ultimi decenni, la differenza salariale tra lavoratori qualificati e non qualificati è aumentata in gran parte dei paesi sviluppati. La teoria economica spiega questa dinamica principalmente come conseguenza di due processi: la globalizzazione da un lato e lo sviluppo tecnologico dall'altro.

La prima spiegazione si basa sul teorema di Heckscher-Ohlin, e in particolare sugli sviluppi suggeriti dal teorema di Stolper-Samuelson, che deriva gli effetti dell'apertura al commercio internazionale sulla distribuzione del reddito. Secondo il teorema di Heckscher-Ohlin, immaginando un'economia basata su due fattori produttivi, lavoro qualificato e lavoro non qualificato, e due tipi di paesi, sviluppati e in via di sviluppo, ogni paese esporta i beni la cui produzione utilizza in modo intensivo il fattore produttivo di cui è più dotato in termini relativi. I paesi sviluppati, esportano quindi beni ad elevata intensità di lavoro qualificato, di cui sono relativamente abbondanti. La globalizzazione implica un aumento della domanda dei beni prodotti con vantaggio comparato e, quindi, esportati, da entrambi i tipi di paesi; i paesi sviluppati si specializzano così ulteriormente nella produzione di beni ad alta intensità di lavoro qualificato. Il teorema di Stolper-Samuelson spiega che questa maggiore specializzazione aumenterà la domanda, e di conseguenza la remunerazione, di lavoro qualificato nei paesi sviluppati e farà crescere la disuguaglianza salariale, mentre avrà l'effetto opposto nei paesi emergenti. Questa spiegazione è valida in teoria; occorre però ricordare che il commercio tra paesi sviluppati e non rappresenta soltanto una quota, seppur in crescita, del commercio mondiale. Infatti non si è assistito ad una convergenza nei salari relativi dei lavoratori qualificati tra paesi sviluppati ed emergenti, che sono invece aumentati in entrambe le categorie. Alternativamente, all'interno di quest'ambito, si può imputare la crescente disuguaglianza al fatto che, con l'avanzare della globalizzazione, i paesi sviluppati trovino conveniente svolgere un numero sempre maggiore di fasi del processo

produttivo nei paesi in via di sviluppo, aumentando così l'intensità e la domanda di lavoro qualificato domestico.

In secondo luogo, si argomenta che la crescente disuguaglianza sia dovuta ad un particolare effetto dello sviluppo tecnologico, noto come “skill-biased technical change”. Secondo questa visione gli strumenti tecnologici completano, incrementandone la produttività, le capacità dei lavoratori qualificati, che svolgono principalmente attività non manuali e non routinarie, mentre sostituiscono in larga parte le attività routinarie, manuali e non, tipicamente svolte da lavoratori collocati al centro della distribuzione salariale, lasciando pressoché inalterata la condizione dei lavoratori poco o per nulla qualificati, le cui mansioni non possono essere sostituite dalla tecnologia o automatizzate. In termini formali ciò equivale ad un incremento nella domanda di lavoro qualificato, che ne aumenta quota e remunerazione.



Questo processo avrebbe portato ad una polarizzazione del mercato del lavoro, migliorando i salari dei lavoratori nei decili più alti della distribuzione salariale e

diminuendo quelli dei lavoratori mediani, senza colpire particolarmente i lavoratori meno qualificati. In altre parole la differenza tra coloro che si trovano tra il novantesimo e il decimo percentile si sarebbe ampliata, mentre quella tra il cinquantesimo e il decimo sarebbe rimasta stabile o si sarebbe ridotta. Il processo di polarizzazione si è effettivamente verificato, in modo più o meno accentuato, nella gran parte dei paesi sviluppati, ma soltanto a partire dagli anni '90, mentre si ritiene che la rivoluzione tecnologica possa considerarsi già in atto negli anni '80. Alcuni giudicano questo scarto temporale eccessivo per poter tracciare tra i due fenomeni un legame così stretto, tuttavia è possibile che il processo sia iniziato nel decennio precedente ed abbia poi prodotto progressivamente i propri risultati, rendendosi più evidente in corrispondenza dell'intensificarsi delle innovazioni tecnologiche e con l'avvento della società dell'informazione, quando il valore aggiunto dato dalla tecnologia è diventato determinante.

L'eccezione più vistosa all'assioma della polarizzazione dovuta allo skill-biased technical change è il caso italiano. In Italia si è assistito a un aumento superiore alla media dei paesi sviluppati nella domanda e nel salario dei lavoratori nei decili più alti, mentre domanda e salario dei lavoratori al centro e nella parte inferiore della distribuzione salariale sono diminuiti. La diminuzione nel salario dei lavoratori meno qualificati e la forte riduzione della quota di occupati nei decili più bassi della distribuzione salariale, in particolare, sono fenomeni peculiari che faticano a trovare riscontro, per entità, nel novero paesi sviluppati (Van Reenen, 2011). Del resto il cosiddetto "1990 consensus" (Lemieux, 2007) che vedeva l'aumento della disuguaglianza unicamente guidato dallo skill-biased technical change, è stato poi integrato da nuovi elementi per spiegare le differenti dinamiche tra paesi. Infatti nel corso degli anni '80 lo sviluppo tecnologico interessò tutte le nazioni avanzate ma le disuguaglianze cominciarono a crescere, in quel periodo, solo in alcuni paesi, mentre rimasero stabili in altri. Da qui la necessità di inserire nella spiegazione le "wage setting institutions": ad esempio, la diminuita domanda di lavoro poco qualificato portò ad una diminuzione nel relativo salario nei paesi anglosassoni, dove la contrattazione era

decentralizzata e i sindacati meno forti, mentre ebbe inizialmente effetti meno visibili in Francia e Germania.

Diverse forze possono aver contribuito, in misure e termini diversi, ad aumentare la disuguaglianza salariale italiana, attestata ad esempio dalla crescita dell'indice di Gini, misurato prima di tasse e trasferimenti per isolare l'incisività della disuguaglianza generata dal sistema economico, dallo 0.4 del 1991 allo 0.5 del 2011, o nella versione post-tax da 0.28 a 0.32.

Come si evince ad esempio dai dati riportati da Autor (2014) l'Italia, pur essendo tra i paesi a più elevato livello di disuguaglianza, è anche uno dei paesi in cui il ritorno all'educazione, misurato come rapporto tra il salario di individui tra 25 e 34 anni laureati e diplomati, è più basso. Sorprendentemente, dobbiamo quindi escludere che il cosiddetto "education premium", la quota di retribuzione dovuta all'abilità del lavoratore acquisita negli anni di studio, abbia giocato un ruolo prevalente nell'aumento della disuguaglianza. Questa conclusione è in parte in contrasto con il tradizionale modello di Mincer (1958) secondo il quale le differenze nelle retribuzioni sono spiegate tra diverse occupazioni dai differenti investimenti in formazione e capitale umano, così che gli individui compensino tramite la retribuzione ricevuta il costo della propria formazione, e in una stessa posizione occupazionale dall'esperienza maturata sul lavoro, con una maggiore dispersione nelle occupazioni che richiedono una formazione più elevata.

È necessario dunque cercare altre ragioni che sappiano spiegare la crescente disuguaglianza. Fortin e Lemieux (1997) individuano tre tipi di istituzioni rilevanti che possono intervenire nella definizione dei salari. Il primo è l'intervento legislativo del governo, come ad esempio la definizione di un salario minimo o di legislazioni contro la discriminazione sul lavoro, che hanno effetti diversi a seconda del livello fissato e della quantità di lavoratori che interessano. Il secondo tipo di istituzione è rappresentato dai sindacati, accompagnati dall'istituto della contrattazione centralizzata; questi fattori tendono a ridurre la dispersione salariale tra i lavoratori



coperti, ma, in alcuni contesti istituzionali, come ad esempio quello statunitense, potrebbero creare una sorta di discontinuità tra lavoratori coperti e lavoratori non coperti, che si troverebbero in una situazione di svantaggio comparato. Il terzo tipo di istituzione è il governo nel ruolo di produttore e regolatore. Da un lato i salari offerti dal settore pubblico tendono infatti a essere meno diseguali di quelli del settore privato, dall'altro la deregolamentazione cominciata in alcuni settori negli anni 80 con lo scopo di eliminare rendite di posizione di gruppi organizzati e di ridurre la presenza di imprese in settori regolati non profittevoli può aver giocato un ruolo significativo.

In seguito Lemieux (2007), partendo dagli anni '80, la decade in cui la disuguaglianza ha cominciato a crescere, in alcuni paesi, in maniera più consistente, approfondisce alcune spiegazioni che integrano le due fondamentali, tenendo anche conto delle specificità dei paesi: secondo questa tesi il ruolo chiave è effettivamente giocato dalle istituzioni, capaci di gestire in modo diverso eventi analoghi. Sono da evidenziare essenzialmente due elementi riguardo i salari relativamente bassi e due riguardo i salari relativamente alti. Guardando alla parte inferiore della distribuzione salariale, emerge l'evidenza che la presenza di un salario minimo riduca le disuguaglianze; il livello dei salari minimi, dove presenti, è però rimasto tendenzialmente invariato nel corso degli ultimi anni, e non può quindi essere utilizzato per spiegare in modo soddisfacente la dinamica. Un altro fattore è la de-sindacalizzazione avvenuta negli ultimi decenni. Questo fenomeno tende ad aumentare il differenziale tra i percentili 90-50 e a ridurlo tra i percentili 50-10, dando luogo alla descritta polarizzazione, e ha quindi un effetto ambiguo sull'esito finale. A spiegare l'aumento nelle retribuzioni dei lavoratori situati nella fascia più elevata della distribuzione salariale è invece il crescente peso di bonus, stock options e premi legati alla performance, che possono raggiungere livelli rilevanti, arrivando in alcuni casi a superare nettamente la quota fissa di stipendio, e che vengono assegnati soprattutto ai lavoratori più qualificati, tanto da spiegare quasi la totalità dell'aumento di disuguaglianza tra i percentili 99-80 della distribuzione salariale, e secondariamente la generale crescita dei compensi

manageriali, spinti da un mercato via via più competitivo, e le diverse reazioni delle istituzioni a questo fenomeno nei diversi paesi.

Un'ulteriore posizione, non convenzionale, si pone dal punto di vista dell'offerta di lavoro, paragonando due tipi di approcci: Acemoglu (2003) sostiene che istituzioni che comprimono la scala salariale diano incentivo alle imprese a investire in tecnologie che aumentino e completino la produttività dei lavoratori meno qualificati, che a parità di produttività diventano più costosi, rallentando così l'aumento nella domanda e retribuzione di lavoro qualificato. Le istituzioni che tendono a comprimere la scala salariale riuscirebbero quindi a ridurre la disuguaglianza anche attraverso questo canale implicito. Invece, in assenza di istituzioni che comprimono i salari l'aumento di disuguaglianze sarebbe legato strettamente all'istruzione e alle crescenti possibilità di acquisizione di abilità e produttività che essa offre, anche a causa dello sviluppo tecnologico.

Un altro fattore che potrebbe aver influito in modo importante, nel caso italiano come a livello globale, è il cambiamento delle leggi sul lavoro, nel nostro contesto tramite l'introduzione di diverse forme di lavoro atipico e temporaneo, ad esempio con il pacchetto Treu (1997) e la legge Biagi (2003). Due posizioni si contrappongono: secondo la prima, i contratti temporanei compenserebbero la maggiore incertezza con un salario più elevato, per la seconda sarebbero invece associati, a parità di caratteristiche dei lavoratori, a salari inferiori.

La prima tesi si può far risalire alla formalizzazione di Rosen (1983) che presenta un'analisi generale delle "equalizing differences", applicabili facilmente al caso dei contratti atipici e a tempo determinato. Secondo questa posizione, che si richiama alla teoria microeconomica delle scelte di consumo, dal momento che gli individui sono avversi al rischio, ogni contratto che preveda una qualche forma di svantaggio dovrà essere compensato da un salario maggiore, in questo caso perché i lavoratori siano indifferenti nell'opzione tra lavoro standard o a tempo determinato. Solo le imprese più produttive potranno quindi permettersi di utilizzare il tipo di contratto più costoso. I

lavoratori che attribuiscono un peso elevato alla disutilità scontano il valore atteso del salario ricevuto per il lavoro a tempo determinato ad un tasso elevato e optano per il lavoro standard. In una situazione di perfetta informazione l'equilibrio sarebbe quindi Pareto efficiente e un aumento nel rischio legato al contratto a tempo determinato sarebbe accompagnato da un aumento nella relativa remunerazione. Recentemente, invece, alcune analisi empiriche effettuate dopo la consolidata diffusione dei contratti a tempo determinato tendono ad accreditare la seconda tesi, secondo la quale lo scarso potere contrattuale dei lavoratori a tempo determinato e lo scarso incentivo a investire nel capitale umano dei lavori temporanei si rifletterebbero in retribuzioni inferiori al lavoro standard.

Per definire una prospettiva storica, Rosolia e Torrini (2007) studiano i salari e i relativi tassi di crescita per gli entranti nel mercato del lavoro italiano nel corso degli ultimi tre decenni. In questo periodo lo scostamento salariale tra i lavoratori già impiegati e gli entranti nel mercato del lavoro si è ampliato, seguendo una segmentazione che tende a sfavorire i nuovi lavoratori e a creare un gap generazionale, nonostante la crescente istruzione media dei nuovi lavoratori. L'evoluzione dei salari dipende di norma dalla crescita della produttività del sistema paese e dall'accumulo progressivo di esperienza del singolo lavoratore, tuttavia i salari reali di ingresso nel mondo del lavoro e il successivo percorso di crescita sono mutati in modo particolare negli anni, peggiorando, in particolare, dagli anni '90. La tendenza è comune a individui laureati e non laureati, con un declino rispettivamente del 12% e dell'8% dal 1992 al 2004, a fronte di una dinamica dei salari reali nel medesimo periodo stabile. Questo svantaggio non è poi compensato da una maggiore crescita nel tempo dei salari per i nuovi lavoratori, che presenta un tasso invariato. I salari di ingresso sul mercato del lavoro, nel 1970 inferiori del 30% alla media dei salari, sono scesi al 2004 fino a portare il gap al 50%. Una possibile spiegazione offerta dagli autori riguarda appunto i cambiamenti legislativi sul mercato del lavoro tramite l'introduzione di una crescente flessibilità. I nuovi strumenti hanno permesso di assumere lavoratori che altrimenti sarebbero rimasti fuori dalla forza lavoro, ma i cui salari, basati su produttività relativamente

basse, influiscono significativamente sulla dinamica dei salari di ingresso nel mercato del lavoro, diminuendone la media e rendendoli più dispersi. Una spiegazione più realistica però vede la dinamica come conseguenza della segmentazione del mercato del lavoro che protegge maggiormente i lavoratori già presenti nella forza lavoro e scarica il peso di shock negativi sul lavoro flessibile, quindi in una certa misura sul tasso di occupazione dei lavoratori relativamente giovani se i salari sono rigidi e sul livello delle loro remunerazioni se i salari sono flessibili. Questa spiegazione è consistente con l'aumento della disoccupazione giovanile negli anni '80 e con l'introduzione di forme di lavoro flessibile negli anni '90. L'incidenza dei contratti a tempo determinato, relativamente maggiore tra i lavoratori più giovani, potrebbe quindi contribuire a spiegare il gap generazionale.

È quindi questione interessante e dibattuta, nonché attuale, comprendere le ragioni dell'aumento della disuguaglianza salariale nei paesi sviluppati in generale e, nello specifico, le particolarità del caso italiano; l'obiettivo di questa tesi è indagare le possibili relazioni tra quella dimensione della precarietà colta dai contratti a tempo determinato e la crescita della disuguaglianza salariale. I salari rappresentano infatti la quota più consistente dei redditi di individui e famiglie, e influiscono in modo determinante sulla disuguaglianza effettiva, su potere d'acquisto, consumi e risparmi, variabili di importanza primaria dal punto di vista economico e sociale. Un'analisi complessiva di questi aspetti deve senz'altro tenere conto di ulteriori elementi, quali i redditi da capitale o la possibilità, il rischio e le implicazioni della disoccupazione, ma l'attenzione sarà qui rivolta all'ambito della disuguaglianza che riguarda il differenziale tra individui occupati, nella convinzione che isolare le dinamiche salariali permetta di spiegare in modo rilevante l'evolversi della situazione.

Dapprima presenterò una rassegna della letteratura internazionale e italiana in materia, per mostrare i diversi punti di vista e analizzare le conclusioni che sono state raggiunte fino ad ora in ambito accademico. Stimerò poi un modello econometrico, utilizzando i dati provenienti dalla "Rilevazione sulle forze di lavoro" dell'ISTAT, per studiare come influiscano alcune variabili nella determinazione dei salari, ponendo

particolare attenzione agli effetti introdotti dai contratti a tempo determinato. Proporrò infine un'interpretazione che si basa sulle diverse forze che influiscono sul trade-off disoccupazione-disuguaglianza retributiva, e che offre una possibile spiegazione delle dinamiche che l'introduzione di questo tipo di contratti sul mercato del lavoro può generare.

## **2. LO STATO DELL'ARTE**

Il concetto di flessibilità, concepita come rimedio al problema degli alti tassi di disoccupazione, è di importanza centrale nello studio dell'odierno mercato del lavoro. Rifacendosi alla distinzione definita da Atkinson (1984), in un quadro in cui incertezza e rallentamento economico richiedevano nuovi strumenti organizzativi, la flessibilità può in pratica concretizzarsi in tre diversi generi: funzionale, numerica o finanziaria. Con la flessibilità funzionale i lavoratori si adattano al mutare della tecnologia e dei processi produttivi, avvicinandosi a diversi tipi di mansioni o cambiando completamente ambito di attività, sviluppando competenze adattabili o polifunzionali. La flessibilità numerica in entrata e in uscita permette alle imprese di aumentare o diminuire il numero di lavoratori impiegati seguendo i cicli della domanda, ed è favorita da politiche che rendano più semplici e rapidi i processi di assunzione o di licenziamento. La flessibilità finanziaria riguarda invece la possibilità di modificare i salari in modo che riflettano nel modo più preciso possibile la produttività dei lavoratori, tramite bonus e retribuzioni basate sulla performance.

A questi tre tipi ne va poi aggiunto un quarto: la flessibilità temporale, che riguarda la possibilità di intervenire su tempi e orari di lavoro in modo da adattarli alle esigenze dei lavoratori o dei datori di lavoro, ad esempio attraverso l'uso di forme di lavoro part-time.

Atkinson propose quindi un modello che si sviluppa attorno a queste accezioni di flessibilità, in cui la distinzione principale non è più quella tra lavoratori qualificati e non, ma quella tra lavoratori dotati di competenze specifiche per una certa impresa e lavoratori dotati di competenze comuni all'intero settore. L'impresa si costituisce attorno a un nucleo centrale di lavoratori firm-specific permanentemente impiegati che sono protetti dall'incertezza a prezzo di flessibilità tra funzioni e compiti variabili. Attorno ad essi l'impresa si espande tramite gruppi sempre più esposti alla flessibilità numerica, il cui posto di lavoro è meno protetto, se necessita di lavoro poco qualificato,

per cui non deve sostenere costi di formazione, e utilizzando contratti a tempo o avvalendosi di professionisti esterni per fruire di lavoro qualificato ma non firm-specific. Questo tipo di outsourcing rende la struttura organizzativa estremamente mobile e adattabile anche alle esigenze di breve periodo.

Il concetto di flessibilità numerica, realizzatosi in concreto con l'introduzione di forme di lavoro atipico, è di particolare interesse in quest'analisi. Essa è stata proposta come strumento principale per migliorare le condizioni del mercato del lavoro rendendolo più efficiente e capace di rispondere alle esigenze di imprese e lavoratori, in modo da poter gestire meglio fasi di crisi. Durante le fasi cicliche negative, infatti, la possibilità di ridurre in modo temporaneo la forza lavoro potrebbe permettere alle imprese di continuare la propria attività riducendo la produzione, evitando catene di fallimenti che avrebbero ricadute ancora più pesanti sul piano occupazionale e porrebbero seri ostacoli anche alla ripresa dopo le crisi. La flessibilità numerica potrebbe tuttavia portare a indebolire il rapporto tra impresa e lavoratore: la prima ha meno incentivo ad investire nella formazione dei propri lavoratori, sapendo di impiegarne almeno una parte soltanto per un periodo di tempo definito, il lavoratore d'altra parte troverà più difficile identificarsi nell'impresa dove lavora e tenderà a scindere il proprio interesse da quello dell'istituzione di cui fa parte. Un ambiente meno stabile potrebbe portare ad una minore produttività con ricadute negative in termini economici e, quindi, occupazionali. Si fa così meno forte il modello di capitalismo renano, in cui relazioni consolidate tra attori definiti alimentavano un circolo virtuoso di fiducia ed efficienza.

Una particolare applicazione della flessibilità è il principio della "flexicurity", che combina un'elevata flessibilità sul mercato del lavoro a forti istituzioni di protezione sociale, secondo diversi paradigmi. Spesso questi aspetti sono visti come contrappesi di un trade-off, dal momento che si ritiene che mercati più flessibili creino un maggior numero di posti di lavoro, a prezzo però di un maggiore rischio sociale. Il concetto di flexicurity concilia questi due aspetti tramite mercati del lavoro flessibili e capaci di creare le condizioni per uno sviluppo occupazionale accompagnati da istituzioni di protezione sociale che coprano i rischi rimasti sul campo. Lo scopo è evitare che le

regolamentazioni del mercato del lavoro, riducendo il numero dei licenziamenti, influiscano negativamente anche sulle assunzioni e sul tasso di turn-over tra lavoratori. La commissione europea (European Commission, 2007) infatti definisce la flexicurity “an integrated strategy to enhance, at the same time, flexibility and security in the labour market”, indicando anche come principi cardine la formazione lungo l’intera carriera del lavoratore per garantire la qualità del capitale umano, politiche attive sul mercato del lavoro, tramite formazione e istituti di placement, e moderni sistemi di politiche sociali. Questo tipo di concezione si è sviluppato nei primi anni 90 nel contesto dei paesi scandinavi, in particolare Norvegia e Danimarca, per poi diffondersi in altri paesi europei.

Viebrok e Clasen (2009) analizzano in dettaglio le caratteristiche della flexicurity, ponendo particolare attenzione alle potenzialità di trasferibilità del modello. Riportando l’analisi dell’European expert group on flexicurity (2007), la flessibilità è vista come uno strumento per risolvere diverse categorie di problemi: mercati del lavoro fortemente segmentati, come tipicamente avviene nell’Europa meridionale, mercati del lavoro che offrono ampie protezioni ma scarse possibilità di trovare un nuovo impiego, come nell’Europa dell’Ovest, forti disparità nei trattamenti retributivi tra lavoratori qualificati e non, come nei paesi anglosassoni e ancora, nei paesi del centro ed Est Europa, quote elevate di individui in età lavorativa non occupati e coperti da sussidi. Due casi sono portati ad esempio: l’esperienza della Danimarca e quella dell’Olanda. Il modello danese si basa su tre pilastri: mercati del lavoro flessibili, sussidi di disoccupazione e forti politiche attive. Alla certezza del posto di lavoro si sostituisce la certezza dell’impiego, percepita come garantita dalle istituzioni. Il caso olandese presenta invece una situazione di particolare interesse: le forme di lavoro atipico e flessibile vengono coperte da diritti sociali del tutto simili a quelle dei lavoratori standard. I lavoratori “atipici” sono così protetti dal punto di vista occupazionale, hanno diritti relativi alla formazione da parte dell’impresa e soglie minime sui salari. Quest’ultimo provvedimento in particolare mette in luce il rischio che i contratti atipici possano effettivamente essere associati a salari minori rispetto al lavoro standard.



Il dibattito sul grado e le modalità di trasferibilità del modello della flexicurity è tuttora aperto. Condizione necessaria affinché il modello possa essere esportato è la qualità del capitale sociale e delle relazioni tra governo e parti sociali, i cui obiettivi devono coincidere, in un contesto di consenso e scambio di informazioni. In particolare è necessario che i governi siano in grado di implementare efficaci politiche di controllo per ridurre l'incidenza di comportamenti di azzardo morale che sussidi elevati potrebbero incentivare. È quindi soprattutto importante che le politiche attive siano in grado di offrire buone opportunità di impiego anche per i lavoratori meno qualificati, che altrimenti potrebbero rimanere nello stato di disoccupazione troppo a lungo.

In questi termini, la flexicurity è diventata uno strumento centrale tra quelli citati da diverse istituzioni sovranazionali per migliorare il funzionamento del mercato del lavoro. La Commissione Europea, prendendo a modello il caso danese, individua i pregi della flessibilità nella maggiore produttività e adattabilità per le imprese, e nell'aumento nelle possibilità di impiego per i lavoratori. L'OECD si è espressa positivamente nei confronti delle politiche che introducono elementi di flessibilità, combinate tuttavia con strumenti, come sussidi di disoccupazione e politiche attive, che portino a rientrare nel quadro della flexicurity: la flessibilità sul mercato del lavoro infatti, se non accompagnata da politiche sociali adeguate, potrebbe aumentare le disuguaglianze salariali.

Le medesime politiche tuttavia, avranno effetti differenti in paesi che hanno sviluppato storicamente istituzioni, relazioni tra attori sociali, meccanismi e mentalità di diverso tipo. Dal punto di vista delle caratteristiche dei paesi si distinguono infatti due modelli, uno riconducibile al mercato del lavoro statunitense ed uno caratteristico dei paesi europei, sviluppatisi secondo linee direttive differenti. Ancora una volta le istituzioni sono l'elemento fondamentale, dal momento che determinano il tipo di risposta del sistema a stimoli esogeni. L'idea fondamentale è che gli shock macroeconomici, tra i quali soprattutto si rendono rilevanti la globalizzazione e il declino nella domanda di lavoro poco qualificato derivato dallo sviluppo della tecnologia, abbiano ripercussioni sui salari in mercati del lavoro flessibili e sull'occupazione in mercati del lavoro

maggiormente regolamentati; da qui l'elevato livello di disuguaglianza salariale nei paesi anglosassoni e gli elevati tassi di disoccupazione di alcuni paesi europei. La crescente domanda di lavoro qualificato avrebbe quindi avuto effetti diversi in base al grado di flessibilità del mercato del lavoro. Nel corso degli anni sono stati approfonditi sotto diversi aspetti i pregi e i limiti di questa teoria.

Krugman (1994) spiega l'aumento nei tassi di disoccupazione europei come risultato dell'aumento nei tassi naturali di disoccupazione, legati ad inflazione stabile (chiamati NAIRU, Non-accelerating inflation rate of unemployment) e della frizione tra caratteristiche delle politiche sociali e meccanismi che tendono ad aumentare le disuguaglianze, come l'accresciuta domanda di lavoro qualificato dovuta allo sviluppo tecnologico. Più i livelli dei salari minimi sono bassi più queste tendenze porteranno a una maggiore disuguaglianza, fintantoché i salari offerti ai lavoratori non qualificati rimarranno al di sopra del salario minimo. Ciò che si verifica nei paesi europei è invece che i lavoratori non qualificati, quando vedono scendere i propri salari al di sotto dei sussidi di disoccupazione, relativamente alti, perdono l'incentivo a rimanere impiegati o a cercare lavoro, portando ad un aumento della disoccupazione. C'è quindi il rischio che sussidi sociali e regolamentazioni abbassino il salario che le imprese sono disposte ad offrire, mentre i sussidi di disoccupazione potrebbero ridurre gli incentivi all'impiego e aumentare il salario richiesto dai lavoratori. Questo spiegherebbe la maggiore propensione ad alti tassi di disoccupazione in paesi dove lo stato sociale è più generoso. L'aumento nei tassi di disoccupazione non è stato però generato da un rafforzarsi nello stato sociale o da un aumento delle risorse destinate ai sussidi di disoccupazione, già consistenti negli anni '70, ma piuttosto dal contrasto tra crescenti forze tendenti ad ampliare la distribuzione salariale e il tentativo delle istituzioni di limitarne gli effetti. Le forze che spingono verso una maggiore disuguaglianza sono individuate non nella globalizzazione, quanto soprattutto nell'ampliarsi dello skill premium dovuto allo sviluppo tecnologico, di fatto il già citato skill-biased technical change.

A questo punto le possibilità che si presentano ai paesi europei per risolvere il problema della disoccupazione sono, secondo Krugman, sostanzialmente due. Un'ipotesi è seguire il modello statunitense, e ridurre i tassi di disoccupazione intervenendo su generosità e durata dei sussidi di disoccupazione, come fece la Gran Bretagna. Il prezzo da pagare per ridurre queste distorsioni si riflette però specialmente sui soggetti a basso reddito e sotto la soglia di povertà, per i quali lo stato sociale rappresenta un sostegno importante. Seguendo una seconda ipotesi è possibile avviare riforme dello stato sociale rendendolo più efficiente. L'esempio riportato è quello della Svezia, che attivò centri per l'impiego per i lavoratori e concesse agevolazioni e sussidi alle imprese che assumevano. Questo sistema, che può essere costoso e difficile da disegnare, si è rivelato, almeno in un primo momento, efficace.

Recentemente Bičáková (2014) ha verificato empiricamente la validità di questa teoria, comparando i dati relativi a Francia, Gran Bretagna e Stati Uniti negli anni '90, giungendo alla conclusione che effettivamente agli attori istituzionali si sia presentato un trade-off tra diseguaglianze e disoccupazione, definito dal grado di rigidità del mercato del lavoro, dovuto ad uno spostamento skill-biased nella domanda di lavoro. Infatti, considerando i dati a partire dagli anni '90, è possibile verificare l'aumento del rapporto tra novantesimo e decimo percentile della distribuzione salariale in Stati Uniti e Gran Bretagna e la sua diminuzione in Francia, mentre il tasso di disoccupazione seguiva un percorso inverso, scendendo nei primi e rimanendo stabile nel secondo paese. La stima di un coefficiente di flessibilità del mercato del lavoro porta ad un risultato effettivamente maggiore in Stati Uniti e Gran Bretagna che in Francia.

In Bertola e Ichino (1995) si trova una tesi simile, corredata da argomentazioni relative a incertezza e mobilità dei lavoratori. In un mercato del lavoro flessibile un'elevata frequenza di shock dal lato della domanda di lavoro, oltre ad implicare un elevato rischio di disoccupazione, è correlata ad una maggiore disuguaglianza salariale, dal momento che per compensare i costi dell'elevata mobilità dei lavoratori uscenti da imprese, settori o regioni in crisi verso altre imprese è necessaria l'aspettativa di un possibile salario elevato. In paesi caratterizzati da mercati del lavoro più rigidi invece

l'incertezza causata da una serie di shock negativi sul mercato del lavoro si riflette in una generale minore propensione verso assunzioni e investimenti in capitale umano, con ricadute negative dal punto di vista occupazionale. In questo modello la disuguaglianza serve appunto a compensare i costi di mobilità che il lavoratore si aspetta di dover sostenere in prima persona in un ambiente meno regolamentato. Il lavoratore di un'impresa che subisce uno shock negativo può rimanere impiegato ad un salario più basso oppure sostenere i costi della mobilità, nell'aspettativa di un salario più elevato. La contrattazione centralizzata invece punta a ridurre i differenziali salariali tra regioni, in modo che per i lavoratori l'unico incentivo alla mobilità rimasto sia la prospettiva occupazionale. L'incentivo alla mobilità, dato che le assunzioni si limitano alla sostituzione di lavoratori, è quindi basso; questo aumenta la persistenza della disoccupazione. Un sistema rigido riduce la disoccupazione frizionale ma induce un livello elevato di disoccupazione persistente, tuttavia può ugualmente ottenere buone prestazioni occupazionali fissando i salari al livello di piena occupazione. In conclusione la dispersione salariale è un indicatore del grado di mobilità che le istituzioni sono disposte a tollerare: negli Stati Uniti la disuguaglianza è associata a una minore protezione del lavoro e a una maggiore mobilità, in Europa gli istituti di protezione del posto di lavoro finiscono per comprimere la scala salariale, in un contesto di minore mobilità.

Al contrario Di Prete, Goux, Maurin e Quesnel-Vallée (2003), sempre comparando Francia e Stati Uniti, offrono un'interpretazione della medesima questione piuttosto diversa, secondo la quale gli stessi paesi europei rispondono agli shock tramite una diversa forma di disuguaglianza, soprattutto in termini di sicurezza dell'occupazione. La risposta europea sarebbe stata la nascita nel corso degli anni '80 e '90 di contratti flessibili e poco protetti, che permettono di modificare la dimensione della forza lavoro a costi ridotti, adattandola ai cicli economici, in cui sono state allocate quote crescenti di lavoro poco qualificato. La disuguaglianza marcatamente europea sarebbe quindi quella relativa alla protezione del posto di lavoro, largamente correlata al livello di abilità del lavoratore; in questa accezione essa sarebbe cresciuta in Europa più che

negli Stati Uniti. Per prima cosa, il lavoro temporaneo sarebbe associato, in Francia, a rischi di disoccupazione futura tre volte maggiori che negli Stati Uniti, e rappresenterebbe, ad esempio, il 37.2% dei contratti offerti nella fascia 18-28 anni francese, contro il 6.7% statunitense (la discrepanza rimane ma si fa meno ampia nelle altre fasce di età). Le forme di lavoro atipico sarebbero quindi diffuse soprattutto tra i lavoratori low-skilled e, come citato, relativamente giovani. La differenza tra modello europeo e modello statunitense non starebbe quindi nel grado di disuguaglianza, ma nella natura della disuguaglianza creata in risposta agli shock.

Inoltre Deutschmann (1981) già argomentava che l'origine della disuguaglianza andava cercata nella segmentazione del mercato del lavoro tra un settore stabile e uno poco protetto che raccoglieva gli individui low skilled e le cui mansioni non erano formate sulla specifica impresa, così da sfruttarne le possibilità di flessibilità, fatto che rendeva irrilevante i cambiamenti nella domanda e offerta di lavoro. Il rischio sarebbe quindi quello di una segmentazione tra lavoro qualificato e stabile e lavoro non firm-specific più soggetto ai cicli economici.

Secondo Boeri e Garibaldi (2007), inoltre, riforme che riducano la protezione per i contratti a tempo determinato lasciando inalterata quella dei contratti standard, dopo aver indotto in prima battuta un effetto positivo sull'occupazione, tendono a diminuire la produttività media, nel breve periodo dal momento che la produttività marginale del lavoro è decrescente, nel lungo periodo a causa dell'impiego di lavoratori a bassa produttività.

Tuttavia secondo Ayala, Martinez e Ruiz-Huerta (2002) il ruolo delle istituzioni, tramite strumenti già analizzati come contrattazione centralizzata e salari minimi, è determinante soprattutto nel definire il grado di disuguaglianze salariali, mentre gli stessi strumenti risultano meno influenti nei confronti della disoccupazione.

Koeniger, Leonardi e Nunziata (2004) hanno poi stimato, per 11 paesi OECD, coefficienti che esprimono l'influenza di alcune istituzioni sul differenziale salariale. Il grado di protezione dei lavoratori, la generosità e la durata dei sussidi di

disoccupazione, il tasso di sindacalizzazione e i salari minimi riducono la disuguaglianza, misurata come rapporto tra novantesimo e cinquantesimo o decimo percentile della distribuzione salariale, e le variabili più influenti risultano essere il tasso di sindacalizzazione e l'indice che misura la protezione dell'impiego. È analizzata poi una simulazione che prevede una modifica della legislazione di un paese ad alta protezione del lavoro come l'Italia sul modello di una meno protetta come negli Stati Uniti, che aumenterebbe il rapporto tra i percentili 90-10 della distribuzione salariale del 60%. Gli autori attribuiscono al cambiamento nelle istituzioni una quota rilevante della dinamica crescente nella disuguaglianza salariale.

Queste argomentazioni sembrano ridurre la portata dell'ipotesi del trade-off, che rimane comunque un punto di partenza rilevante per le analisi economiche dei mercati del lavoro.

La letteratura empirica ha poi cercato di individuare tramite analisi quantitative la correlazione tra contratti a termine e disuguaglianza salariale analizzando diversi paesi, europei e non.

Per Kamburov e Manoskii (2009), la ragione della crescente disuguaglianza statunitense va ricercata, oltre che nello skill premium, nella sempre maggiore mobilità occupazionale, che compromette le qualità del capitale umano e quindi ne colpisce il compenso. Il capitale umano viene infatti visto come occupation-specific, ed è caratterizzato da produttività crescente con la specializzazione: per questa ragione il salario medio crescerebbe all'aumentare degli anni di impiego in uno stesso posto di lavoro. Tra gli anni '70 e '90 la quota di individui impiegati in un posto di lavoro diverso da quello dell'anno precedente passò dal 16% al 21%; ciò che è cruciale è la perdita di capitale umano specifico dovuto a questa accresciuta mobilità. Il modello spiega quasi la totalità dell'aumento della disuguaglianza salariale all'interno di gruppi omogenei.

Guardando specificatamente al caso europeo, in particolare a Francia e Germania Ovest, Gash e McGinnity (2007) stimano gli effetti dei contratti di lavoro temporaneo

per determinare se abbiano giocato un ruolo nella disuguaglianza europea, confrontando un gruppo di lavoratori a tempo determinato e uno di lavoratori standard. Si distinguono quindi due posizioni: per la prima il lavoro atipico rappresenta la congiunzione tra formazione e lavoro e una possibilità per acquisire capitale umano, per la seconda sarebbe associato a minori salari e minore protezione per il lavoratore anche nel lungo periodo. L'analisi non trova differenze sostanziali nei salari e nei loro tassi di crescita, mentre rileva una certa correlazione tra lavoro temporaneo e rischio di disoccupazione futura; gli autori non considerano quindi corretto definire il lavoro temporaneo come la forma di disuguaglianza europea.

Hölscher, Perugini e Pompei (2011) distinguono invece gli effetti della flessibilizzazione e dell'introduzione di contratti di lavoro temporaneo in Europa occidentale e orientale. Gli autori vedono una segmentazione tra lavoratori con elevati livelli di educazione ed esperienza in settori ad alta produttività, protetti dalle legislazioni, e lavoratori meno qualificati con occupazione meno stabile e salari inferiori, con difficoltà di mobilità dall'uno all'altro settore. Inoltre emerge nei paesi analizzati una correlazione tra lavoro atipico e disuguaglianza; tuttavia nei paesi dell'est Europa la disuguaglianza salariale associata ai contratti temporanei tende ad essere meno accentuata, coerentemente a una dinamica della disuguaglianza generale più contenuta rispetto ai paesi dell'Europa dell'ovest. Nell'Europa orientale i contratti atipici risultano inoltre largamente motivati dal grado di formazione e di esperienza del lavoratore e dal settore di impiego. Nei paesi dell'Europa occidentale viene invece rilevato un dualismo tra lavoratori con caratteristiche simili ma che ricevono trattamenti salariali differenti. I lavoratori impiegati con i contratti a tempo determinato hanno difficoltà ad aumentare la propria produttività, e quindi i propri salari, non potendo acquisire competenze firm-specific.

Diverse ricerche hanno poi studiato la dimensione dell'impatto dei contratti atipici sul mercato del lavoro europeo ed italiano.

Per la Francia Blanchard e Landier (2002) evidenziano un consistente divario salariale e un maggiore turnover dovuto alla segmentazione del mercato del lavoro che riduce i guadagni di efficienza dati dalla flessibilità. Le imprese potrebbero utilizzare i contratti a tempo determinato per mansioni a bassa produttività e routinari, come sembra mostrare la dinamica dei salari. In sostanza si verifica una riduzione del costo che l'impresa deve sostenere per licenziare il lavoratore assunto, in effetti tramite contratto a tempo determinato; ciò potrebbe portare a ridurre il potere contrattuale o potrebbe ridurre la differenza salariale tra lavoro atipico e standard, dal momento che i lavoratori saranno disposti ad accettare un livello salariale minore per accedere ad una posizione a tempo indeterminato. In Francia, tuttavia, il primo effetto sembra prevalere, dal momento che per i contratti temporanei è rilevata una penalizzazione salariale del 20% a parità di caratteristiche del lavoratore.

Due analisi riguardano la Gran Bretagna. Guardando agli anni '90, Booth, Francesconi e Frank (2000), pur considerando i contratti a tempo determinato un passo verso l'occupazione stabile, rilevano una minore soddisfazione verso il lavoro, meno investimenti in formazione e una penalizzazione salariale del 16% per gli uomini nei confronti del lavoro standard, mentre le donne impiegate con un contratto temporaneo ricevono un salario del 13% superiore rispetto al lavoro standard. Per Brown e Sessions (2003), invece, i lavoratori a tempo determinato britannici soffrono di una penalizzazione salariale del 10%.

Hagen (2002), relativamente alla Germania dell'Ovest nel 1999, calcola una disparità pari a 10.5 punti percentuali; utilizzando il modello di Heckman per tenere conto della distorsione nella selezione del campione, tuttavia, il coefficiente risulta pari a 23.4%.

Jimeno e Toharia (1993) svolgendo la medesima analisi sui dati del mercato del lavoro spagnolo rilevano infine una differenza di 10.8 punti percentuali.

Per quanto riguarda l'Italia, invece, Bellani (2009), utilizzando i dati dell'indagine sui bilanci delle famiglie italiane dell'anno 2000 della Banca d'Italia, rileva in questo tipo di contratti una discriminazione: la quota di lavoratori temporanei che si trovano nei



quattro decili più bassi della distribuzione salariale è infatti pari al 52% del relativo totale, contro il 36% dei lavoratori standard. Da una scomposizione quantilica il differenziale risulta inoltre maggiore per i lavoratori nella parte inferiore della distribuzione salariale. Il rischio di ricevere anche negli anni successivi al contratto precario un salario basso risulta poi tre volte e mezzo maggiore rispetto a chi ottiene un contratto di lavoro standard. Nella parte superiore della distribuzione salariale, invece, un gruppo ristretto di professionisti con contratti a tempo determinato riceve un salario maggiore rispetto ai propri corrispondenti con contratti standard.

Cutuli (2008) esegue una regressione utilizzando i dati provenienti dalla medesima fonte, ma relativi al 2004. Il lavoro temporaneo è associato, a parità di altri fattori, ad una retribuzione inferiore dell'11% rispetto al lavoro standard, ma la differenza risulta più marcata all'interno del genere femminile e, eseguendo una regressione quantilica, nei decili più bassi della distribuzione salariale; nel decile più basso il coefficiente sale al 30%, mentre nei decili più alti diventa positivo, ma la stima non è statisticamente significativa. Inoltre gli effetti di una passata esperienza di disoccupazione o di lavoro temporaneo sul salario attuale sono paragonabili e pari rispettivamente ad una penalizzazione del 14 e del 10%.

In Picchio (2006) relativamente ai dati del 2002, tenendo conto del fatto che lavoratori più produttivi potrebbero ottenere contratti migliori e utilizzando due diversi metodi, si stima un coefficiente negativo, che varia dal 12% al 13.5% controllando per le ore settimanali lavorate. La crescita salariale invece risulta, negli anni successivi, maggiore rispetto al lavoro standard, ma il risultato è diverso da zero solo ad un livello di significatività del 10%.

Infine nell' "Employment outlook" dell'OECD del 2002 si stimano i coefficienti di penalizzazione salariale dovuti ai contratti a tempo determinato, separati per genere, all'interno di 13 paesi europei. I coefficienti variano da 2% a 27%, con una media di 16.2% per gli uomini e di 17.3% per le donne. Per l'Italia le penalizzazioni riportate sono del 13% per gli uomini e del 15% per le donne.

### **3. UN'ANALISI EMPIRICA**

#### **3a. Il mercato del lavoro italiano**

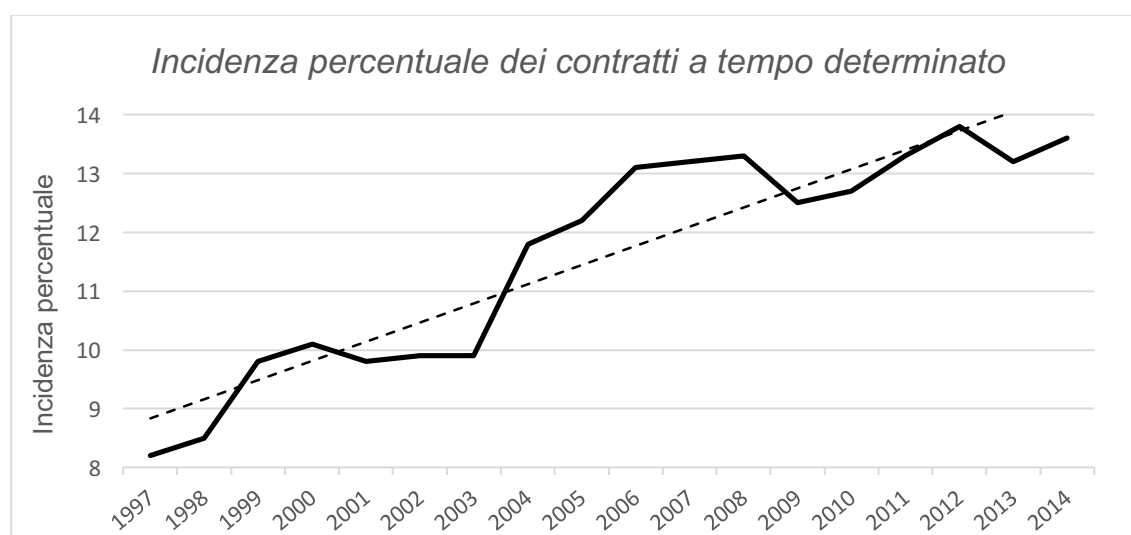
Prima di analizzare i dati italiani è utile ricordare brevemente i principali cambiamenti in termini di diritto del lavoro introdotti negli ultimi anni. La legge n. 863/1984, introdusse il “Contratto di formazione e lavoro”, un contratto a termine sostenuto da agevolazioni contributive per l'impresa, tramite il quale i lavoratori potevano essere inquadrati e retribuiti ad un livello inferiore rispetto a quello di destinazione, che disponeva l'obbligo di investimenti in formazione per il lavoratore. Uno dei provvedimenti più rilevanti in materia è poi la legge numero 196 del 1997, nota come “Pacchetto Treu”, che diede legittimazione legale al lavoro interinale, tramite una deroga al divieto di interposizione e intermediazione previsto dalla legge 1369/1970, in particolare tramite agenzie di collocamento private, oltre a regolare apprendistato e tirocinio come ponte tra formazione e lavoro, e a introdurre il contratto di collaborazione coordinata e continuativa (co.co.co.), rendendo in definitiva più semplice assumere tramite forme contrattuali a tempo determinato o part-time per far fronte a fluttuazioni temporanee della domanda. La legge numero 30 del 2003, nota come “Legge Biagi”, legge delega che porta al decreto legislativo 276/2003, introdusse poi diverse forme contrattuali, tra cui il contratto a progetto (co.co.pro.), in evoluzione rispetto al contratto di collaborazione coordinata e continuativa, il contratto di lavoro ripartito, il contratto di inserimento, come avviamento al lavoro tramite un adattamento professionale, la somministrazione di lavoro in luogo del lavoro interinale e il lavoro a chiamata. Venne inoltre istituita la “Borsa continua nazionale del lavoro”, con lo scopo di agevolare l'incontro di domanda e offerta di lavoro. Il pacchetto Treu fa riferimento al diritto del lavoratore temporaneo a ricevere una retribuzione non inferiore a quella dei dipendenti stabili di pari livello dell'impresa, la legge Biagi a “una congrua indennità cosiddetta di

disponibilità a favore del lavoratore che garantisca nei confronti del datore di lavoro la propria disponibilità allo svolgimento di prestazioni di carattere discontinuo o intermittente". In seguito, la legge numero 92 del 2012 fissò la durata del primo contratto a termine a 12 mesi, aumentò la durata delle pause tra contratti di questo tipo e modificò le norme di riferimento dell'apprendistato. La legge 78 del 2014 stabilisce infine a 36 mesi il limite massimo per i contratti a termine, prorogabili per non più di cinque volte all'interno di tale periodo; le imprese con meno di cinque dipendenti non sono sottoposte a vincoli numerici, mentre per le imprese con più di cinque dipendenti il limite per i contratti a tempo determinato è fissato al 20% dei contratti totali ai dipendenti. Per i nuovi assunti il contratto a tempo indeterminato previgente viene invece sostituito, con il decreto 23 del 2015, dal contratto a tempo indeterminato a tutele crescenti, che esclude la possibilità di reintegrazione per i lavoratori licenziati individualmente per motivi economici illegittimi o ingiustificati, in favore di una tutela risarcitoria crescente con l'anzianità di servizio.

Il lavoro temporaneo ha avuto in effetti un'incidenza crescente nel mercato del lavoro italiano. I contratti atipici sono riportati nel database dell'OECD dal 1983, quando rappresentavano il 6.6% degli occupati. Prendendo in considerazione le date delle prime due riforme considerate, che hanno modificato maggiormente la disciplina, si può osservare come nel 1997, quando l'incidenza era salita all'8.2%, sia cominciata una prima fase di crescita, fino al 9.9% del 2003, anno dopo il quale il tasso di crescita si fece ancora più significativo, così da portare l'incidenza del lavoro temporaneo a crescere al 2006 di tre punti percentuali. L'incidenza sulla popolazione totale rimane stabile dal 2006, mentre l'incidenza sulla popolazione più giovane continua a crescere di anno in anno. Nel 2014 i contratti a tempo determinato rappresentavano il 13.6% del totale dei contratti in essere e il 56% dei contratti nella fascia tra i 15 e i 24 anni; il lavoro temporaneo è quindi un elemento di particolare interesse nello studio della segmentazione del mercato del lavoro e delle condizioni della fascia più giovane dei lavoratori italiani, data la sua entità non trascurabile e la sua distribuzione asimmetrica tra classi di età.

### *Incidenza percentuale dei contratti a tempo determinato*

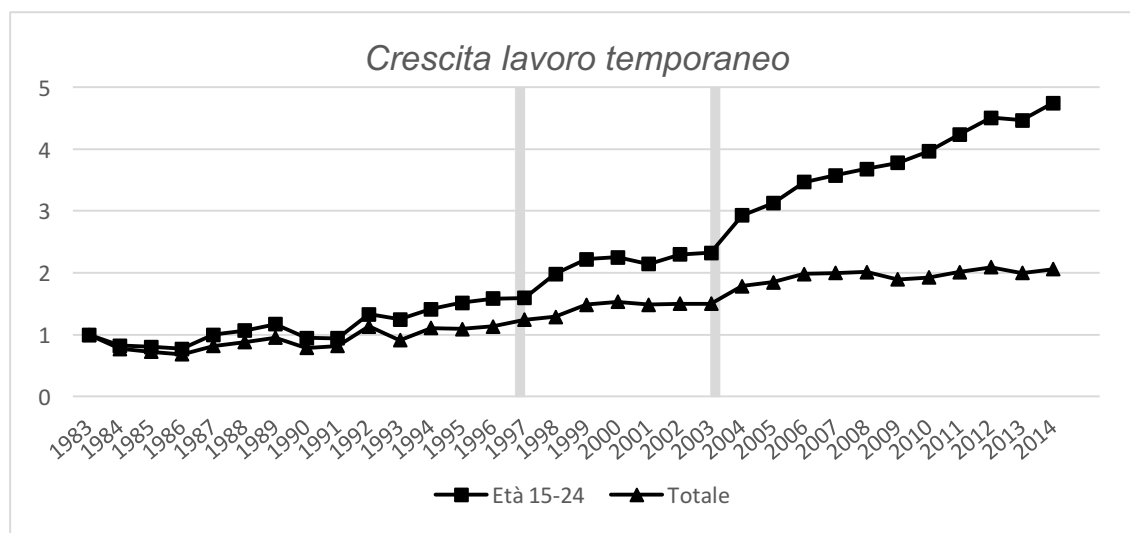
	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Totale	6,6	5,1	4,8	4,5	5,4	5,8	6,3	5,2	5,4	7,5	6	7,3	7,2
Età 15-24	11,8	9,7	9,5	9,1	11,8	12,6	13,8	11,2	11,1	15,7	14,7	16,7	17,9
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
	7,5	8,2	8,5	9,8	10,1	9,8	9,9	9,9	11,8	12,2	13,1	13,2	13,3
	18,7	18,8	23,4	26,2	26,6	25,3	27,1	27,4	34,6	36,9	40,9	42,2	43,4
	2009	2010	2011	2012	2013	2014							
	12,5	12,7	13,3	13,8	13,2	13,6							
	44,6	46,8	50	53,2	52,7	56							



Fonte: OECD.stat “Employment by permanency of the job: incidence”, nostra elaborazione sui dati.

I contratti a tempo determinato non sono quindi distribuiti in modo omogeneo tra le diverse fasce d'età; approfondendo l'analisi si nota che, oltre all'incidenza, gli stessi presentano anche un tasso di crescita maggiore tra i lavoratori più giovani. Nel periodo preso in considerazione, infatti, guardando alla totalità dei lavoratori il peso del lavoro temporaneo è circa raddoppiato, mentre restringendo l'attenzione alla già considerata fascia 15-24 anni l'incidenza è quasi quintuplicata. Come si è visto, i tassi di crescita

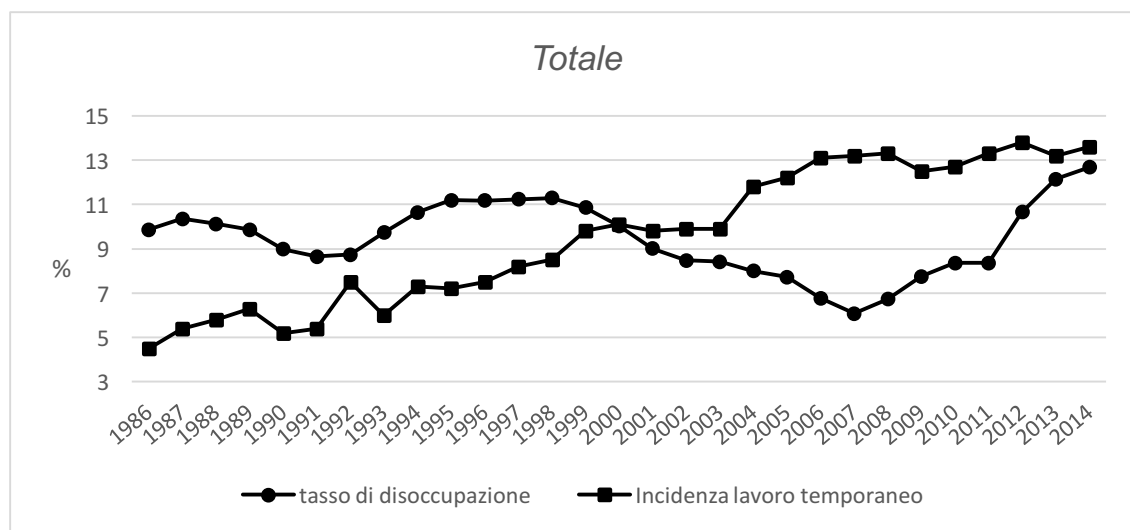
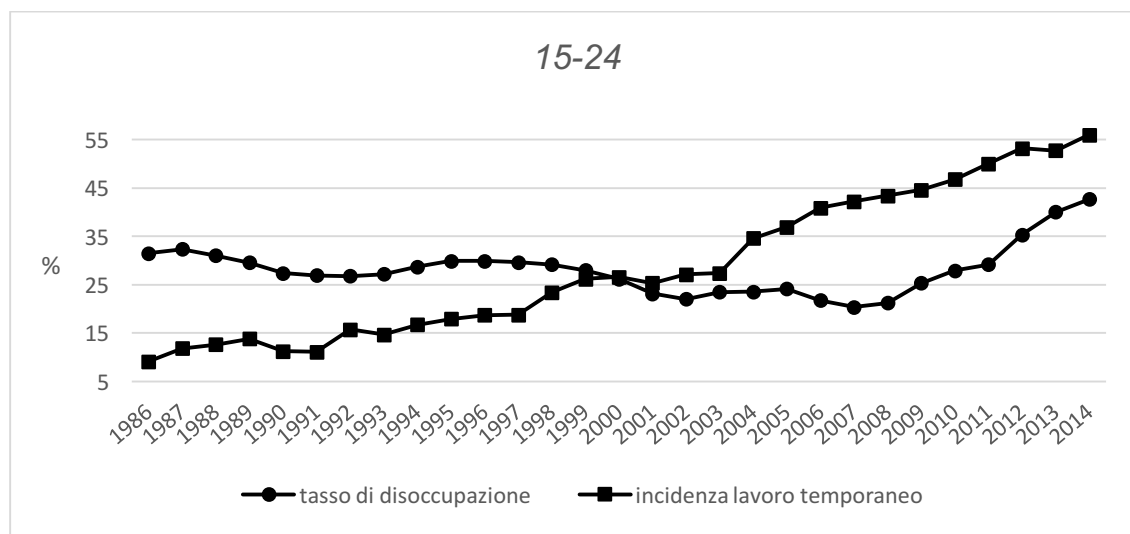
si fanno più marcati dopo il 1997 e dopo il 2003, ossia dopo le riforme che con più forza hanno puntato a diffondere il lavoro temporaneo, con lo scopo di rendere più flessibile il mercato del lavoro e ridurre il tasso di disoccupazione.



Fonte: OECD.Stat, nostra elaborazione sui dati (1983=1).

Considerando il genere, invece, si nota che l'incidenza dei contratti a tempo determinato nella popolazione femminile è stata negli anni più elevata, nell'ordine di circa quattro punti percentuali, rispetto a quella maschile. Questa differenza si è assottigliata a partire dal 2009: nel 2014 l'incidenza del lavoro temporaneo sulla forza lavoro femminile è stata pari a 14.1%, quella maschile pari a 13.1%.

Come ulteriore osservazione, senza pretesa di esaustività, possiamo infine paragonare l'andamento dell'incidenza del lavoro temporaneo a quello del tasso di disoccupazione, mantenendo la separazione tra popolazione complessiva e fascia di età 15-24 anni.



Fonte: I.Stat, “Lavoro, disoccupazione, tasso di disoccupazione”, nostra elaborazione sui dati.

### 3b. I dati

I dati utilizzati provengono dalla “Rilevazione sulle forze del lavoro” dell’ISTAT, relativa al quarto trimestre del 2014, l’ultimo periodo interamente privo degli effetti introdotti dal “Jobs act”, entrato ufficialmente in vigore il 7 marzo 2015, che potrebbe aver modificato

in modo significativo la quota relativa di contratti a tempo determinato. L'indagine raccoglie trimestralmente, tramite un ampio questionario, diverse informazioni relative ad alcuni aspetti della situazione lavorativa. Il campione è di 94492 individui, dei quali potranno essere inclusi nell'analisi i 23836 che hanno riportato la propria retribuzione netta del mese precedente. Questa variabile rappresenta la variabile dipendente, mentre come variabili indipendenti abbiamo una serie di dummy: il titolo di studio (in cinque classi: nessun titolo di studio, licenza elementare come categoria di riferimento, licenza media, diploma di scuola superiore, laurea), il genere (il genere femminile è la categoria di riferimento), l'età (con classi 15-24 come categoria di riferimento, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65+), la regione di residenza (nord, centro, sud categoria di riferimento), la qualifica professionale (operaio, impiegato, quadro, dirigente e altre riconducibili alla libera professione come categoria di riferimento), il settore di impiego (agricoltura categoria di riferimento, industria, servizi), la dimensione dell'impresa (piccola, se ha un' unica sede, come categoria di riferimento, grande se ne ha più di una), la cittadinanza (italiana, europea o extraeuropea come categoria di riferimento), lo stato civile (coniugato o celibe/nubile-vedovo/a come categoria di riferimento), l'orario di lavoro (part-time categoria di riferimento o tempo pieno) e, infine la tipologia di contratto (a tempo determinato, categoria di riferimento, o indeterminato).

Stimerò in primo luogo una regressione Ols per verificare l'importanza delle principali variabili che possono influenzare i salari, che si richiamano al modello di Mincer, esplicitando inoltre l'eventuale esistenza di un differenziale salariale tra contratti a tempo determinato e contratti a tempo indeterminato. La regressione Ols presuppone errori e variabile dipendente distribuiti normalmente; tuttavia la distribuzione del salario si presenta asimmetrica, con una coda destra più estesa della sinistra. I parametri stimati corrispondono quindi alla media degli effetti sull'intera distribuzione e non dipendono dalla posizione dell'osservazione.

Nell'analizzare i risultati è necessario tenere conto di un possibile rischio di endogeneità, dal momento che i lavoratori migliori potrebbero riuscire ad ottenere contratti a tempo indeterminato o con salari elevati, distorcendo gli esiti dell'analisi, e

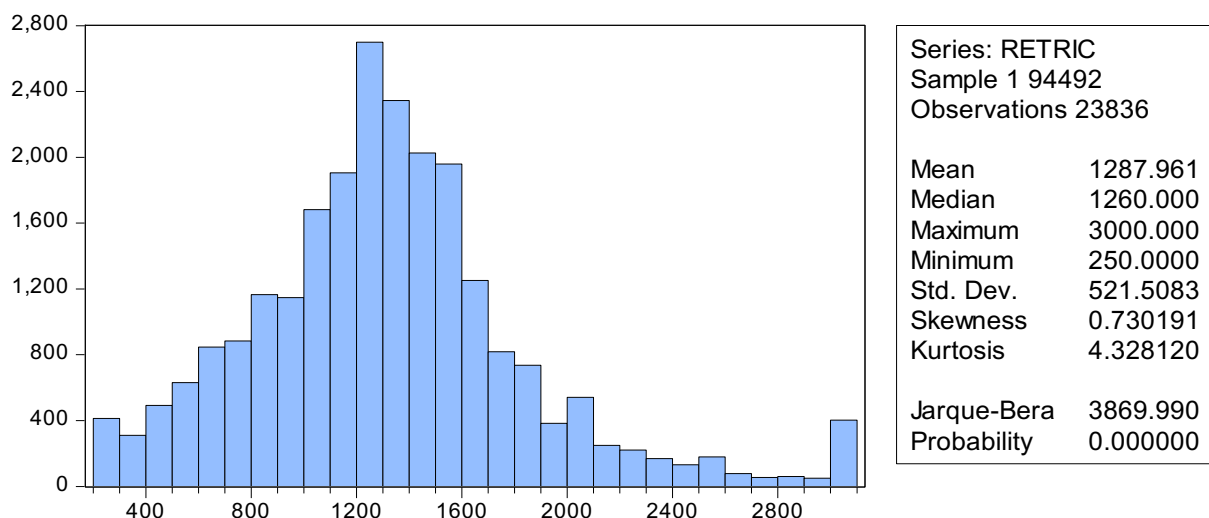
di campionamento distorto, data l'impossibilità di osservare i salari degli individui che non sono occupati. Linearizzando per normalizzare la variabile dipendente, considereremo il logaritmo del salario, interpretando quindi i coefficienti come la variazione percentuale nel salario dovuto al fatto che la condizione descritta dalle varie dummy si verifichi (qualora quindi la dummy sia uguale ad 1). L'equazione sarà:

$$\log(wage)_i = \alpha X_i + \beta D_i + e_i$$

dove  $\log(wage)$  è il logaritmo del salario netto mensile, X un vettore di variabili esplicative Minceriane di controllo e D la variabile dummy per il tipo di contratto.

### 3c. Risultati

Per prima cosa si può osservare che la media delle retribuzioni è uguale a 1287.96 euro, mentre la mediana è 1260 euro, un valore minore, come accade di consueto nelle distribuzioni salariali, che si presentano asimmetriche e con una lunga coda destra. I valori inferiori a 250 e superiori a 3000 sono raggruppati in due uniche categorie, il cui peso risulta quindi più consistente rispetto a quanto ci si potrebbe aspettare.





Distinguendo invece tra contratti a tempo indeterminato e contratti a tempo determinato, troviamo per i primi una media di 1337.30 euro, per i secondi di 977.34 euro, un valore inferiore del 26.9%. Tra i 23836 individui inclusi nella regressione, 20569 sono impiegati con un contratto a tempo indeterminato, i restanti 3267 con contratto a tempo determinato, il 13.7% del totale, valore coerente con quello riportato dalle statistiche dell'OECD per il 2014, pari a 13.6%.

Il lavoro temporaneo interessa soprattutto le fasce inferiori della distribuzione: il 49.1% dei lavoratori con contratto a tempo determinato si trova nella fascia 0-1000 euro, mentre l'2.3% degli stessi nella fascia dai 2000 euro in avanti. Inoltre, focalizzando l'attenzione sulle classi estreme, notiamo che all'interno della fascia 0-500 euro i contratti a tempo determinato rappresentano il 33.5% del totale, mentre all'interno della fascia che parte dai 3000 euro rappresentano il 3.2% del relativo totale.

Dependent Variable: LOG(WAGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 94476

Included observations: 23836 after adjustments

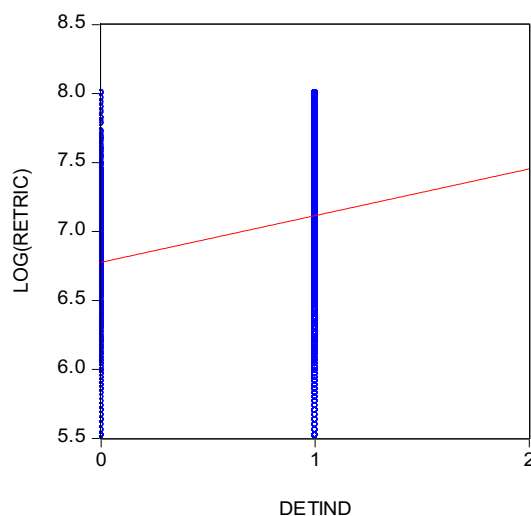
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.751130	0.028316	203.1066	0.0000
CONTRATTO STANDARD	0.143648	0.006186	23.22096	0.0000
GENERE	0.141695	0.004338	32.66456	0.0000
Qualifica: OPERAIO	-0.021146	0.021584	-0.979712	0.3272
Qualifica: IMPIEGATO	0.138302	0.021787	6.347895	0.0000
Qualifica: QUADRO	0.319094	0.023100	13.81387	0.0000
Qualifica: DIRIGENTE	0.609456	0.025512	23.88928	0.0000
Etá: 25-34	0.107437	0.010531	10.20196	0.0000
Etá: 35-44	0.174407	0.010534	16.55587	0.0000
Etá: 45-54	0.195181	0.010647	18.33226	0.0000
Etá: 55-64	0.204295	0.011249	18.16129	0.0000
Etá: 65 +	0.144042	0.026223	5.493054	0.0000
Istruzione: NESSUNA	0.005945	0.030030	0.197981	0.8431
Istruzione: MEDIE	0.068048	0.012277	5.542560	0.0000

Istruzione: DIPLOMA	0.125612	0.012420	10.11407	0.0000
Istruzione: LAUREA	0.205625	0.013509	15.22115	0.0000
Settore: SERVIZI	0.071579	0.013143	5.446348	0.0000
Settore: INDUSTRIA	0.153405	0.013276	11.55510	0.0000
Zona: CENTRO	0.065699	0.005805	11.31755	0.0000
Zona: NORD	0.125943	0.005140	24.50426	0.0000
Cittadino: UE	0.002280	0.012045	0.189318	0.8498
Cittadino: ITALIANO	0.107168	0.007868	13.62129	0.0000
SPOSATO	0.052086	0.004182	12.45538	0.0000
TEMPO PIENO	0.517777	0.005209	99.39676	0.0000
DIMENSIONE	0.074852	0.004063	18.42425	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.588311	Mean dependent var	7.068473	
Adjusted R-squared	0.587896	S.D. dependent var	0.458541	
S.E. of regression	0.294362	Akaike info criterion	0.393035	
Sum squared resid	2063.199	Schwarz criterion	0.401509	
Log likelihood	-4659.195	Hannan-Quinn criter.	0.395784	
F-statistic	1417.764	Durbin-Watson stat	1.689995	
Prob(F-statistic)	0.000000			

La regressione è statisticamente significativa e spiega il 58.83% circa della variabilità della variabile dipendente, il logaritmo della retribuzione netta; le variabili esplicative individuate, considerate congiuntamente, offrono una buona spiegazione del fenomeno di interesse. Dai coefficienti emergono diverse evidenze. Per prima cosa, un contratto a tempo indeterminato è associato ad una retribuzione del 14.37% più elevata rispetto ad un contratto a tempo determinato. La forza lavoro femminile risulta penalizzata del 14.2% rispetto a quella maschile. Il gruppo professionale degli operai vede una certa, ma non significativa, penalizzazione nei confronti dell'eterogenea categoria del lavoro autonomo, che invece riceve una retribuzione minore rispetto alle qualifiche di impiegato, quadro e dirigente, del 13.8, 31.9 e 60.9% rispettivamente. La retribuzione cresce inoltre con l'età: rispetto alla categoria di riferimento, la fascia di età tra 15 e 24 anni, la fascia 25-34 riceve una retribuzione più alta del 10.7%, la fascia 35-44 del 17.4%, la fascia 45-54 del 19.5%, la fascia 55-64 del 20.4% e la fascia dai 65 anni in avanti del 14.4%. Anche l'istruzione gioca un ruolo: un diploma di scuola

superiore garantisce una retribuzione del 12.6% più elevata rispetto a una licenza elementare, mentre una laurea del 20.6%. Una maggior retribuzione è anche associata al settore industriale (15.3% in più rispetto al settore agricolo), alla zona settentrionale (12.6% in più rispetto alla zona meridionale), alla cittadinanza italiana (10.7% in più rispetto alla cittadinanza extra-europea), in minor misura allo stato civile e alla dimensione dell'impresa, ed è fortemente legata al possesso di un contratto a tempo pieno rispetto ad un contratto part-time (51.8% in più). I coefficienti sono tutti statisticamente significativi all'1%, ad eccezione della variabile che identifica la qualifica professionale operaia, quella relativa all'assenza di titoli di istruzione e quella relativa al possesso della cittadinanza di un paese dell'Unione Europea, che non sono statisticamente significative.

#### *Contratto a tempo determinato e retribuzione*



Lo scatter mostra, tramite una linea di regressione che attraversa i punti delle distribuzioni salariali dato il tipo di contratto a maggiore densità, la relazione positiva tra la dummy che identifica il possesso di un contratto a tempo indeterminato e il logaritmo del salario.

Possiamo ora verificare se l'effetto dei contratti a tempo determinato sulle retribuzioni abbia la stessa portata sui due generi, o se al contrario influisca in modo diverso. Gli

output estesi delle regressioni sono riportati in appendice. In prima approssimazione possiamo eseguire due regressioni separate per i due generi; entrambe le regressioni sono statisticamente significative e il coefficiente  $R^2$  rimane simile a quello risultante dal caso generale. Il coefficiente per la popolazione femminile è pari a 15.1%, mentre quello relativo alla popolazione maschile è 13.4%. Il genere femminile sembra quindi maggiormente penalizzato dai contratti a tempo determinato. Esaminando gli altri coefficienti, è interessante in particolare notare come il premio retributivo associato a una laurea sia maggiore nella popolazione femminile rispetto a quella maschile, risultando rispettivamente pari a 24.9% e 16.8%. Utilizzando un metodo più formale, possiamo aggiungere al set di regressori originario una nuova variabile, ottenuta moltiplicando genere e tipo di contratto:

$$\log(wage)_i = \alpha X_i + \beta D_i + \gamma (contratto * genere)_i + e_i$$

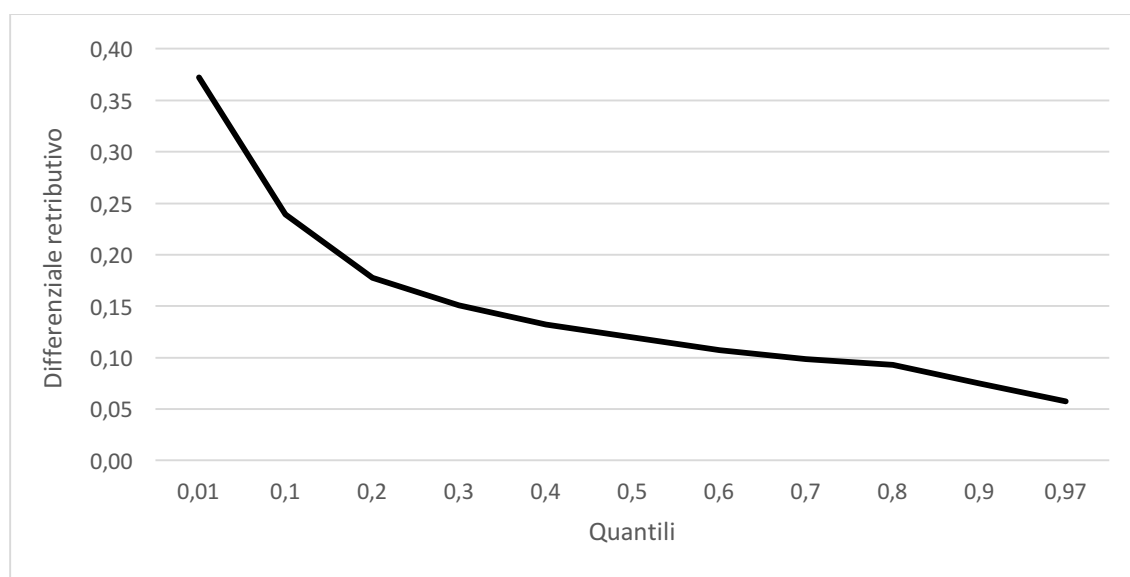
Il coefficiente della nuova variabile non è statisticamente diverso da 0; possiamo quindi escludere che il tipo di contratto abbia effetti diversi sui due generi.

Un'altra questione opportuna è definire se il lavoro temporaneo colpisca in modo diverso lavoratori con differenti livelli di istruzione, deducendo così se penalizzi in modo particolare il lavoro qualificato o quello non qualificato. Eseguendo regressioni separate per i diversi livelli di istruzione, omettendo per scarsità di osservazioni gli individui privi di titoli di studio, si ottengono le seguenti penalizzazioni salariali: 12.5% per licenza elementare, 13.7% per diploma scuola media inferiore, 15.1% per diploma di scuola superiore e 13.4% per laurea. I coefficienti sono simili, ma i lavoratori il cui titolo di istruzione più elevato è il diploma di scuola superiore sembrano ricevere una penalizzazione in qualche misura superiore. Questo fatto può essere visto come una conseguenza dello "skill-biased technical change": se alcuni dei lavoratori diplomati svolgevano in passato attività routinarie, in seguito rimpiazzate dallo sviluppo tecnologico, sembra plausibile che questo tipo di lavoratori risulti quello più penalizzato, anche se in misura simile rispetto ai differenziali relativi agli altri livelli di istruzione, in termini salariali e che i contratti a tempo determinato siano utilizzati in

risposta alla diminuita domanda per le abilità presentate da individui mediamente qualificati. Tuttavia, aggiungendo al set di regressori le combinazioni risultanti dalla moltiplicazione tra la variabile che identifica il tipo di contratto e le dummy relative al titolo di studio, otteniamo coefficienti statisticamente non significativi, che portano a concludere che l'effetto sia omogeneo per tutti i livelli di istruzione.

Ci si può poi chiedere qualora l'effetto sia diverso muovendosi lungo la distribuzione salariale, ossia qualora i contratti a tempo determinato abbiano effetti diversi sulle retribuzioni relativamente basse o relativamente alte. Per risolvere tale questione possiamo eseguire una regressione quantilica, analizzando gli effetti sui diversi decili della distribuzione salariale. Coerentemente con quanto riportato dalla letteratura in materia, l'effetto risulta maggiore nei decili inferiori e si rende più estremo in corrispondenza dei valori marginali, fino ad una penalizzazione del 37.3% per valori vicini allo zero e del 23.9% al primo decile. La penalizzazione è presente in tutti i decili e a partire dal quarto diventa inferiore al valore medio ricavato precedentemente. Tutti i coefficienti sono significativi ad un livello dell'1%.

0,01	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,97
0,37253	0,23939	0,17759	0,15072	0,13211	0,11981	0,10705	0,09853	0,09290	0,07514	0,05753



Si può ora considerare la possibile endogeneità del tipo di contratto e la possibilità che questa variabile non sia ortogonale ai termini di errore. Fattori non osservabili, come l'abilità del lavoratore, potrebbero influire sulla possibilità di ricevere uno dei due tipi di contratto considerati e sul salario. Una possibilità è strumentare la variabile relativa al tipo di contratto con una nuova variabile, "cerca", una dummy che assume valore 1 qualora l'individuo stia cercando un lavoro sostitutivo rispetto a quello corrente e 0 altrimenti (si noti che in questo caso la categoria di riferimento nella regressione sarà il contratto a tempo indeterminato, e il segno sarà quindi opposto rispetto al caso precedente), dal momento che è probabile che i lavoratori temporanei, a causa del maggior rischio di non vedere confermata la propria posizione, inizino a cercare nuove possibilità lavorative già prima della scadenza del proprio contratto. Questa variabile non è correlata direttamente con la retribuzione, ma è legata al tipo di contratto; la correlazione appare tuttavia debole. Eseguendo una two-stage least equation (il cui output è riportato in appendice) la penalizzazione salariale sale al 20.5%, ma il coefficiente non è statisticamente significativo. Il fatto che il coefficiente sia maggiore di quello stimato in precedenza suggerisce tuttavia che la regressione Ols potrebbe sottostimare l'effetto.

Supponendo che il campione non sia una selezione casuale della popolazione, potendo osservare soltanto i salari degli individui occupati, e dal momento che gli individui fuori dalla forza lavoro potrebbero essere soprattutto individui che ricevirebbero un salario basso, i coefficienti stimati con il metodo Ols risulterebbero distorti, di fatto come da una variabile omessa. Considerando una variabile dummy "h" pari ad 1 qualora l'individuo faccia parte della forza lavoro e 0 altrimenti, il nuovo modello sarà quindi composto da un'equazione principale e una di selezione:

$$\log(wage)_i = \alpha X_i + \beta D_i + e_i$$

$$h_i = \gamma Y_i + u_i$$

La prima equazione vale qualora  $h_i > 0$ , cioè qualora l'individuo sia incluso nella forza lavoro, mentre se  $h_i \leq 0$ ,  $\log(wage)_i = 0$ . Affinchè lo stimatore OLS non sia distorto, la covarianza tra i termini di errore delle due equazioni dovrebbe essere invece pari a 0.

Il valore atteso di  $\log(wage)$ , dato  $h=1$ , sarà:

$$\begin{aligned} E(\log(wage)_i | h_i = 1) &= \alpha X_i + \beta D_i + E(e_i | h_i = 1) \\ &= \alpha X_i + \beta D_i + E(e_i | u_i > -\gamma Y_i) \\ &= \alpha X_i + \beta D_i + \sigma_{\varepsilon v} [\varphi(\gamma Y_i) / \Phi(\gamma Y_i)] \end{aligned}$$

Possiamo allora implementare il modello di Heckman, stimando in un primo stadio, tramite un modello Probit, le determinanti della probabilità per un lavoratore di essere occupato e in un secondo utilizzando gli inverse Mills ratio -  $\varphi(\gamma Y_i) / \Phi(\gamma Y_i) = \lambda$  - ottenuti dalla procedura di massima verosimiglianza per stimare la regressione OLS verificata precedentemente:

$$\log(wage)_i = \alpha X_i + \beta D_i + \mu \lambda_i + \varepsilon_i$$

con  $\mu = \sigma_{\varepsilon v}$

Dependent Variable: LOG(WAGE)

Method: Heckman Selection

Sample: 94492

Included observations: 74710

Selection Variable: LAVORO

Estimation method: Heckman two-step

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	Response	Equation	-	
	LOG(WAGE)			
C	6.286996	0.030355	207.1142	0.0000

CONTRATTO STANDARD	0.175618	0.006175	28.43801	0.0000
GENERE	0.097942	0.005118	19.13652	0.0000
Qualifica: OPERAIO	-0.004957	0.021460	-0.231008	0.8173
Qualifica: IMPIEGATO	0.202321	0.021622	9.356996	0.0000
Qualifica: QUADRO	0.418488	0.022936	18.24603	0.0000
Qualifica: DIRIGENTE	0.720753	0.025560	28.19833	0.0000
Istruzione: NESSUNA	-0.068660	0.031112	-2.206856	0.0273
Istruzione: MEDIE	0.003073	0.013007	0.236238	0.8132
Istruzione: DIPLOMA	0.006483	0.013436	0.482482	0.6295
Istruzione: LAUREA	0.048172	0.015014	3.208415	0.0013
Settore: SERVIZI	0.088037	0.013376	6.581805	0.0000
Settore: INDUSTRIA	0.173532	0.013483	12.87085	0.0000
TEMPO PIENO	0.528666	0.005319	99.39140	0.0000

---



---

Selection Equation - LAVORO

---



---

C	-2.378182	0.039907	-59.59284	0.0000
Età: 25-34	1.215563	0.022979	52.89870	0.0000
Età: 35-44	1.623671	0.021747	74.66089	0.0000
Età: 45-54	1.704038	0.021421	79.54996	0.0000
Età: 55-64	1.025538	0.022258	46.07508	0.0000
Età: 65+	-0.627954	0.026969	-23.28438	0.0000
GENERE	0.531835	0.011369	46.77981	0.0000
Zona: CENTRO	0.413415	0.015820	26.13242	0.0000
Zona: NORD	0.484162	0.013687	35.37317	0.0000
Cittadino: CITITA	0.066574	0.023631	2.817273	0.0048
Cittadino: CITUE	0.101387	0.039245	2.583473	0.0098
Stato: GENITORE_FEM	0.033866	0.024512	1.381605	0.1671
Stato: GENITORE_MASCH	0.025864	0.047236	0.547549	0.5840
Stato: COPPIA_FIGLI	0.093384	0.015938	5.859235	0.0000
Stato: SOLO	0.122372	0.019250	6.357038	0.0000



Istruzione: NESSUNA	-0.250489	0.053083	-4.718832	0.0000
Istruzione: MEDIE	0.329869	0.021917	15.05068	0.0000
Istruzione: DIPLOMA	0.784683	0.021805	35.98683	0.0000
Istruzione: LAUREA	1.080170	0.025083	43.06391	0.0000
Mean dependent var	7.068473	S.D. dependent var	0.458541	
S.E. of regression	0.182918	Akaike info criterion	1.554266	
Sum squared resid	2498.558	Schwarz criterion	1.558339	
Log likelihood	-58026.61	Hannan-Quinn criter.	1.555519	

Gli effetti marginali relativi al modello probit risultano quindi:

C	-0.799043	Cittadino: CITUE	0.034065
Età: 25-34	0.408416	Stato: GEN_FEM	0.011379
Età: 35-44	0.545536	Stato: GEN_MASCH	0.008690
Età: 45-54	0.572538	Stato: COPPIA_FIGLI	0.031376
Età: 55-64	0.344570	Stato: SOLO	0.041116
Età: 65+	-0.210986	Istruzione: NESSUNA	-0.084162
GENERE	0.178691	Istruzione: MEDIE	0.110832
Zona: CENTRO	0.138903	Istruzione: DIPLOMA	0.263645
Zona: NORD	0.162673	Istruzione: LAUREA	0.362925
Cittadino: CITITA	0.022368		

Dall'analisi nel primo stadio emergono essenzialmente l'importanza della disoccupazione giovanile (nella fascia 15-24 la probabilità di essere occupati è inferiore del 54.6% rispetto alla fascia 35-44 e del 57.3% rispetto alla fascia 45-54), la maggior probabilità di lavoro per il genere maschile (17.9% in più rispetto al genere femminile), per la fascia Nord del paese (16.3% in più rispetto al Sud) e per i livelli più elevati di istruzione (rispetto ad un individuo con licenza elementare la probabilità per un diplomato è più alta del 26.4%, per un laureato del 36.3%). I componenti di una coppia senza figli hanno inoltre meno probabilità di essere occupati, con valori simili ai

monogenitori; al contrario, coloro che più probabilmente si troveranno nella forza lavoro sono i componenti di una coppia con figli e gli individui senza figli.

Per quanto riguarda il secondo stadio della regressione emerge che, tenendo conto delle caratteristiche di chi partecipa al mercato del lavoro, la penalizzazione salariale legata ad un contratto a tempo determinato risulta pari al 17.56%. Questo procedimento restituisce un valore più preciso rispetto alla regressione Ols, che sottostima quindi l'effetto complessivo.

## 4. UNA DESCRIZIONE MACROECONOMICA

Esporrò, a titolo di proposta esplicativa, uno schema di ragionamento formato su basilari relazioni economiche, utile per interpretare le dinamiche generate dall'introduzione dei contratti a tempo determinato sul mercato del lavoro. L'intento è di ordinare una serie di strumenti e relazioni che sembrano rendersi rilevanti nella determinazione dei risultati del fenomeno e definirne la consequenzialità.

### Ipotesi

Ipotizziamo innanzitutto, per semplicità, che esistano due tipi di lavoratori: lavoratori qualificati e lavoratori non qualificati. Il salario è pari alla produttività marginale del lavoratore; i lavoratori qualificati, più produttivi, ricevono un salario, che chiameremo  $w_h$ , maggiore del salario dei lavoratori non qualificati,  $w_l$ . Un'ipotesi forte è quindi che le imprese non possano fissare autonomamente i livelli salariali, e che gli stessi non siano determinati dal potere contrattuale dei singoli lavoratori. In secondo luogo ipotizziamo che le imprese non possano rimanere sul mercato senza una quota minima necessaria, variabile da impresa a impresa, di lavoratori qualificati. Ad esempio le imprese possono fare a meno, almeno parzialmente o nel breve periodo, dei lavoratori non qualificati, sostituendone una parte con macchinari che siano caratterizzati da maggiore produttività, delocalizzando la produzione in paesi a più basso costo del lavoro, oppure semplicemente producendo temporaneamente meno in fasi di minore domanda; hanno sempre invece necessità di una quota di lavoratori qualificati che progettino il prodotto o che organizzino la filiera produttiva. La terza ipotesi, strettamente legata alla seconda, è che, a seguito di shock negativi che aumentano la disoccupazione, i primi ad essere espulsi dal mercato del lavoro siano i lavoratori meno qualificati. L'ipotesi trova fondamento nel fatto che questi lavoratori, svolgendo mansioni relativamente semplici, sono facilmente sostituibili; inoltre l'impresa dovrà sostenere in prima persona per essi un costo di formazione trascurabile o nullo.

## **Specificazione**

Deriviamo a questo punto due relazioni fondamentali.

- A) Se la disoccupazione aumenta esogenamente la disuguaglianza salariale si riduce. Possiamo giustificare questa affermazione tramite la terza ipotesi: i primi a perdere il lavoro sono i lavoratori meno qualificati, e quindi meno retribuiti. Uscendo dal mercato del lavoro questi soggetti riducono la disuguaglianza salariale, misurata tra coloro che rimangono occupati.
- B) Se è la disuguaglianza salariale ad aumentare esogenamente la disoccupazione aumenta. Da un lato, quando la disuguaglianza aumenta, la domanda aggregata potrebbe ridursi, riflettendo la diminuzione relativamente consistente nei consumi dei titolari di redditi bassi, dando luogo a minore produzione e quindi a minore domanda di lavoro delle imprese. Alternativamente si può pensare che l'aumento della disuguaglianza salariale possa essere dovuto a un aumento di  $w_h$ , il salario dei lavoratori qualificati, o a una diminuzione di  $w_l$ , il salario dei lavoratori non qualificati.
- Se  $w_h$  aumenta, alcune imprese non riescono più a sostenere il salario della propria quota di lavoratori qualificati ed escono dal mercato, aumentando la disoccupazione.
  - Se  $w_l$  diminuisce alcuni lavoratori non qualificati non sono disposti a lavorare ad un salario inferiore a quello precedente. Questo potrebbe accadere perché i lavoratori devono sostenere un costo di trasporto, che non riescono più a coprire, per recarsi al lavoro, o, secondo la teoria microeconomica classica, perché quando il salario diminuisce i lavoratori preferiscono “consumare” più tempo libero; partendo da un livello salariale basso alcuni lavoratori decideranno di non lavorare più.

In entrambi i casi alcuni lavoratori escono dal mercato del lavoro e aumentano la disoccupazione

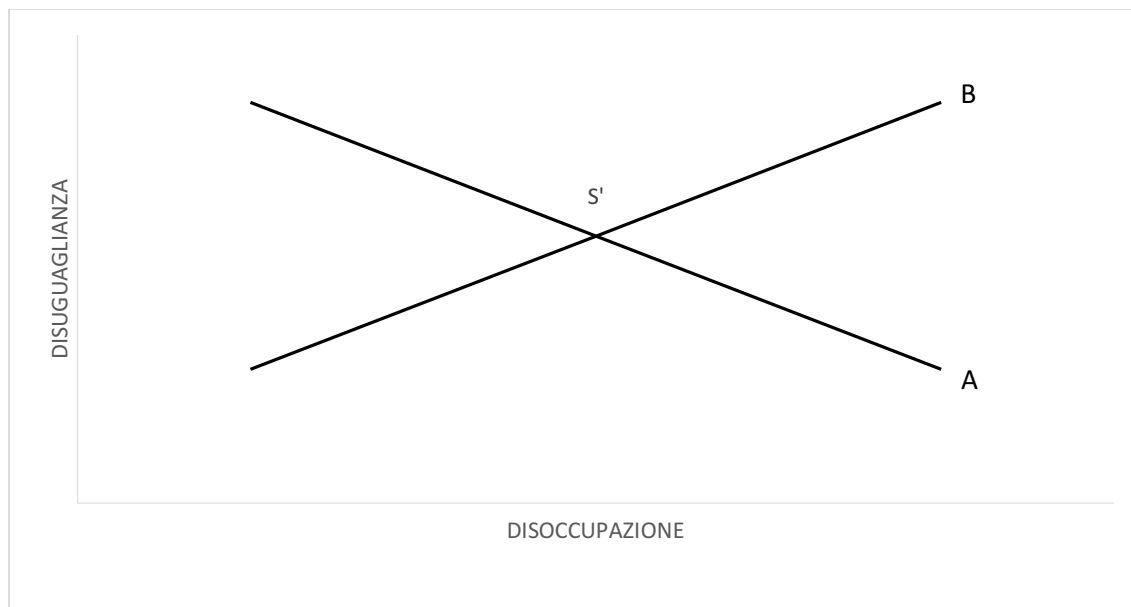
Possiamo ora definire due equazioni che esplicitano le variabili fondamentali che influenzano disoccupazione e disuguaglianza salariale.

- La disuguaglianza salariale dipende negativamente da salario minimo e imposizione fiscale sul salario relativamente alto, positivamente dai premi retributivi dovuti ad abilità, anzianità, genere del lavoratore e imposizione fiscale sul salario relativamente basso.

$A = A$  (salario minimo, skill premium, generation gap, gender gap, tassa su  $w_h$ , tassa su  $w_l$ )

- La disoccupazione dipende negativamente da produzione, incisività degli uffici di collocamento, incentivi alle assunzioni e flessibilità, e positivamente da salario minimo e sussidio di disoccupazione.

$B = B$  (produzione, ufficio collocamento, incentivi alle assunzioni, salario minimo, sussidio di disoccupazione, flessibilità)

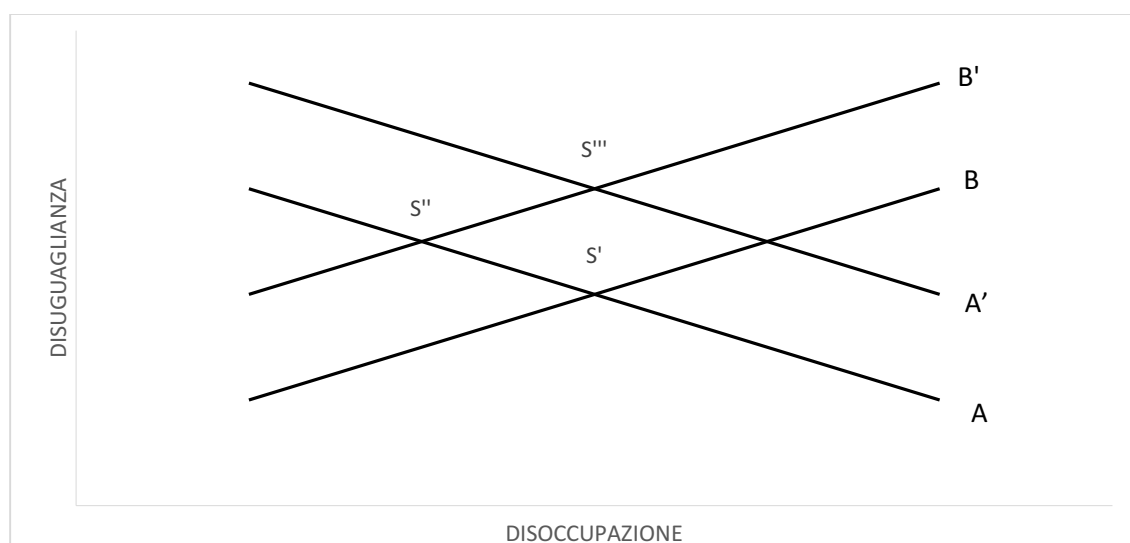


## Applicazione

Possiamo ora studiare i possibili effetti dati dall'introduzione di forme contrattuali a tempo determinato.

Nel breve periodo la flessibilizzazione sposta la curva B in B'. Le imprese, incentivate dai vantaggi della flessibilità, assumono utilizzando le nuove forme contrattuali, alimentando un circolo virtuoso di fiducia e riducendo la disoccupazione. I nuovi assunti, caratterizzati dallo scarso potere contrattuale dato dalla propria condizione, vengono però impiegati a basso salario, aumentando la disuguaglianza. L'equilibrio si sposta da S' a S''; il nuovo equilibrio è caratterizzato da minore disoccupazione e disuguaglianza più elevata.

Nel lungo periodo le imprese, risolvendo un problema di asimmetria informativa per il quale non erano in grado di conoscere perfettamente la produttività dei nuovi assunti, selezionano i lavoratori più produttivi e aumentano i loro salari: l'aumento dello "skill premium" sposta la curva A in A'. Al contrario, non rinnovano il contratto dei lavoratori meno produttivi, aumentando la disoccupazione. L'equilibrio di lungo periodo, S''', è caratterizzato da un livello di disuguaglianza maggiore di quello iniziale. L'effetto sulla disoccupazione è invece ambiguo e dipende dallo spostamento di A e B.



Una spiegazione di questo tipo è compatibile con l'evidenza che emerge dai dati, in base alla quale abbiamo concluso che esiste un differenziale salariale statisticamente significativo tra lavoratori impiegati con contratti atipici e lavoratori con contratti a tempo indeterminato.

## 5. CONCLUSIONI

I contratti a tempo determinato, introdotti sotto diverse forme da provvedimenti legislativi, hanno avuto importanza crescente nel mercato del lavoro italiano. L'analisi empirica evidenzia una penalizzazione salariale per i lavoratori assunti con questi contratti, che differisce in base al metodo utilizzato. Implementando il metodo Ols la penalizzazione risulta pari al 14.4%; questo metodo non riesce però a risolvere problemi di endogeneità e di campionamento distorto. Per risolvere il problema di endogeneità si è approssimato il possesso di un contratto a tempo determinato con una variabile strumentale, una dummy pari ad uno qualora l'individuo stia cercando una nuova occupazione e a zero altrimenti, dal momento che l'incertezza legata ai contratti a tempo determinato potrebbe spingere i lavoratori alla ricerca di un posto di lavoro che dovrà sostituire quello corrente. Il livello di correlazione tra la variabile strumentale e quella strumentata è però basso e questo tipo di analisi non porta quindi a risultati definitivi. Infine, implementando il modello di Heckman, tenendo conto delle caratteristiche degli individui occupati, si rileva una penalizzazione salariale pari al 17.6%. La penalizzazione è inoltre particolarmente accentuata nella fascia inferiore della distribuzione salariale. I risultati sono nel complesso coerenti con le evidenze emerse dalla letteratura internazionale.

In conclusione è possibile formulare una riflessione che risponda all'intento iniziale del lavoro, ossia determinare se i contratti il lavoro temporaneo abbia rappresentato uno dei driver dell'aumento della disuguaglianza italiana. Data la vistosa crescita dei contratti a tempo determinato negli ultimi due decenni, specialmente diffusi nella popolazione più giovane, e i risultati emersi dall'analisi, si può concludere che gli stessi abbiano giocato un ruolo rilevante nel determinare la crescita della disuguaglianza italiana.



## 6. APPENDICE

Tabella 1: tabulazione tipologia contratto e retribuzione netta.

Count % Total % Row % Col		WAGE				Total
		[0, 1000)	[1000, 2000)	[2000, 3000)	[3000, 4000)	
0		1605	1587	62	13	3267
		6.73	6.66	0.26	0.05	13.71
		49.13	48.58	1.90	0.40	100.00
		27.25	10.04	3.58	3.23	13.71
DETIND	1	4285	14222	1672	390	20569
		17.98	59.67	7.01	1.64	86.29
		20.83	69.14	8.13	1.90	100.00
		72.75	89.96	96.42	96.77	86.29
Total		5890	15809	1734	403	23836
		24.71	66.32	7.27	1.69	100.00
		24.71	66.32	7.27	1.69	100.00
		100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Tabella 2: incidenza contratti temporanei per genere. Fonte: OECD.Stat, "Incidence of permanent employment", nostra elaborazione sui dati.

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
Maschio	5,2	3,8	3,6	3,5	4,2	4,6	4,9	3,9	4	6,2	4,9	6,1	6
Femmina	9,4	7,6	7	6,5	7,6	8	8,8	7,6	7,7	9,7	7,9	9,3	9,1
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
	6,6	7,3	7,4	8,5	8,7	8,3	8,4	8,2	9,9	10,5	11,1	11,1	11,5
	8,9	9,7	10,2	11,8	12,2	11,9	12	12,2	14,4	14,6	15,7	15,8	15,6
	2009	2010	2011	2012	2013	2014							
	10,8	11,3	12,2	12,9	12,4	13,1							
	14,6	14,4	14,6	14,8	14,2	14,1							

Tabella 3: regressione Ols relativa alla popolazione maschile.

Dependent Variable: LOG(WAGE)

Method: Least Squares

Sample: 94492 IF GENERE=1

Included observations: 12428

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.777106	0.033001	175.0574	0.0000
DETIND	0.134278	0.008084	16.61121	0.0000
DUMMY3_OPERAIO	0.066291	0.025392	2.610699	0.0090
DUMMY3_IMPIEGATO	0.182637	0.025892	7.053776	0.0000
DUMMY3_QUADRO	0.387433	0.027647	14.01370	0.0000
DUMMY3_DIRIGENTE	0.653149	0.030001	21.77118	0.0000
DUMMY6_25	0.099967	0.012703	7.869850	0.0000
DUMMY6_35	0.160921	0.012759	12.61202	0.0000
DUMMY6_45	0.176361	0.013028	13.53726	0.0000
DUMMY6_55	0.172539	0.013873	12.43694	0.0000
DUMMY6_65	0.130705	0.034145	3.827960	0.0001
DUMMY1_NOISTRUZIONE	0.020449	0.036492	0.560361	0.5752
DUMMY1_MEDIE	0.064913	0.014332	4.529112	0.0000
DUMMY1_DIPLOMA	0.102220	0.014561	7.020181	0.0000
DUMMY1_LAUREA	0.168270	0.016578	10.15013	0.0000
DUMMY4_SERVIZI	0.116415	0.014640	7.951926	0.0000
DUMMY4_INDUSTRIA	0.172183	0.014563	11.82329	0.0000
DUMMY2_CENTRO	0.059971	0.007261	8.259808	0.0000
DUMMY2_NORD	0.118953	0.006373	18.66606	0.0000
DUMMY5_CITUE	0.039162	0.016585	2.361264	0.0182
DUMMY5_CITITA	0.116130	0.009798	11.85299	0.0000
DUMMY9_SPOSAT	0.080962	0.005584	14.49982	0.0000
TEMPO_PIENPARZ	0.560735	0.009637	58.18692	0.0000
DUMMY7_DIMENS	0.063656	0.005212	12.21321	0.0000
R-squared	0.528297	Mean dependent var	7.193943	
Adjusted R-squared	0.527422	S.D. dependent var	0.393944	
S.E. of regression	0.270814	Akaike info criterion	0.227160	

Sum squared resid	909.7119	Schwarz criterion	0.241504
Log likelihood	-1387.573	Hannan-Quinn criter.	0.231963
F-statistic	604.0093	Durbin-Watson stat	1.905658
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 4: regressione Ols relativa alla popolazione femminile.

Dependent Variable: LOG(WAGE)

Method: Least Squares

Sample: 94492 IF GENERE=0

Included observations: 11408

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.904435	0.050775	116.2854	0.0000
DETIND	0.150820	0.009388	16.06462	0.0000
DUMMY3_OPERAIO	-0.168221	0.037212	-4.520578	0.0000
DUMMY3_IMPIEGATO	0.036267	0.037177	0.975504	0.3293
DUMMY3_QUADRO	0.209584	0.039057	5.366139	0.0000
DUMMY3_DIRIGENTE	0.555720	0.044397	12.51702	0.0000
DUMMY6_25	0.116607	0.017481	6.670363	0.0000
DUMMY6_35	0.187634	0.017418	10.77268	0.0000
DUMMY6_45	0.216347	0.017469	12.38487	0.0000
DUMMY6_55	0.241616	0.018302	13.20129	0.0000
DUMMY6_65	0.180652	0.039976	4.519023	0.0000
DUMMY1_NOISTRUZIONE	0.010270	0.049270	0.208432	0.8349
DUMMY1_MEDIE	0.076991	0.021357	3.604929	0.0003
DUMMY1_DIPLOMA	0.163479	0.021497	7.604644	0.0000
DUMMY1_LAUREA	0.249179	0.022639	11.00647	0.0000
DUMMY4_SERVIZI	0.010631	0.025434	0.417973	0.6760
DUMMY4_INDUSTRIA	0.113008	0.026339	4.290526	0.0000
DUMMY2_CENTRO	0.077793	0.009203	8.453097	0.0000
DUMMY2_NORD	0.137941	0.008249	16.72257	0.0000
DUMMY5_CITUE	-0.018389	0.017567	-1.046780	0.2952
DUMMY5_CITITA	0.095464	0.012687	7.524512	0.0000
DUMMY9_SPOSAT	0.017697	0.006295	2.811213	0.0049
TEMPO_PIENPARZ	0.486584	0.006528	74.54364	0.0000
DUMMY7_DIMENS	0.088748	0.006252	14.19616	0.0000

R-squared	0.580049	Mean dependent var	6.931785
Adjusted R-squared	0.579200	S.D. dependent var	0.484184
S.E. of regression	0.314085	Akaike info criterion	0.523798
Sum squared resid	1123.028	Schwarz criterion	0.539245
Log likelihood	-2963.746	Hannan-Quinn criter.	0.528993
F-statistic	683.6476	Durbin-Watson stat	1.708825
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 5: regressione Ols, effetto congiunto genere e tipologia contrattuale.

Dependent Variable: LOG(WAGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 94476

Included observations: 23836 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.747538	0.029174	197.0109	0.0000
GENERE	0.146607	0.010533	13.91819	0.0000
DETIND	0.146475	0.008294	17.66037	0.0000
GENERE*DETIND	-0.005713	0.011165	-0.511715	0.6089
DUMMY3_OPERAIO	-0.020586	0.021612	-0.952560	0.3408
DUMMY3_IMPIEGATO	0.138849	0.021814	6.365238	0.0000
DUMMY3_QUADRO	0.319708	0.023131	13.82160	0.0000
DUMMY3_DIRIGENTE	0.610037	0.025537	23.88801	0.0000
DUMMY6_25	0.107672	0.010541	10.21440	0.0000
DUMMY6_35	0.174574	0.010540	16.56352	0.0000
DUMMY6_45	0.195321	0.010651	18.33907	0.0000
DUMMY6_55	0.204383	0.011250	18.16672	0.0000
DUMMY6_65	0.144238	0.026226	5.499851	0.0000
DUMMY1_NOISTRUZIONE	0.006002	0.030031	0.199864	0.8416
DUMMY1_MEDIE	0.068093	0.012278	5.545982	0.0000
DUMMY1_DIPLOMA	0.125619	0.012420	10.11446	0.0000
DUMMY1_LAUREA	0.205686	0.013510	15.22485	0.0000
DUMMY4_SERVIZI	0.071829	0.013152	5.461501	0.0000
DUMMY4_INDUSTRIA	0.153696	0.013288	11.56623	0.0000
DUMMY2_CENTRO	0.065688	0.005805	11.31545	0.0000
DUMMY2_NORD	0.125939	0.005140	24.50309	0.0000
DUMMY5_CITUE	0.002353	0.012046	0.195295	0.8452
DUMMY5_CITITA	0.107284	0.007871	13.63017	0.0000
DUMMY9_SPOSAT	0.052150	0.004184	12.46493	0.0000
TEMPO_PIENPARZ	0.517804	0.005210	99.39537	0.0000
DUMMY7_DIMENS	0.074919	0.004065	18.43088	0.0000
R-squared	0.588316	Mean dependent var	7.068473	
Adjusted R-squared	0.587883	S.D. dependent var	0.458541	
S.E. of regression	0.294367	Akaike info criterion	0.393108	
Sum squared resid	2063.176	Schwarz criterion	0.401921	

Log likelihood	-4659.064	Hannan-Quinn criter.	0.395967
F-statistic	1361.022	Durbin-Watson stat	1.690003
Prob(F-statistic)	0.000000		

Tabella 6: regressione Ols, effetto congiunto livello di istruzione e tipologia contrattuale.

Dependent Variable: LOG(WAGE)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 94476

Included observations: 23836 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.749266	0.038420	149.6442	0.0000
DETIND	0.148266	0.031493	4.707842	0.0000
GENERE	0.141739	0.004338	32.67133	0.0000
DUMMY3_OPERAIO	-0.022150	0.021615	-1.024737	0.3055
DUMMY3_IMPIEGATO	0.136935	0.021835	6.271228	0.0000
DUMMY3_QUADRO	0.317861	0.023137	13.73815	0.0000
DUMMY3_DIRIGENTE	0.608538	0.025539	23.82824	0.0000
DUMMY6_25	0.105547	0.010671	9.890547	0.0000
DUMMY6_35	0.172606	0.010657	16.19659	0.0000
DUMMY6_45	0.193376	0.010768	17.95831	0.0000
DUMMY6_55	0.202511	0.011361	17.82505	0.0000
DUMMY6_65	0.142491	0.026254	5.427323	0.0000
DUMMY1_NOISTRUZIONE	0.004090	0.073439	0.055689	0.9556
DUMMY1_MEDIE	0.077898	0.030232	2.576662	0.0100
DUMMY1_DIPLOMA	0.122907	0.030124	4.079997	0.0000
DUMMY1_LAUREA	0.215036	0.031611	6.802497	0.0000
DUMMY4_SERVIZI	0.072268	0.013301	5.433141	0.0000
DUMMY4_INDUSTRIA	0.154078	0.013428	11.47405	0.0000
DUMMY2_CENTRO	0.065773	0.005810	11.31983	0.0000
DUMMY2_NORD	0.125986	0.005145	24.48530	0.0000
DUMMY5_CITUE	0.002269	0.012047	0.188370	0.8506
DUMMY5_CITITA	0.107217	0.007873	13.61824	0.0000
DUMMY9_SPOSAT	0.052142	0.004183	12.46507	0.0000
TEMPO_PIENPARZ	0.517807	0.005210	99.39418	0.0000
DUMMY7_DIMENS	0.074907	0.004064	18.43398	0.0000
DUMMY1_NOISTRUZIONE*DETIND	0.002367	0.080364	0.029452	0.9765
DUMMY1_MEDIE*DETIND	-0.011659	0.032929	-0.354057	0.7233
DUMMY1_DIPLOMA*DETIND	0.002937	0.032609	0.090064	0.9282
DUMMY1_LAUREA*DETIND	-0.010910	0.033946	-0.321404	0.7479
R-squared	0.588338	Mean dependent var	7.068473	
Adjusted R-squared	0.587854	S.D. dependent var	0.458541	
S.E. of regression	0.294377	Akaike info criterion	0.393305	
Sum squared resid	2063.063	Schwarz criterion	0.403134	
Log likelihood	-4658.408	Hannan-Quinn criter.	0.396494	
F-statistic	1215.159	Durbin-Watson stat	1.689510	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tabella 7: Two-stage least equation.

Dependent Variable: LOG(WAGE)

Method: Two-Stage Least Squares

Sample (adjusted): 94331

Included observations: 307 after adjustments

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Instrument specification: CERCO GENERE DUMMY3\_OPERAIO

DUMMY3\_IMPIEGATO DUMMY3\_QUADRO DUMMY3\_DIRIGENTE  
DUMMY6\_25 DUMMY6\_35 DUMMY6\_45 DUMMY6\_55 DUMMY6\_65  
DUMMY1\_NOISTRUZIONE DUMMY1\_MEDIE DUMMY1\_DIPLOMA  
DUMMY1\_LAUREA DUMMY4\_SERVIZI DUMMY4\_INDUSTRIA  
DUMMY2\_CENTRO DUMMY2\_NORD DUMMY5\_CITUE  
DUMMY5\_CITITA DUMMY9\_SPOSAT TEMPO\_PIENPARZ  
DUMMY7\_DIMENS

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.023080	0.279064	21.58317	0.0000
DETIND	-0.205533	0.470120	-0.437192	0.6623
GENERE	0.119253	0.036535	3.264103	0.0012
DUMMY3_OPERAIO	-0.102641	0.378606	-0.271102	0.7865
DUMMY3_IMPIEGATO	0.085440	0.401349	0.212883	0.8316
DUMMY3_QUADRO	0.452339	0.430535	1.050643	0.2943
DUMMY3_DIRIGENTE	0.692368	0.409040	1.692667	0.0916
DUMMY6_25	0.089687	0.122411	0.732674	0.4644
DUMMY6_35	0.213494	0.132117	1.615949	0.1072
DUMMY6_45	0.257964	0.147506	1.748840	0.0814
DUMMY6_55	0.211884	0.155304	1.364317	0.1736
DUMMY6_65	0.750896	0.265041	2.833134	0.0049
DUMMY1_NOISTRUZIONE	-0.135064	0.184258	-0.733016	0.4642
DUMMY1_MEDIE	-0.019067	0.106178	-0.179575	0.8576
DUMMY1_DIPLOMA	0.033286	0.104035	0.319950	0.7492
DUMMY1_LAUREA	-0.043011	0.159933	-0.268929	0.7882
DUMMY4_SERVIZI	0.217189	0.228684	0.949733	0.3431
DUMMY4_INDUSTRIA	0.305318	0.254802	1.198253	0.2318
DUMMY2_CENTRO	0.088295	0.053955	1.636467	0.1029
DUMMY2_NORD	0.164208	0.054881	2.992059	0.0030
DUMMY5_CITUE	-0.042880	0.140826	-0.304492	0.7610

DUMMY5_CITITA	0.050176	0.082304	0.609644	0.5426
DUMMY9_SPOSAT	0.068900	0.037063	1.859006	0.0641
TEMPO_PIENPARZ	0.624820	0.094510	6.611185	0.0000
DUMMY7_DIMENS	0.033802	0.034929	0.967735	0.3340

R-squared	0.654674	Mean dependent var	7.094248
Adjusted R-squared	0.625284	S.D. dependent var	0.437106
S.E. of regression	0.267570	Sum squared resid	20.18947
F-statistic	23.46439	Durbin-Watson stat	1.779968
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	18.14716
J-statistic	0.000000	Instrument rank	25

## 7. BIBLIOGRAFIA

- ❖ Acemoglu D. (2003) "Cross-country inequality trends". *The Economic Journal*, 113(485): p. 121-149.
- ❖ Atkinson J. (1984) "Manpower strategies for flexible organisations". *Personnel management*: p. 28-31.
- ❖ Autor D. (2014) "Skills, education and the rise of earnings inequality among the "other 99 percent"". *Sciencemag*, section "The science of inequality", 344(6186): p. 843-850.
- ❖ Ayala L., Martinez R. e Ruiz-Huerta J. (2002) "Institutional determinants of the unemployment-earnings inequality trade-off". *Applied Economics*, 34(2): p. 179-195.
- ❖ Bellani D. (2009) "Discriminazione e rischio di basso salario dei lavoratori temporanei in Italia". *Polis, Il mulino*, 23(3): p. 399-426.
- ❖ Bertola G. e Ichino A. (1995) "Wage inequality and unemployment: United States versus Europe". Bernanke B. e Rotemberg J. (A cura di), *NBER Macroeconomics annual 1995*, MIT press 10: p. 13-66.
- ❖ Bičáková A. (2014) "The trade-off between unemployment and wage inequality revisited". *Oxford Economic Papers*, 66(4): p. 891-915.
- ❖ Blanchard O. e Landier A. (2002) "The perverse effect of partial labour market reform: fixed-term contracts in France". *The Economic Journal*, 112(480): p. 214-244.
- ❖ Boeri T. e Garibaldi P. (2007) "Two tier reforms of employment protection: A honeymoon effect?". *The Economic Journal*, 117(521): p. 357-385.
- ❖ Booth A., Francesconi M. e Frank J. (2002) "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?". *The Economic Journal*, provided by Institute for the Study of Labor (IZA) in its series IZA Discussion Papers with number 205, 112(480): p. 585-606.



- ❖ Brown S. e Sessions J. (2003) "Education, earnings and fixed-term contracts". *Scottish Journal of Political Economy*, 50(4): p. 492-506.
- ❖ Cutuli G. (2008) "Lavoro atipico e salari: una discriminazione nascosta nel mercato del lavoro italiano". *Polis, Il mulino*, 22(3): p. 403-421.
- ❖ Deutschmann C. (1981) "Labour Market Segmentation and Wage Dynamics". *Managerial and Decision Economics*, 2(3): p. 145-159.
- ❖ Di Prete T., Goux D., Maurin E. e Quesnel-Vallée A. (2003) "Work and pay in flexible and regulated labor markets: a generalized perspective on institutional evolution and inequality trends in Europe and the US". *Research in Social Stratification and Mobility*, 24(3): p. 311-332.
- ❖ European Commission (2007) "Towards Common Principles of Flexicurity: More and Better Jobs through Flexibility and Security"
- ❖ Fortin N. e Lemieux T. (1997) "Institutional changes and rising wage inequality: is there a linkage?". *The journal of economic perspective*, 11(2): p.75-96.
- ❖ Gash V. e McGinnity F. (2007) "Fixed-term contracts-the new European inequality? Comparing men and women in West Germany and France". *Socio-Economic Review*, 5(3): p. 467–496.
- ❖ Hagen T. (2002) "Do temporary job receive risk premiums? assessing the wage effect of fixed-term contract in West Germany by a matching estimator Compared With Parametric Approach". *Labour*, 16(4): p. 667-705.
- ❖ Heckman J.J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models". *Annals of Economic and Social Measurement*, NBER Books, 5(4): p. 475-492.
- (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica*, 47(1): p. 153-161.
- ❖ Hölscher J., Perugini C. e Pompei F. (2011) "Wage inequality, labour market flexibility and duality in Eastern and Western Europe". *Post-Communist Economies*, 23(3): p. 271–310.
- ❖ ISTAT "Rapporto annuale 2015. La situazione del paese."

- ❖ ISTAT “Rilevazione sulle forze di lavoro” Quarto trimestre 2014.
- ❖ Lemieux T. (2007) “The changing nature of wage inequality”. *Journal of Population Economics*, 21(1): p. 21-48.
- ❖ Jimeno J. e Toharia L. (1993) “The effects of fixed term employment on wages: theory and evidence from Spain”. *Investigaciones economicas*, 17(3): p. 475-494.
- ❖ Kamburov G. e Manoskii I. (2009) “Occupational mobility and wage inequality”. *The Review of Economic Studies*, 76(2): p. 731-759.
- ❖ Koeniger W., Leonardi M. e Nunziata L. (2004) “*Labour Market Institutions and Wage Inequality*”. Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper N. 1291.
- ❖ Krugman P. (1994) “Past and prospective causes of high unemployment”. *Economic review*, 79(4): p. 23-43.
- ❖ Machin S. e Van Reenen J. (2007) “Changes in wage inequality”. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, special paper n. 18.
- ❖ Mincer J. (1958) “Investment in human capital and personal income distribution”. *The journal of political economy*, 66(4): p. 281-302.
- ❖ OECD (2002) “Employment outlook”
- ❖ OECD (2004) “Employment Protection Regulation and Labour Market Performance”. In *OECD Employment Outlook*, Paris, OECD (ed.): p. 61–101.
- ❖ Picchio M. (2006) a) “*Wage Differentials between Temporary and Permanent Workers in Italy*”. Working paper, Università Politecnica delle Marche, Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali, Quaderni di ricerca, n. 257.  
b) “*Do temporary workers suffer a wage penalty? Investigating the Italian case using a panel data approach*”. Working paper, Università Politecnica delle Marche, Dipartimento di Scienze Economiche e Sociali, Quaderni di ricerca, n. 268.
- ❖ Rosen S. (1983) “*The equilibrium approach to labor markets*”. National bureau of economic research, working paper n. 1165, USA.

- ❖ Rosolia A. e Torrini R. (2007) “*The generation gap: relative earnings of young and old workers in Italy*”. Banca d’Italia, Temi di discussione (Working papers) n. 639.
- ❖ Samuelson P.A. (1948) “International trade and the equalization of factor prices”. *The Economic Journal*, 58(230): p. 163-184.  
(1949) “International factor-price equalization once again”. *The Economic Journal*, 59(234): p. 181-197.
- ❖ Van Reenen J. (2011) “Wage inequality, technology and trade: 21<sup>st</sup> century evidence”. *Labour Economics*, 18(6): p. 730-741.
- ❖ Viebrock E. e Clasen J. (2009) “Flexicurity and welfare reform: a review”. *Socio-Economic review*, 7(2): p. 305-331.