

## XXII RAPPORTO ANNUALE - ALLEGATO

Valutare con i dati amministrativi:  
progetti Visitinps Scholars

Settembre 2023





## XXII RAPPORTO ANNUALE - ALLEGATO

Valutare con i dati amministrativi:  
progetti Visitinps Scholars

Settembre 2023

I lavori e gli argomenti sono stati oggetto di selezione con appositi bandi pubblici e pur riflettendo gli interessi dei ricercatori sono stati scelti a condizione che fossero ricompresi tra le aree di ricerca di interesse scientifico dell'Istituto. Le opinioni espresse e le conclusioni sono attribuibili esclusivamente agli autori e non impegnano in alcun modo la loro condivisione da parte dell'Istituto.

# INDICE

Maurizio Franzini	PRESENTAZIONE	5
	<b>Capitolo I. DISUGUAGLIANZA SALARIALE</b>	<b>11</b>
Ester Faia Gianmarco Ottaviano Saverio Spinella	<b>1. ROBOT, COMPLEMENTARITÀ LAVORATORE-IMPRESA E DISUGUAGLIANZA SALARIALE: EVIDENZA DA DATI AMMINISTRATIVI</b>	<b>11</b>
Chiara Lacava Vincenzo Pezone Raffaele Saggio Benjamin Schoefer	<b>2. GLI EFFETTI OCCUPAZIONALI DEGLI OPT OUT DAI CONTRATTI COLLETTIVI NAZIONALI</b>	<b>14</b>
	<b>Capitolo II. MERCATO DEL LAVORO</b>	<b>20</b>
Christian Dustmann Chiara Giannetto Lorenzo Incoronato	<b>1. GLI EFFETTI SUL MERCATO DEL LAVORO DI UNA DE-CENTRALIZZAZIONE DELLA CONTRATTAZIONE COLLETTIVA: L'ESPERIENZA DEI CONTRATTI PIRATA</b>	<b>20</b>
Giuseppe De Arcangelis Rama Dasi Mariani	<b>2. LA FINE DEL PROTEZIONISMO PER IL MERCATO DEL LAVORO. IL CASO DELL'ACCORDO MULTIFIBRE</b>	<b>25</b>
	a. Introduzione	25
	b. La liberalizzazione del settore TA dal 1995 al 2008	26
	c. I risultati dell'analisi empirica	29
	d. Conclusioni	31
Caterina Alacevich Catia Nicodemo Caterina Pavese Giovanni Peri	<b>3. DINAMICHE MIGRATORIE, ADESIONE DI ROMANIA E BULGARIA ALL'UNIONE EUROPEA E INFORTUNI SUL LAVORO</b>	<b>33</b>
	a. Introduzione	33
	b. Flusso annuale di lavoratori con cittadinanza straniera e adesione di Romania e Bulgaria all'Unione europea. Anni 2005-2010	35
	c. Conclusioni	37

Vittoria Dicandia Silvia Vannutelli	<b>4. GLI EFFETTI DELLA REGOLARIZZAZIONE DEGLI IMMIGRATI SULLE IMPRESE: EVIDENZE DALL'ALLARGAMENTO DELL'UE DEL 2007</b>	<b>39</b>
Francesco Del Prato Paolo Zacchia	<b>5. GLI EFFETTI ETEROGENEI DELLE RIFORME DEL MERCATO DEL LAVORO SULLA PRODUTTIVITÀ DEL SETTORE MANIFATTURIERO</b>	<b>45</b>
Martino Kuntze Raffaele Saggio	<b>6. L'IMPATTO DELLE ESTERNALIZZAZIONI SULLA CARRIERA DEI LAVORATORI</b>	<b>51</b>
	<b>Capitolo III. PRECARIETÀ E DISUGUAGLIANZA SOCIALE</b>	<b>56</b>
Ainoa Aparicio Fenoll Roberto Quaranta	<b>1. I TRASFERIMENTI DI DENARO COME STRUMENTO DI LOTTA ALLA POVERTÀ</b>	<b>56</b>
Ylenia Brilli Bernardo Fanfani Daniela Piazzalunga	<b>2. DIVARIO DI GENERE NELL'ACCESSO AL LAVORO A TEMPO INDETERMINATO: DISCRIMINAZIONE STATISTICA?</b>	<b>61</b>

## PRESENTAZIONE

Maurizio Franzini<sup>1</sup>

Il programma di ricerca Visitinps Scholars è giunto al suo ottavo anno di vita. Nel corso di questi 8 anni circa 400 ricercatori, molti dei quali provenienti dall'estero, hanno presentato domanda di partecipazione al programma. I progetti di ricerca approvati sono stati circa 250; 68 ricerche sono state pubblicate come WorkInps paper e, negli ultimi anni, diverse di esse sono comparse su prestigiosissime riviste scientifiche come *Review of Economic Studies*, *Econometrica*, *Review of International Economics*, *Journal of the European Economic Association*, *Journal of Urban Economics*, *Journal of Health Economics*, *Journal of Economic Geography* e *European Economic Review*.

Le ricerche sono state discusse in 157 seminari (normalmente con cadenza bisettimanale) e molte di esse sono state presentate in 5 convegni, ai quali hanno partecipato come *keynote speakers* studiosi internazionali di primissimo piano.

Il programma Visitinps Scholars non mira soltanto a favorire ricerche eccellenti sotto il profilo scientifico. Tra i suoi obiettivi vi è anche quello di acquisire, sotto vari aspetti, conoscenze sugli effetti di politiche rilevanti per il lavoro e per il *welfare* da mettere a disposizione dei *policy maker*. In questa prospettiva è stato di recente organizzato un *workshop* incentrato su 4 ricerche riguardanti specificamente la disuguaglianza salariale. Quanto utili le ricerche del programma possano essere per comprendere gli effetti delle politiche adottate e per disegnarne di nuove nel miglior modo possibile lo mostrano anche i 10 lavori inclusi in questo allegato, che combinano rigore e rilevanza e che ora saranno rapidamente sintetizzati.

---

<sup>1</sup> Maurizio Franzini (Responsabile scientifico del programma Visitinps Scholars).

Il fenomeno dei contratti di lavoro cosiddetti “*pirata*” che minano i contratti collettivi nazionali di lavoro è al centro di due ricerche. Christian Dustmann, Chiara Giannetto e Lorenzo Incoronato oltre a fornire varie utili informazioni sullo sviluppo di questi contratti, esaminano gli effetti che il transito da un Contratto Collettivo Nazionale di Lavoro a un contratto “*pirata*” ha avuto sui lavoratori. Da un lato, questi ultimi hanno subito una riduzione persistente delle loro retribuzioni e, dall’altro, hanno visto crescere la loro probabilità di essere occupati nel medio termine. Si può, dunque, trarre la conclusione che i contratti “*pirata*” possono permettere di evitare licenziamenti ma al costo di retribuzioni più basse. È anche importante sottolineare che quei risultati sono caratterizzati da una rilevante eterogeneità, indicativa dell’influenza di altri specifici fattori.

Anche Chiara Lacava, Vincenzo Pezone, Raffaele Saggio e Benjamin Schoefer affrontano il tema degli effetti della fuoriuscita dai contratti collettivi nazionali di lavoro esaminando il caso, verificatosi nel 2011, dell’abbandono della Confcommercio da parte di Federdistribuzione, che configura una sorta di *opt out* collettivo. Focalizzando l’attenzione sulla situazione prevalente dopo il rinnovo dei contratti collettivi, gli autori trovano che le differenze salariali, nel complesso, sono state rilevanti ma anche che l’*opt out* ha accresciuto in misura non irrilevante la probabilità di essere occupati nei periodi successivi. Emergono, quindi, risultati del tutto simili a quelli di Christian Dustmann, Chiara Giannetto e Lorenzo Incoronato. Tali risultati delineano un non nuovo *trade off* tra occupazione e retribuzioni che, anche in questa forma specifica, potrebbe essere oggetto di attenzione dei *policy makers* allo scopo di attenuarlo.

*Trade-off*, diversi e con diverse caratteristiche, emergono anche da altre ricerche qui presentate. Ester Faia, Gianmarco Ottaviano e Saverio Spinella esaminano l’impatto dei *robot* sulla disuguaglianza salariale e sull’efficienza produttiva alla luce di un tratto distintivo del mercato del lavoro italiano: l’elevato livello di *sorting* per il quale i lavoratori più qualificati sono occupati soprattutto nelle imprese più competitive e viceversa. Gli autori trovano che l’adozione di *robot* rafforza il *sorting* e quindi il *matching* tra imprese più produttive e lavoratori più qualificati. Ciò contribuisce ad accrescere la disuguaglianza salariale tra imprese ma, allo stesso tempo, favorisce l’efficienza allocativa indirizzando i lavoratori più qualificati verso le imprese più produttive. Si configura quindi un *trade-off* tra efficienza e uguaglianza salariale mediato dalla segmentazione del sistema produttivo, un aspetto che dovrebbe essere di interesse per le *policies*.



La segmentazione della struttura produttiva contribuisce anche all'eterogeneità degli effetti prodotti da una politica e quindi a determinarne l'impatto complessivo. Al riguardo è di interesse la ricerca di Francesco Del Prato e Paolo Zacchia i quali analizzano la controversa relazione tra rigidità del mercato del lavoro e produttività, concentrandosi sul settore manifatturiero e sugli effetti della riforma del 2001 che ha facilitato il ricorso a contratti di lavoro temporaneo. Il loro principale risultato è la rilevante eterogeneità degli effetti della riforma in funzione dell'iniziale produttività delle imprese. Infatti, nelle imprese meno produttive, la produttività si riduce ulteriormente mentre in quelle più produttive cresce, ed in entrambi i casi le variazioni sono consistenti. Questa diversità di effetti richiede una spiegazione e gli autori suggeriscono che la riforma avrebbe, da un lato, dato alle imprese più produttive la possibilità di attrarre lavoratori più adeguati alle loro esigenze e, dall'altro, permesso alle meno produttive di prolungare la propria permanenza nel mercato.

La ricerca di Ylenia Brilli, Bernardo Fanfani e Daniela Piazzalunga è utile per il disegno di politiche che rafforzino la posizione delle donne sul mercato del lavoro e, al tempo stesso, ne favoriscano la fecondità. Gli autori, dopo aver documentato la maggiore incidenza delle donne tra i lavoratori con contratto a tempo determinato, stimano che un contratto a tempo indeterminato accresca di 2-3 punti percentuali la probabilità di avere un figlio. Individuando, poi, i lavori nei quali la stabilità lavorativa incide molto sulle decisioni di fecondità gli autori trovano che rispetto a questi lavori è più difficile accedere a un contratto a tempo indeterminato sia per gli uomini che per le donne, ma soprattutto per queste ultime. Ciò vuol dire che nei lavori in cui la fecondità è maggiormente influenzata dal tipo di contratto, le imprese mostrano di essere meno propense a offrire un contratto a tempo indeterminato alle donne. La conclusione, di rilievo per la *policy*, cui giungono gli autori è che favorire i congedi di paternità potrebbe portare alla crescita dei contratti a tempo indeterminato delle donne e, quindi, alla loro fecondità.

Due ricerche permettono di individuare diversi effetti sul lavoro di una decisione politica sovranazionale e di grande rilevanza istituzionale, come quella dell'ingresso, nel 2007, nell'Unione europea di Bulgaria e Romania. Vittoria Dicandia e Silvia Vannutelli trovano che l'allargamento ha prodotto un lieve aumento dell'occupazione complessiva a livello di impresa, manifestatosi immediatamente dopo l'allargamento e quindi probabilmente spiegabile con la regolarizzazione di precedenti rapporti di lavoro ille-

gali con rumeni e bulgari. Le autrici trovano anche che è cresciuta la percentuale di lavoratori provenienti da quei due paesi con contratto a tempo indeterminato. Nel complesso, questi risultati possono essere interpretati come la prova che l'allargamento ha rafforzato il potere contrattuale dei lavoratori rumeni e bulgari, quelli già presenti in Italia (riducendo l'area dell'economia informale) e quelli immigrati successivamente.

Caterina Alacevich, Catia Nicodemo, Caterina Pavese e Giovanni Peri, dal canto loro, partono dall'evidenza che in generale i migranti hanno occupazioni con un più elevato rischio medio di infortunio sul lavoro e si chiedono se l'ingresso nel 2007, di Romania e Bulgaria nell'Unione europea abbia portato a un miglioramento della situazione, da questo punto di vista, per gli immigrati rumeni e bulgari, ora divenuti "*cittadini*" europei. I risultati, da consolidare, ai quali gli autori giungono sono di una effettiva riduzione del tasso di infortunio medio dei lavoratori rumeni e bulgari in Italia. Le spiegazioni di questa riduzione possono essere diverse e tra di esse vi è anche quella dell'accresciuto potere contrattuale dei migranti divenuti cittadini europei, già indicata.

Giuseppe De Arcangelis e Rama Dasi Mariani illustrano gli effetti di un'altra politica con implicazioni internazionali: la rimozione del sistema dei contingentamenti (quindi di una forma di protezione commerciale) avviata in Italia a metà degli anni '90 nel settore del tessile e abbigliamento. I due autori mostrano che l'effetto è stato di accrescere la domanda di lavoro qualificato in rapporto a quella di lavoro meno qualificato; infatti, il rapporto tra i due tipi di lavoratori è cresciuto in misura maggiore nelle imprese del settore tessile e abbigliamento. La spiegazione fornita fa perno sul fatto che l'eliminazione delle protezioni in un settore altamente esposto alla concorrenza internazionale, come è appunto il tessile e abbigliamento, ha incentivato molte imprese a adottare tecniche produttive che richiedono lavoro più qualificato e a spostarsi verso segmenti di mercato a più elevata qualità.

Gli effetti di alcune opzioni concesse alle imprese possono essere di grande interesse per valutare se tenere in vita quelle opzioni, se riformarle o se abrogarle. La ricerca di Martino Kuntze e Raffaele Saggio si occupa della possibilità di esternalizzare personale ad altra impresa nazionale attraverso il trasferimento di ramo di azienda. I due autori studiano il periodo 2005-2018 utilizzando i dati UNIEMENS che permettono di individuare i casi in cui la cessazione del rapporto di lavoro è dovuta al trasferimento del ramo di azienda e giungono a due principali risultati: i lavoratori esternalizzati su-

biscono una rilevante perdita salariale e, inoltre, la loro probabilità di restare occupati si riduce in modo sensibile; infatti circa il 30% di essi viene licenziato già nel primo anno. Anche in questo caso gli effetti sono eterogenei: i settori contano e gli effetti maggiormente negativi si hanno nel settore della ristorazione. Soprattutto è rilevante che dopo il trasferimento, e in tempi brevi, abbiano luogo licenziamenti che sono in contrasto con la normativa vigente. Le ragioni perché questi risultati siano di interesse per i *policy makers* non mancano.

Infine, Ainoa Aparicio Fenoll e Roberto Quaranta affrontano una questione molto dibattuta: gli effetti sull'offerta di lavoro dei sostegni finanziari alle famiglie e alle persone in difficoltà economica. Gli autori esaminano un'esperienza concreta: il programma "*Accoglienza Orientamento Sostegno (AOS)*", finanziato dalla Compagnia di San Paolo, che prevede - in presenza di determinate condizioni - l'erogazione di sussidi che possono essere incondizionati oppure condizionati alla frequenza di un corso di formazione. Emerge che, negli anni successivi alla loro percezione, i sussidi hanno un impatto positivo sul reddito da lavoro delle famiglie beneficiarie e che tale impatto è maggiore nel caso dei sussidi condizionati, anche se non è possibile individuare separatamente l'effetto del sussidio e quello della partecipazione al corso.

Si può quindi concludere con una duplice speranza. La prima è che risulti sufficientemente chiaro quanto preziose possano essere le ricerche *Visitinps* per comprendere gli effetti delle politiche e per disegnarle meglio. La seconda è che si riesca a mettere questo patrimonio al servizio dell'effettivo *policy making* nel nostro paese.



## DISUGUAGLIANZA SALARIALE

### ROBOT, COMPLEMENTARITÀ LAVORATORE-IMPRESA E DISUGUAGLIANZA SALARIALE: EVIDENZA DA DATI AMMINISTRATIVI

Ester Faia<sup>1</sup>, Gianmarco Ottaviano<sup>2</sup>, Saverio Spinella<sup>3</sup>

Lo studio registra un incremento sostanziale della disuguaglianza salariale dei lavoratori dipendenti italiani dagli anni '80 ad oggi e nota come l'allocazione di lavoratori presso diverse aziende abbia avuto un ruolo fondamentale in tale crescita. Appurata l'importanza dei *match* tra lavoratori e aziende nell'esacerbare le differenze salariali, gli autori si chiedono quale sia stato l'impatto dell'automazione in questo fenomeno.

Nell'esaminare come il *match* lavoratore-impresa determini l'*outcome* salariale, è necessario distinguere tre componenti fondamentali: la parte di retribuzione determinata dalla (produttività dell') impresa, la parte determinata dal (le *skill* del) lavoratore, e la parte determinata dalla complementarità dei due fattori. In particolare, è un fatto consolidato assumere che salari più alti siano associati ai contratti dei lavoratori altamente qualificati che lavorano nelle imprese più produttive, in virtù non solo delle caratteristiche specifiche delle due controparti, ma anche della loro interazione.

L'ipotesi che gli autori testano è quindi se l'adozione di *robot* in azienda aumenti la complementarità tra *match* altamente produttivi. Se così fosse, si verificherebbe una maggiore concentrazione di lavoratori altamente qualificati nelle imprese più compe-

<sup>1</sup> Ester Faia (Goethe University Francoforte).

<sup>2</sup> Gianmarco Ottaviano (Università Bocconi).

<sup>3</sup> Saverio Spinella (New York University).

titive. Sebbene si tratti di un meccanismo che favorirebbe la crescita della produttività, ciò porterebbe altresì all'incremento delle diseguaglianze salariali.

Per misurare tale complementarità viene applicata la metodologia econometrica recentemente sviluppata da Bonhomme, Lamadon e Manresa (2019) al ricco dataset INPS sui contratti dei lavoratori dipendenti dal 1983 al 2015. La metodologia prevede il raggruppamento delle imprese sulla base della distribuzione salariale interna a ciascuna azienda (imprese nella stessa classe retribuiscono i propri impiegati in maniera simile) e dei lavoratori sulla base della loro abilità ad ottenere una retribuzione più alta (indipendentemente dalla classe del loro datore di lavoro).

Questi gruppi vengono caratterizzati ulteriormente in base ad altre caratteristiche disponibili negli archivi INPS come ad esempio le scelte occupazionali, l'età, la regione di origine dei lavoratori e il valore aggiunto, i ricavi, le politiche di assunzione e la regione di origine delle imprese. Queste variabili aiutano a comprendere meglio la natura di queste classi e anche a verificare che il mercato del lavoro italiano presenta un elevato livello di "*sorting*" - lavoratori altamente qualificati lavorano in larga parte per le imprese più competitive, mentre i lavoratori "*low-skill*" si concentrano nelle aziende meno produttive.

Dopo aver calcolato l'evoluzione del *sorting*, gli autori stimano l'impatto che l'adozione di *robot* ha avuto su di esso nel tempo e nello spazio. Usando i dati sulle installazioni di *robot* a livello settoriale dell'IFR (*International Federation of Robotics*), i risultati mostrano come l'adozione di *robot* abbia aumentato il *sorting* nelle province italiane, contribuendo così ad aumentare la diseguaglianza salariale negli ultimi decenni (Tabella 1).

**Tabella 1 - Impact of Automated robots on sorting - With and without Automobile Industry**

VARIABLES	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV	(6) IV	(7) IV	(8) IV	(9) IV2	(10) IV2	(11) IV2	(12) IV2
New Robots	0,0234*** (0,00341)	0,00189 (0,00267)	0,00355 (0,00276)	0,00309 (0,00280)	0,0182*** (0,00434)	0,0620 (0,00387)	0,00942*** (0,00396)	0,0107 (0,00413)	0,00269 (0,0110)	0,0107 (0,00951)	0,0115 (0,0101)	0,0167* (0,0101)
Observations	937	937	937	937	937	937	937	937	937	937	937	937
R <sup>2</sup>	0,281	0,570	0,596	0,634	0,279	0,570	0,595	0,632	0,256	0,567	0,594	0,627
Period FEs	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No
Macroarea FEs	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No
Macroarea per Period FEs	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes
Mincer	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
A-R p value					2,52e-05	0,108	0,0160	0,0103	0,811	0,261	0,260	0,0862
M-P-F stat					546,9	344,9	333,4	327,7	13,36	13,54	12,36	13,19
MP05 critical value					37,42	37,42	37,42	37,42	37,42	37,42	37,42	37,42
<i>Robust standards errors in parentheses ***p&lt;0,01, **p&lt;0,005, *p&lt;0,1-Anderson-Rubin tests for joint null of orthogonality and non-significance of endogenous regressors. F-stats above the critical value reject null of weak identification</i>												
VARIABLES	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS	(5) IV	(6) IV	(7) IV	(8) IV	(9) IV2	(10) IV2	(11) IV2	(12) IV2
New Robots	0,0760*** (0,0107)	0,114*** (0,0204)	0,102*** (0,0177)	0,101*** (0,0176)	0,0772*** (0,0115)	0,0859*** (0,0212)	0,0802*** (0,0191)	0,0854*** (0,0182)	0,0679** (0,0323)	0,182*** (0,0559)	0,141*** (0,0511)	0,164*** (0,0449)
Observations	937	937	937	937	937	937	937	937	937	937	937	937
R <sup>2</sup>	0,285	0,589	0,611	0,648	0,285	0,588	0,610	0,647	0,285	0,582	0,608	0,642
Period FEs	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes	No
Macroarea FEs	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No
Macroarea per Period FEs	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes
Mincer	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No	No
A-R p value					9,44e-11	9,44e-05	4,93e-05	1,01e-05	0,0520	0,00303	0,0114	0,00135
M-P-F stat					4362	1890	1899	1747	219,1	168,1	154,8	162,7
MP05 critical value					37,42	37,42	37,42	37,42	37,42	37,42	37,42	37,42
<i>Robust standards errors in parentheses ***p&lt;0,01, **p&lt;0,005, *p&lt;0,1-Anderson-Rubin tests for joint null of orthogonality and non-significance of endogenous regressors. F-stats above the critical value reject null of weak identification</i>												

*Note: OLS and IV estimates of the impact of automated robots installations on sorting, computed at the province level and estimated through the finite-mixture model. Controls include three quartiles of two-digit sector HHI for employment shares - HHI25, HHI50 and HHI75. Covariates include the share of workforce employed in the manufacturing and construction macro-sectors. Finally, macro-area and two-year period fixed effects are included either separately or interacted. For the IV estimates we employ two shift-share instruments - in columns (5) to (8) we exploit robot information for Europe, US and Japan; in columns (9) to (12) we exclude Europe from the instrumental variable construction. The sample in the table includes the automobile industry, the sample in the bottom table excludes the automobile industry.*

Il fenomeno evidenziato dallo studio ha due implicazioni rilevanti per i *policy makers*. In termini di efficienza produttiva e di allocazione ottimale delle risorse, l'automazione ha probabilmente un effetto positivo poiché l'incontro di lavoratori qualificati e aziende competitive aumenta la produttività. Ciò ha però un costo rilevante, sottolineano gli autori: un aumento di disuguaglianza salariale, con una larga parte della popolazione relegata a prospettive di impiego a bassa retribuzione. In tal senso, i risultati dello studio portano ad auspicare che il progresso tecnologico sia accompagnato da politiche redistributive.

## GLI EFFETTI OCCUPAZIONALI DEGLI OPT OUT DAI CONTRATTI COLLETTIVI NAZIONALI

Chiara Lacava<sup>1</sup>, Vincenzo Pezone<sup>2</sup>, Raffaele Saggio<sup>3</sup>, Benjamin Schoefer<sup>4</sup>

I contratti collettivi stabiliti a livello settoriale hanno un ruolo fondamentale nel determinare i salari in diversi paesi europei. Questi contratti sono di solito firmati da sindacati e imprese operanti in un dato settore e prevedono salari minimi per diversi livelli di inquadramento [Cazes, Garnero e Martin (2019)]. Una delle loro principali finalità è il contrasto alla disegualianza dei redditi. Tuttavia, diversi osservatori critici hanno notato che questi contratti spesso riducono i margini di aggiustamento disponibili per le imprese e possono, pertanto, avere ricadute negative sulla loro competitività e sull'occupazione.

L'esperienza tedesca è spesso citata a supporto di questo punto di vista critico. In passato, il sistema di relazioni industriali tedesco era caratterizzato da accordi collettivi nazionali, lasciando spazio limitato alla contrattazione a livello di regione o impresa. A seguito della riunificazione, la Germania ha introdotto clausole di *opt out*, lasciando le imprese libere di uscire dal sistema di contrattazione collettiva e negoziare i salari direttamente al livello dell'impresa. Ciò è risultato in un graduale decentramento, spostando la contrattazione dal settore alla singola impresa. Molti economisti considerano questa trasformazione uno degli ingredienti chiave per la *performance* economica della Germania negli anni 2000 [si veda ad esempio Dustmann, Ludsteck e Schoenberg (2014); Boeri, Ichino, Moretti e Posch (2019)]. Va anche notato però

<sup>1</sup> Chiara Lacava (Goethe University Frankfurt).

<sup>2</sup> Vincenzo Pezone (Tilburg University).

<sup>3</sup> Raffaele Saggio (University of British Columbia e NBER).

<sup>4</sup> Benjamin Schoefer (University of California, Berkeley e NBER).



che questo decentramento potrebbe aver contribuito al drammatico aumento della disuguaglianza dei redditi osservato in Germania negli scorsi venti anni Card, Heining e Klein, (2013). Infatti, Devicienti, Fanfani e Maida (2019), lavorando proprio su dati INPS, trovano riscontro all'ipotesi che i contratti collettivi hanno frenato l'aumento della disuguaglianza in Italia a partire dagli anni 2000, a differenza di quanto avvenuto in altri paesi, Germania *in primis*.

Nonostante l'importanza di questa domanda di ricerca, non abbiamo evidenza microeconomica rigorosa sul ruolo della flessibilità nella determinazione dei salari e sul suo impatto sull'occupazione. La principale ragione è che è spesso difficile misurare in modo accurato quali contratti collettivi vengono utilizzati da un'impresa e se questa impresa decide di uscire dal sistema di contrattazione collettiva.

Nel nostro progetto analizziamo le conseguenze economiche dei contratti collettivi focalizzandoci su un caso studio relativo al settore della vendita al dettaglio. Nel dicembre 2011 le imprese associate a Federdistribuzione decisero di abbandonare la principale associazione datoriale nel settore terziario, Confcommercio. Di fatto, la principale conseguenza di questa decisione fu un vero e proprio *opt out* dal contratto collettivo. Quando, nel 2015, le imprese Confcommercio firmarono il nuovo contratto collettivo, le imprese Federdistribuzione continuarono ad applicare il contratto collettivo scaduto nel 2013, di fatto "*congelando*" i minimi salariali fino al 2019, quando i contratti collettivi sono stati riallineati. Il rinnovo ha portato a un aumento immediato dei minimi salariali del 4%, con un divario tra i minimi salariali tra i due gruppi di imprese che ha raggiunto un picco dell'8,4%. Questo evento ci dà l'opportunità di confrontare l'evoluzione di salari e probabilità di essere occupati per i lavoratori in origine impiegati in imprese Federdistribuzione (dunque soggetti all'*opt out*) rispetto a quelli impiegati in imprese Confcommercio (e dunque coperti da un contratto collettivo relativamente rigido), usando il metodo delle *differences in differences*. Inoltre, ha coinvolto un numero rilevante di lavoratori in un settore importante per l'economia italiana. Nel 2010, l'anno prima dell'*opt out*, circa un milione di lavoratori aveva un contratto Confcommercio, un quinto dei quali sono transitati in Federdistribuzione.

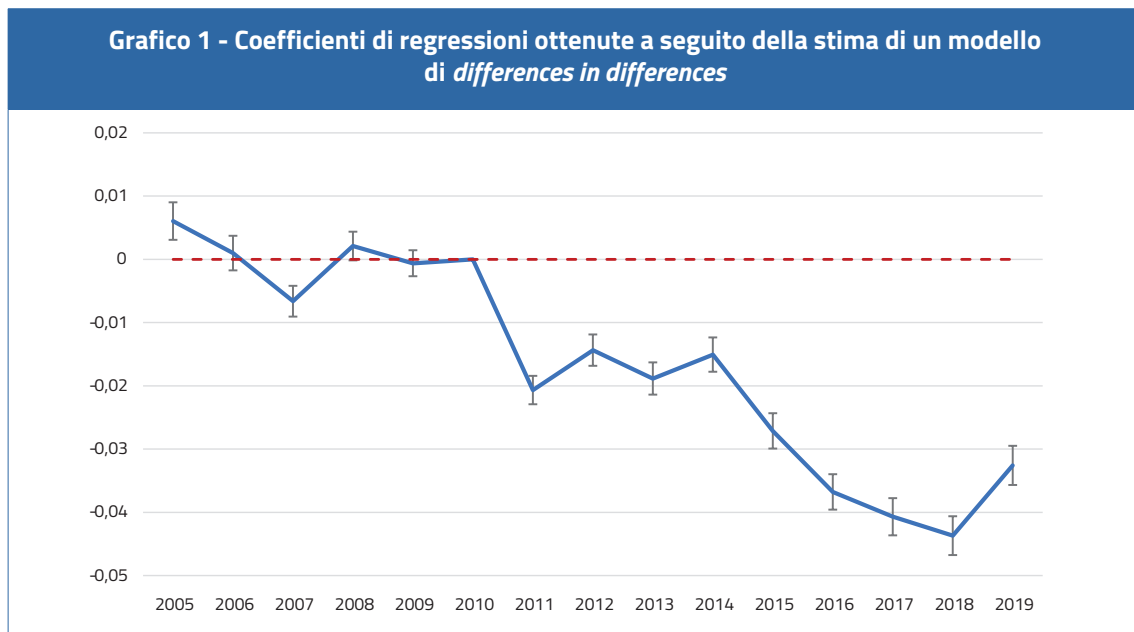
Il principale vantaggio nell'analizzare questo evento sta nel fatto che l'*opt out* non era in origine determinato dal desiderio di ridurre i costi del lavoro. Le imprese Federdistribuzione si erano storicamente battute per la liberalizzazione degli orari di apertura e

per l'apertura di grandi centri commerciali, obiettivi generalmente osteggiati dalle altre imprese in Confcommercio. Ritenevano pertanto che l'attività di *lobby* potesse essere condotta in modo più efficace separandosi dalle altre imprese in Confcommercio, generalmente di dimensione inferiore. Il mancato rinnovo del contratto collettivo è stato dunque un "*effetto collaterale*" della decisione, supportando l'esogeneità dell'evento.

Formalmente, selezioniamo il campione di partenza usando un semplice algoritmo di *matching*. Per ogni lavoratore che, prima dell'*opt out*, era impiegato presso un'impresa Federdistribuzione identifichiamo un lavoratore "*gemello*" in termini di età, genere, salario, tipo di contratto, settore, provincia e occupazione. Osserviamo poi salari e livello di occupazione in una finestra che va dal 2005 al 2019.

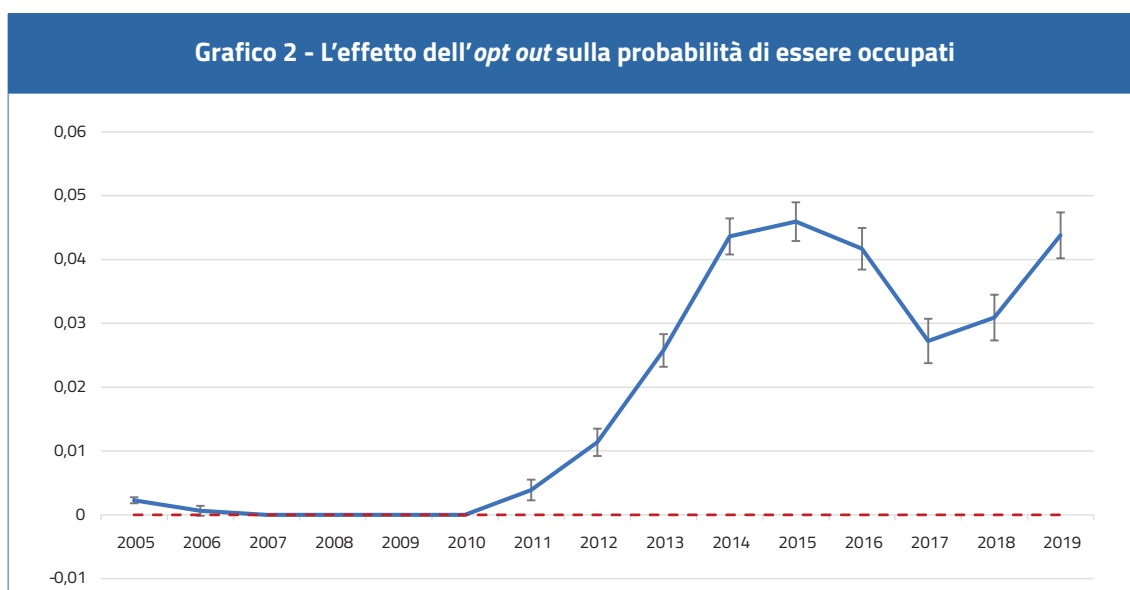
Il Grafico 1 mostra coefficienti di regressioni ottenute a seguito della stima di un modello di *differences in differences*; la variabile dipendente è il logaritmo del salario settimanale. Intuitivamente, questo modello stima l'effetto dell'*opt out* sui lavoratori che, nell'anno prima dell'evento, erano impiegati presso un'impresa Federdistribuzione. Il Grafico mostra effetti negativi piuttosto netti sulla progressione salariale dei lavoratori soggetti a *opt out*, con perdite che, al picco, superano il 4%. Al riallineamento dei due contratti collettivi, nel 2019, c'è un leggero aumento salariale, ma non tale da compensare l'effetto complessivo dell'*opt out*.

Il Grafico 1 mostra i risultati ottenuti stimando un modello di regressione in cui la variabile dipendente è il logaritmo del salario. I coefficienti mostrati (con intervalli di confidenza al 95%) sono associati ai termini di interazione tra effetti fissi a livello di anno e un indicatore uguale a uno se il lavoratore è impiegato in un'impresa Federdistribuzione nel 2010. Il modello include anche effetti fissi a livello di anno e lavoratore.



Il Grafico 2 mostra invece l'effetto dell'*opt out* sulla probabilità di essere occupati. Troviamo che l'*opt out* ha un effetto positivo su questa variabile. I lavoratori soggetti a *opt out* beneficiano di un aumento della probabilità di essere occupati che arriva fino a 3-4 punti percentuali.

Il Grafico 2 mostra i risultati ottenuti stimando un modello di regressione in cui la variabile dipendente è un indicatore uguale a uno se il lavoratore è occupato. I coefficienti mostrati (con intervalli di confidenza al 95%) sono associati ai termini di interazione tra effetti fissi a livello di anno e un indicatore uguale a uno se il lavoratore è impiegato in un'impresa Federdistribuzione nel 2010. Il modello include anche effetti fissi a livello di anno e lavoratore.

Grafico 2 - L'effetto dell'*opt out* sulla probabilità di essere occupati

Le implicazioni di politica economica di questi risultati sono potenzialmente rilevanti e sembrano suggerire l'esistenza di un *trade-off*. Da un lato, la contrattazione centralizzata può garantire salari relativamente alti. Dall'altro, il conseguente aumento del costo del lavoro può avere effetti negativi sull'occupazione. Dunque, entrambi questi aspetti andrebbero bilanciati dal *policy maker* nel valutare il grado ottimale di flessibilità e decentramento della contrattazione collettiva.

Questa ricerca è attualmente in corso e ci proponiamo di indagare su altre variabili su cui l'*opt out* potrebbe aver avuto effetti. Ad esempio, ci siamo proposti di esaminarne l'impatto anche sull'offerta di ore lavorate, sul tipo di contratto (*part time* o *full time*) o sulla sua durata (a tempo determinato o indeterminato). Inoltre, gli effetti potrebbero essere eterogenei a livello di area geografica. Infine, una valutazione complessiva di *welfare* non può prescindere da un'analisi degli effetti dell'*opt out* al livello dell'impresa. Più nello specifico, per valutare se queste decisioni siano desiderabili o meno, è importante esaminarne gli effetti su produttività, redditività e dimensione aziendale.

## Riferimenti

- Boeri T., Ichino A., Moretti E., Posch J. (2021), "Wage Equalization and Regional Misallocation: Evidence from Italian and German Provinces", *Journal of the European Economic Association*, 19 (6), 3249-3292.
- Card D., Heining J., Kline P. (2013), "Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality", *The Quarterly Journal of Economics*, 128 (3), 967-1015.
- Devicienti F., Fanfani B., Maida A. (2019), "Collective Bargaining and the Evolution of Wage Inequality in Italy", *British Journal of Industrial Relations*, 57 (2), 377-407.
- Cazes S., Garnero A., Martin S. (2019), "Negotiating our way up: Collective bargaining in a changing world of work", *OECD Publishing, Paris, France*.
- Dustmann C., Fitzenberger B., Schönberg U., Spitz-Oener A. (2014), "From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany's Resurgent Economy", *Journal of Economic Perspectives*, 28 (1), 167-188.

## MERCATO DEL LAVORO

### GLI EFFETTI SUL MERCATO DEL LAVORO DI UNA DECENTRALIZZAZIONE DELLA CONTRATTAZIONE COLLETTIVA: L'ESPERIENZA DEI CONTRATTI PIRATA

Christian Dustmann<sup>1</sup>, Chiara Giannetto<sup>2</sup>, Lorenzo Incoronato<sup>3</sup>

Il tema della decentralizzazione della contrattazione collettiva è uno dei più ampiamente dibattuti nell'ambito della politica economica europea e italiana. Da un lato, una contrattazione centralizzata garantisce il rispetto di *standard* lavorativi minimi e riduce le disuguaglianze; dall'altro, l'imposizione di condizioni rigide può gravare sulle imprese specialmente durante periodi di crisi, con ripercussioni sul livello di occupazione e competitività [Dustmann et al. (2014)]. In questo contesto, è stata posta particolare attenzione alla possibilità per le imprese di recedere dai contratti collettivi nazionali di lavoro (cd. clausole di "*opt out*") e negoziare direttamente con i lavoratori, adottando condizioni più flessibili (OCSE, 2019). Tuttavia, l'evidenza empirica sugli effetti dell'*opt out* su lavoratori e imprese rimane limitata.

Questo studio si propone di analizzare i recenti sviluppi nell'ambito delle relazioni industriali italiane, ed in particolare l'esplosione dei cd. contratti "*pirata*" [Lucifora e Vigani (2021)]. A seguito della Grande Recessione, un numero crescente di imprese italiane ha interrotto l'applicazione dei contratti collettivi nazionali di lavoro (CCNL) storicamente negoziati a livello di settore, le cui condizioni (*in primis* i minimi salariali) erano diventate in molti casi difficili da soddisfare durante la crisi economica.

---

<sup>1</sup> Christian Dustmann (University College London e Centre for Research and Analysis of Migration - CReAM).

<sup>2</sup> Chiara Giannetto (University College London e Centre for Research and Analysis of Migration - CReAM).

<sup>3</sup> Lorenzo Incoronato (University College London e Centre for Research and Analysis of Migration - CReAM).

Sfruttando un vacuum legislativo<sup>4</sup>, molte imprese hanno adottato nuovi CCNL stipulati da sindacati minori e/o locali (successivamente soprannominati “CCNL pirata”), spesso con lo scopo di abbassare il costo del lavoro e ottenere maggior flessibilità. Il numero di “CCNL pirata” è cresciuto esponenzialmente nel corso dell’ultimo decennio, da circa 200 nel 2011 a quasi 600 nel 2019, pur ricoprendo un numero relativamente limitato di lavoratori (circa 500.000, il 3% del totale dei lavoratori nel settore privato).

Gli archivi amministrativi INPS consentono di ricostruire nel dettaglio la diffusione dei “CCNL pirata” nel mercato del lavoro italiano, grazie anche al raccordo con l’archivio dei contratti collettivi CNEL reso recentemente disponibile ai ricercatori. Per ogni lavoratore viene infatti riportato un codice identificativo del CCNL adottato, che in questo studio viene utilizzato per categorizzare i CCNL in “pirata” o “standard” in base alle sigle sindacali firmatarie del contratto<sup>5</sup>. Il fenomeno dei “CCNL pirata” è maggiormente diffuso nel Centro e Sud Italia, plausibilmente a causa della minore produttività delle imprese operanti in quelle regioni [Boeri et al. (2021)]. A livello settoriale si osserva una più ampia diffusione nel settore del commercio, che comprende circa un terzo del totale delle imprese che adottano “CCNL pirata”, seguito dai servizi di informazione e comunicazione e dai servizi alle imprese. Rispetto all’impresa italiana media, le imprese che adottano “CCNL pirata” hanno dimensione maggiore, ma pagano salari più bassi e presentano situazioni finanziarie più problematiche (ad es. minor solvibilità a breve termine). Si passa poi allo studio degli effetti dell’adozione di un “CCNL pirata” sulle dinamiche lavorative individuali. Si prendono dunque in considerazione i lavoratori che subiscono una transizione da un “CCNL standard” a un “CCNL pirata” all’interno dello stesso rapporto di lavoro. A ciascuno di questi lavoratori, che costituiscono il gruppo di “trattati”, viene assegnato un lavoratore di “controllo” con caratteristiche simili ma che rimane coperto da un “CCNL standard” e non subisce alcuna transizione a un “CCNL pirata”<sup>6</sup>.

<sup>4</sup> Nonostante sia previsto che i CCNL estendibili a tutto il settore di riferimento siano quelli firmati dalle associazioni di lavoratori e imprese più rappresentative, sono storicamente mancati criteri oggettivi di definizione di rappresentatività.

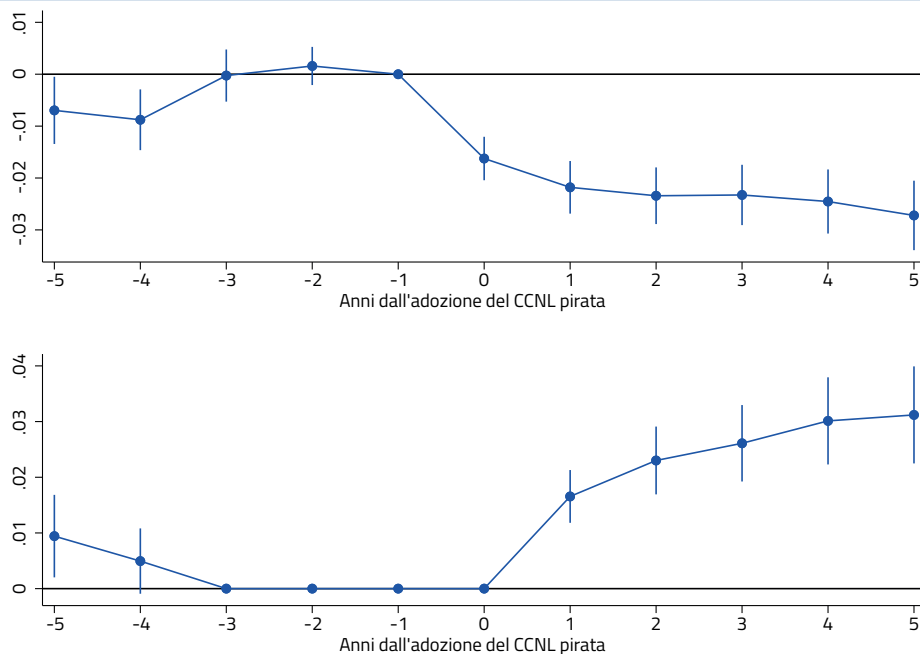
<sup>5</sup> Un CCNL è classificato come “pirata” se non è firmato da nessuna delle tre principali sigle sindacali italiane (CGIL, CISL e UIL) oppure è definito come “Contratto Diverso” negli archivi INPS (per un approccio simile si veda Lucifora, Claudio; Vigani, Daria (2021) “Losing control? Unions’ Representativeness, “Pirate” Collective Agreements and Wages, *Industrial Relations*, 60(2), 2021, 188-218.). Un CCNL è classificato come standard se firmato da almeno una delle tre principali sigle. I firmatari di ogni CCNL sono riportati negli archivi CNEL.

<sup>6</sup> Nello specifico, viene implementato un algoritmo di matching in base alle seguenti caratteristiche: età, sesso, salario negli anni precedenti alla transizione, situazione contrattuale (contratto temporaneo, contratto part time), dimensione dell’impresa, settore, regione e qualifica. Inoltre, viene imposto che il lavoratore di “controllo” sia ricoperto dallo stesso “CCNL standard” del corrispettivo lavoratore “trattato” nell’anno prima che quest’ultimo subisca la transizione a un “CCNL pirata”.

Applicando questa metodologia, si ottiene un campione bilanciato composto da 21.682 lavoratori "trattati", ognuno dei quali è associato a un lavoratore di "controllo". Su questo campione vengono condotte analisi di tipo *staggered event-study*, che paragonano lavoratori "trattati" e "controllo" nel tempo.

Il Grafico 1 mostra i risultati principali. Il pannello in alto riporta l'evoluzione nel tempo delle differenze nel salario settimanale tra lavoratori trattati e controllo e il pannello in basso le differenze nella probabilità di occupazione. Le stime suggeriscono una riduzione salariale (rispetto al gruppo di controllo) pari a circa il 3% in corrispondenza della transizione a un "CCNL pirata", effetto che tende a persistere anche negli anni successivi alla transizione. Di contro, la transizione a un "CCNL pirata" comporta un aumento relativo nella probabilità di occupazione di circa 3 punti percentuali nel medio termine.

**Grafico 1 - Coefficienti *event-study* a livello di lavoratore per i salari settimanali (in alto) e la probabilità di occupazione (in basso)**

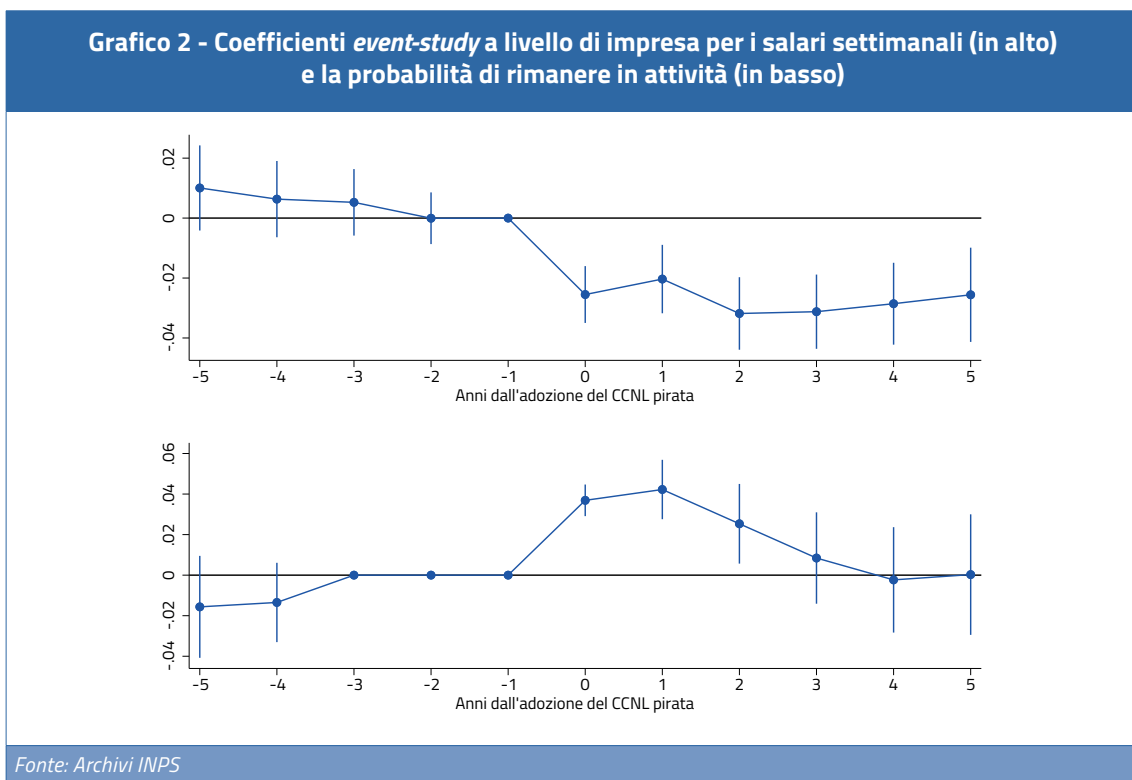


Fonte: Archivi INPS

Nota: Coefficienti risultanti da una specificazione di tipo *staggered event-study*. Gli intervalli di confidenza al 95% sono ottenuti da errori standard clusterizzati a livello di lavoratore. I coefficienti denotano la differenza per ciascuna variabile tra lavoratori trattati e controllo, relativamente al periodo precedente alla transizione da "CCNL standard" a "CCNL pirata" (-1) in cui tale differenza è normalizzata a zero.



Viene adottata una simile procedura per stimare l'impatto dell'adozione di un "CCNL pirata" a livello di impresa. Di nuovo, si seleziona un gruppo di imprese "trattate", identificate come quelle che utilizzano un "CCNL pirata" per la prima volta per almeno un lavoratore. Ciascuna di queste imprese viene associata ad un'impresa di "controllo" con simili caratteristiche ma che continua ad applicare un "CCNL standard"<sup>7</sup>. Il Grafico 2 riporta nuovamente i coefficienti risultanti da stime di tipo *staggered event-study* a livello di impresa. Nel pannello in alto vengono mostrate le differenze nei salari settimanali medi tra imprese "trattate" e "controllo", mentre il pannello in basso documenta l'effetto sulla probabilità che l'impresa rimanga attiva sul mercato. A seguito dell'adozione di un "CCNL pirata", si osserva una diminuzione nel costo del lavoro per le imprese trattate pari a circa il 3% e, in parallelo, una più alta probabilità di sopravvivenza sul mercato di circa 4 punti percentuali, che sembra però essere temporanea.



Nota: Coefficienti risultanti da una specificazione di tipo *staggered event-study*. Gli intervalli di confidenza al 95% sono ottenuti da errori standard clusterizzati a livello di impresa. I coefficienti denotano la differenza per ciascuna variabile tra imprese trattate e controllo, relativamente al periodo precedente l'adozione del "CCNL pirata" (-1) in cui tale differenza è normalizzata a zero.

<sup>7</sup> Anche in questo caso si fa ricorso ad una procedura di matching. Le variabili utilizzate sono: salario medio pagato nei tre anni precedenti alla transizione, settore, regione e dimensione d'impresa, un indicatore di solvibilità a breve termine e un indicatore per imprese in perdita. L'algoritmo restituisce un campione bilanciato di 2.249 imprese trattate e altrettante imprese controllo.

Analisi di eterogeneità suggeriscono effetti più marcati per le imprese localizzate nelle regioni meridionali, o di dimensioni superiori a 15 dipendenti e quindi soggette a vincoli di licenziamento più stringenti. Questi risultati mostrano come l'esercizio di clausole di opt out tramite l'adozione di "CCNL pirata" sia stato utilizzato da imprese in difficoltà in un contesto di grave crisi economica. L'evidenza empirica riportata in questo studio suggerisce come la decentralizzazione della contrattazione collettiva possa garantire maggiori margini di aggiustamento per le imprese e preservare l'occupazione, a costo però di perdite salariali per i lavoratori.

## Riferimenti

- Boeri T., Ichino A., Moretti E., Posch J. (2021), "Wage Equalization and Regional Misallocation: Evidence from Italian and German Provinces," *Journal of the European Economic Association*, 19 (6), 3249-3292.
- Dustmann C., Fitzenberger B., Schönberg U., Spitz-Oener A. (2014), "From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany's Resurgent Economy," *Journal of Economic Perspectives*, 28 (1), 167-88.
- Lucifora C., Vigani D. (2021), "Losing Control? Unions' Representativeness, Pirate Collective Agreements, and Wages," *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 60 (2), 188-218.
- OECD (2019), "Negotiating Our Way Up," p. 270.

# LA FINE DEL PROTEZIONISMO PER IL MERCATO DEL LAVORO. IL CASO DELL'ACCORDO MULTIFIBRE

Giuseppe De Arcangelis<sup>1</sup>, Rama Dasi Mariani<sup>2</sup>

## a. Introduzione

**N**on sono molti i settori dell'industria italiana che hanno ricevuto il favore protezionistico contro la concorrenza internazionale fino ai primi anni 2000 e tra essi spicca certamente il settore del tessile e dell'abbigliamento (TA) i cui accordi bilaterali e multilaterali hanno impedito il libero scambio per circa mezzo secolo.

Quando si esce da un sistema di contingentamenti (anche detti *quotas*), l'aumento della concorrenza può indurre un cambiamento di tecnica produttiva a livello settoriale e, se si ammette l'ipotesi di eterogeneità tra le unità produttive, tale cambiamento può riguardare le singole unità produttive attive nel mercato. Inoltre, a differenza di altre forme di protezionismo che agiscono attraverso un meccanismo di prezzo, un contingentamento può porre fine al potere monopolistico delle aziende meno competitive e per questo avere effetti più marcati di riorganizzazione del mercato.

A tal riguardo, le intuizioni di un modello con eterogeneità d'impresa e tre fattori di produzione - capitale, lavoro poco qualificato e lavoro altamente qualificato - dove i prodotti di bassa qualità sono ad alta intensità di lavoro poco qualificato, sono abbastanza ben definite: la fine di un sistema di *quotas* che aumenta la concorrenza internazionale soprattutto nel segmento di bassa qualità del mercato, può portare a un

---

<sup>1</sup> Giuseppe De Arcangelis (Sapienza Università di Roma).

<sup>2</sup> Rama Dasi Mariani (Università degli Studi Roma Tre).

cambiamento di tecnica produttiva a favore di lavoro altamente qualificato per spostarsi su segmenti di mercato di alta qualità meno intaccati dall'apertura commerciale.

La rimozione del sistema di contingentamenti nel settore TA avvenuta in Italia a partire dal 1995, con un salto nel 2005, offre la possibilità di verificare tali intuizioni. Nonostante la liberalizzazione del settore TA fosse organizzata gradualmente nell'arco di dieci anni a partire dal 1995 con l'*Agreement on Textiles and Clothing*, la rimozione dei contingentamenti è iniziata effettivamente nella prima metà del 2005 e si è completata il 1° gennaio 2009, momento che ha dato il completo via libera alle importazioni di prodotti di bassa qualità provenienti dalla Cina.

## **b. La liberalizzazione del settore TA dal 1995 al 2008**

Il settore TA in Italia, ed in tutta l'Unione europea, è stato oggetto di limitazioni commerciali fin dagli anni '60, rappresentando un'eccezione alle regole sui contingentamenti del GATT. L'Accordo Multifibre (AMF) venne siglato nel dicembre del 1973 da quarantadue paesi e ha permesso di limitare bilateralmente o unilateralmente le esportazioni provenienti dai paesi in via di sviluppo. L'AMF è stato rinnovato tre volte (nel 1977, nel 1981 e nel 1986) ed è venuto a conclusione nel 1994 in occasione dell'ottavo ciclo di negoziati del GATT, i cc.dd. *Uruguay Rounds*.

Tuttavia, la scadenza dell'AMF non ha sancito la fine del sistema dei contingentamenti e l'AMF è stato sostituito dall'*Agreement on Textiles and Clothing* (ATC), il quale prevedeva una graduale liberalizzazione in dieci anni a partire dal 1° gennaio 1995 e, pertanto, la completa eliminazione di tutti i contingentamenti il 1° gennaio 2005.

Come mostrato in Tabella 1, l'ATC prescriveva per ogni fase:

- la percentuale dei prodotti da liberalizzare completamente rispetto ai volumi del 1990 (colonna A) e
- il limite in termini di massimo tasso di crescita delle importazioni per i prodotti ancora soggetti a contingentamenti (colonna B).

Inoltre, la liberalizzazione non doveva essere necessariamente estesa fin da subito a tutti i manufatti del settore e l'ATC lasciava ai paesi importatori la libertà di decide-

re i prodotti da liberalizzare in ogni fase secondo le regole descritte dalla Tabella. La conseguenza fu che i prodotti meno sensibili alla potenziale concorrenza delle importazioni dai paesi in via di sviluppo vennero liberalizzati fin dall'inizio. L'ultima fase, invece, quella della completa liberalizzazione, a partire dal 1° gennaio 2005, investì i prodotti più suscettibili alla concorrenza nei prezzi.

Questa scelta era destinata a causare un effetto devastante per la produzione domestica. Infatti, al 31 dicembre 2004 negli Stati Uniti l'89% di tutti i contingentamenti attivi nel 1994 erano ancora in vigore e sarebbero stati aboliti in un solo giorno; allo stesso modo nell'Unione europea il 70% dei contingentamenti del 1994 doveva essere liberalizzato dal giorno alla notte.

Nonostante la transizione verso una piena liberalizzazione del settore TA, va ricordato che l'ATC prevedeva anche dei meccanismi di salvaguardia, di natura transitoria e limitati al 31 dicembre 2008, che consentivano ai paesi importatori di attivare, in caso di enormi aumenti delle importazioni, limitazioni quantitative al fine di evitare danni al mercato interno.

Durante la fase di smantellamento dell'ATC, nel 2001, dopo quindici anni di consultazioni, la Cina entrò a far parte dell'Organizzazione Mondiale del Commercio (OMC), rappresentando un'ulteriore sfida per il settore TA, data la rilevanza delle esportazioni cinesi nel mercato. La Cina, infatti, è storicamente specializzata nel TA. Ad esempio, negli anni '80, le esportazioni del settore rappresentavano circa la metà del volume complessivo delle esportazioni cinesi. Per questo, e nonostante le misure protezionistiche, nel 2001 le esportazioni cinesi nel TA aumentarono del doppio rispetto al tasso di crescita mondiale del settore.

Più precisamente, la quota delle importazioni di abbigliamento negli Stati Uniti provenienti dalla Cina è salita al 24% nel 2004 dall'11% nel 2001 e, sempre negli Stati Uniti tra il 2001 e il 2005, le importazioni di tessuti cinesi aumentarono del 64%, mentre le importazioni di tessuti dal resto del mondo (RdM) aumentarono solo del 14% nello stesso periodo. Una dinamica simile si è verificata nell'UE, dove la quota delle importazioni di prodotti del TA provenienti dalla Cina è passata dal 16,9% nel 2000 al 23,5% nel 2004 in valore, mentre i volumi sono aumentati di quasi tre volte. Tuttavia, l'effetto "*burrone*" (*cliff*) si è verificato all'inizio del 2005.

Nei primi mesi del 2005, infatti, i prodotti cinesi invasero i mercati degli Stati Uniti e dell'Unione europea e, di conseguenza, sia gli Stati Uniti sia l'Unione europea concordarono con la Cina una limitazione delle importazioni di prodotti tessili e d'abbigliamento fino alla fine del 2008.

Dopo aver inizialmente utilizzato le clausole di salvaguardia per l'adesione della Cina all'OMC nel 2001, il Commissario per il commercio dell'UE, Peter Mandelson, firmò un *Memorandum of Understanding* (MoU) con il rappresentante cinese Bo Xilai l'11 giugno 2005, mentre il rappresentante per il commercio degli Stati Uniti, Robert Portman, firmò un MoU simile l'8 novembre 2005. Il MoU dell'UE prescriveva limitazioni ai tassi di crescita delle importazioni per dieci delle trentacinque categorie di prodotti liberalizzati il 1° gennaio 2005. I tassi di crescita tra il 2005 e il 2007 erano compresi tra l'8% e il 12,5% e quindi risultavano del 7,5% più elevati della clausola di salvaguardia. Tassi di crescita simili furono negoziati tra gli Stati Uniti e la Cina.

Oltre a un effetto sul valore o sul volume complessivo dei flussi di commercio, la concorrenza cinese ha provocato una ricomposizione in termini di qualità del mercato. Infatti, dato che la concorrenza cinese ha colpito relativamente di più i prodotti di bassa qualità, questa ha comportato un abbassamento della qualità media del settore.

In Italia i cambiamenti intercorsi nel periodo sono stati particolarmente evidenti poiché, tra i paesi europei, l'Italia era uno degli attori più importanti del settore. Nel 2004 l'Italia era il maggior importatore di prodotti tessili, sia in valore (22,5%) sia in volume (17,3%); ed era il maggior importatore di abbigliamento in volume (16,5%), mentre la Germania era il primo importatore in valore (20,5%). Il Grafico 1 riporta i tassi di crescita annui degli *import* del settore TA in Italia dal 1995 al 2010, distinguendo tra prodotti soggetti e non soggetti a contingentamenti dell'ATC e tra prodotti provenienti dalla Cina e dal resto del mondo (RdM). La quota cinese è rappresentata dagli istogrammi misurati sull'asse destro. La crescita degli *import* cinesi è stata elevata per l'intero periodo per via dei prodotti non soggetti a limitazione quantitativa. Ad esempio, nella Fase 2, i tassi di crescita dei prodotti liberalizzati si situano tra il 17% e il 47% comportando un aumento più che doppio nella quota di import cinesi (dal 3,3% al 6,8%).

Tuttavia, come previsto, un primo salto repentino è osservato dopo l'adesione all'OMC nel 2001: in soli due anni nel 2003 la quota cinese ha raggiunto quasi il 15%,

ossia cinque volte il valore del 1996. L'anno 2005 è un'eccezione per il tasso di crescita nei prodotti sottoposti a quota, ma è anche interessante poiché è anticipato da un calo nel 2004 dei prodotti già liberalizzati.

### c. I risultati dell'analisi empirica

Come anticipato nell'introduzione, le previsioni di un semplice modello teorico, che considera un'eterogeneità sia in termini di produttività delle imprese sia in termini di qualità del prodotto, sono in direzione di una variazione delle tecniche produttive a favore del fattore produttivo relativamente più utilizzato nella produzione di varietà meno soggette a concorrenza dopo la liberalizzazione, ovvero le varietà di più alta qualità caratterizzate da una maggiore intensità fattoriale di lavoro altamente qualificato. Questo risultato teorico viene sottoposto a verifica empirica tramite un'analisi condotta con i dati messi a disposizione nell'ambito del progetto *Visitinps*, i quali consentono di esplorare la riorganizzazione del lavoro sia a livello settoriale sia all'interno delle unità produttive del mercato, permettendo in questo modo di analizzare separatamente i vari canali e le diverse dinamiche di aggiustamento.

I risultati indicano che la fine dell'Accordo Multifibre e l'inizio della graduale liberalizzazione decisa tramite l'ATC hanno avuto un effetto disciplinante in Italia. Tale effetto è iniziato nella Fase 3, quando la Cina ha fatto il suo ingresso nell'OMC.

Il nostro focus è sulla tecnica di produzione, misurata mediante il rapporto tra lavoratori qualificati (*white collar*) e lavoratori poco qualificati (*blue collar*) e indicata come *High-Skill Ratio* (HSR) a livello di singola unità produttiva. Pertanto, per analizzare l'effetto disciplinante delle importazioni confrontiamo l'HSR medio del settore TA, soggetto a misure protezionistiche, con l'HSR medio del restante settore manifatturiero. Il primo fatto che rileva l'analisi esplorativa è la convergenza dell'HSR del TA rispetto al resto del manifatturiero: il valore medio dell'HSR calcolato per il settore TA diventa non statisticamente diverso dal valore medio calcolato per il resto della manifattura a partire dal 2004. Prendiamo questa come prima indicazione circostanziale del processo di ristrutturazione del TA.

Per confermare questo primo risultato, stimiamo un *dummy model* in cui regrediamo l'HSR su due variabili binarie e la loro interazione e i cui coefficienti stimati sono

riportati in Tabella 2. La prima di queste due variabili assume valore uno per tutte le osservazioni del TA e il coefficiente stimato suggerisce che in media, durante l'intero periodo di analisi che va dal 1995 al 2010, l'HSR del settore TA è più basso del 3,4% rispetto all'HSR medio del resto della manifattura. Nonostante ciò, nella seconda metà del periodo, ed in particolare a partire dal 2002, la l'HSR medio del settore TA aumenta. Infatti, il coefficiente stimato dell'interazione tra le variabili *dummy* risulta positivo e significativo. In altri termini, l'HSR cresce di più per le aziende operanti nel settore TA rispetto alle altre aziende proprio dopo il 2002, confermando la convergenza descritta sopra.

La tendenza alla ristrutturazione del settore è riaffermata considerando la distribuzione cumulata delle aziende uscenti ed entranti del settore TA rispetto a valori crescenti dell'HSR. Le aziende che sono uscite dal settore tra il 2002 e il 2006 sono dominate stocasticamente in termini di HSR; mentre le aziende che sono entrate non dominano stocasticamente. È quindi plausibile che la ristrutturazione sia avvenuta attraverso l'uscita dal mercato delle aziende con una tecnologia a maggiore intensità di lavoro poco qualificato, ossia con un basso valore di HSR.

Infine, riportiamo i valori di un esercizio di scomposizione della variazione complessiva dell'HSR registrata tra il 1995, inizio della liberalizzazione del settore, e il 2010, alla fine del processo. Il Grafico 2 riporta l'importanza, in termini numerici, dei diversi canali che hanno contribuito alla ristrutturazione del settore, ovvero alla variazione dell'HSR: a) la variazione nell'HSR delle aziende che restano attive nel mercato per tutto il periodo di analisi (aziende stabili), e b) la variazione dovuta alla dinamica di ingresso e uscita delle aziende (riportata nella parte destra del Grafico). Inoltre, la variazione dell'HSR delle aziende stabili può essere scomposta in: a1) la variazione dovuta alla ristrutturazione interna alle aziende (Comp. Intra-azienda), a2) la variazione dovuta all'aumento di peso delle aziende con HSR più elevato (Comp. Inter-azienda).

Oltre l'88% della variazione dell'HSR è dovuto alle aziende stabili e solo meno del 12% alle aziende in ingresso e in uscita (ossia il contributo delle entranti al netto delle uscenti) e che la variazione dovuta alla ristrutturazione interna alle aziende è prevalente. Possiamo perciò riassumere i risultati dell'analisi mettendo in luce il fatto che l'effetto disciplinante delle importazioni è avvenuto attraverso un meccanismo di ristrutturazione intra-aziendale, portando le aziende operanti nel TA ad adottare



tecniche di produzione a più alta intensità di lavoro qualificato per contrastare la concorrenza cinese.

#### d. Conclusioni

L'effetto disciplinante di un'improvvisa liberalizzazione in un settore altamente competitivo come il settore TA, sembra indicare che la ristrutturazione abbia portato le aziende a spostarsi verso segmenti di mercato di varietà a più elevata qualità con conseguenze importanti nel mercato del lavoro, ovvero comportando un aumento relativo nella domanda di lavoro più qualificato.

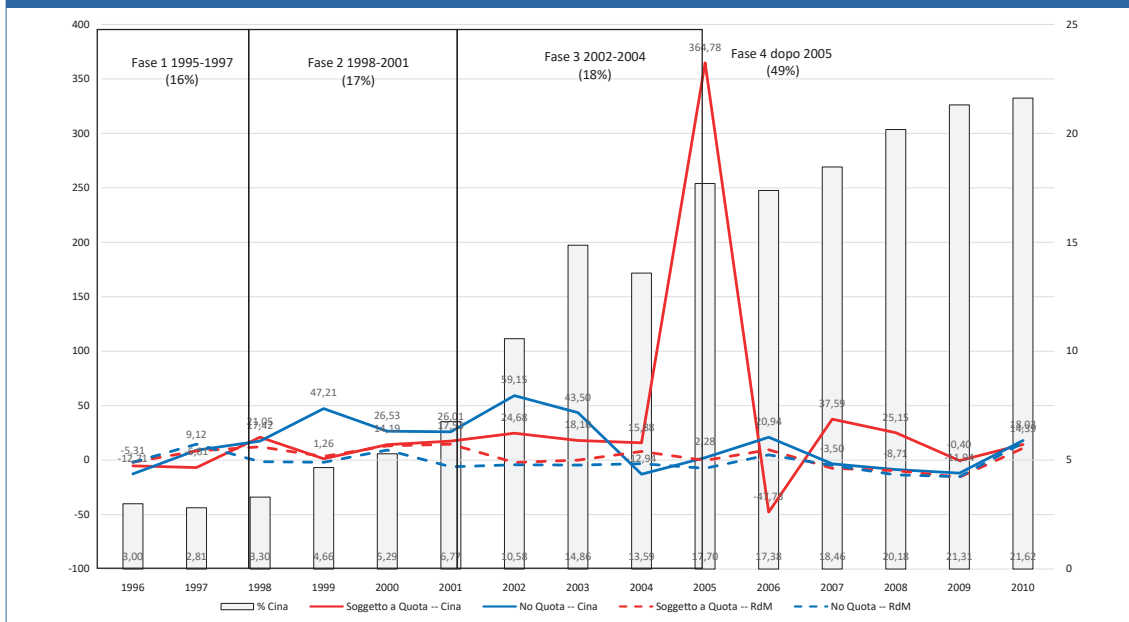
Tabella 1 - Le fasi dell'ATC		
Fasi	(A) % cumulata dei prodotti liberalizzati	(B) Limiti di quotas (in percentuale)
01/01/1995 - 31/12/1997	16%	Valore pre-1995 x 1,16
01/01/1998 - 31/12/2001	33%	Valore della Fase 1 x 1,25
01/01/2002 - 31/12/2004	51%	Valore della Fase 2 x 1,27

Tabella 2 - Cambiamento nell' <i>High-Skill Ratio</i> prima e dopo il 2002 per aziende nel tessile-abbigliamento e per le altre aziende manifatturiere			
	(1)	(2)	(3)
	Tot. Aziende	Aziende entranti	Aziende uscenti
Settore TA	-0,03*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,04*** (0,00)
Post 2002	0,05*** (0,00)	0,03*** (0,00)	0,05*** (0,00)
Settore TA*Post 2002	0,04*** (0,00)	0,04*** (0,00)	0,05*** (0,00)
Num. osservazioni	2.056.612	673.128	707.667
Media della var. dipendente	0,50	0,55	0,50

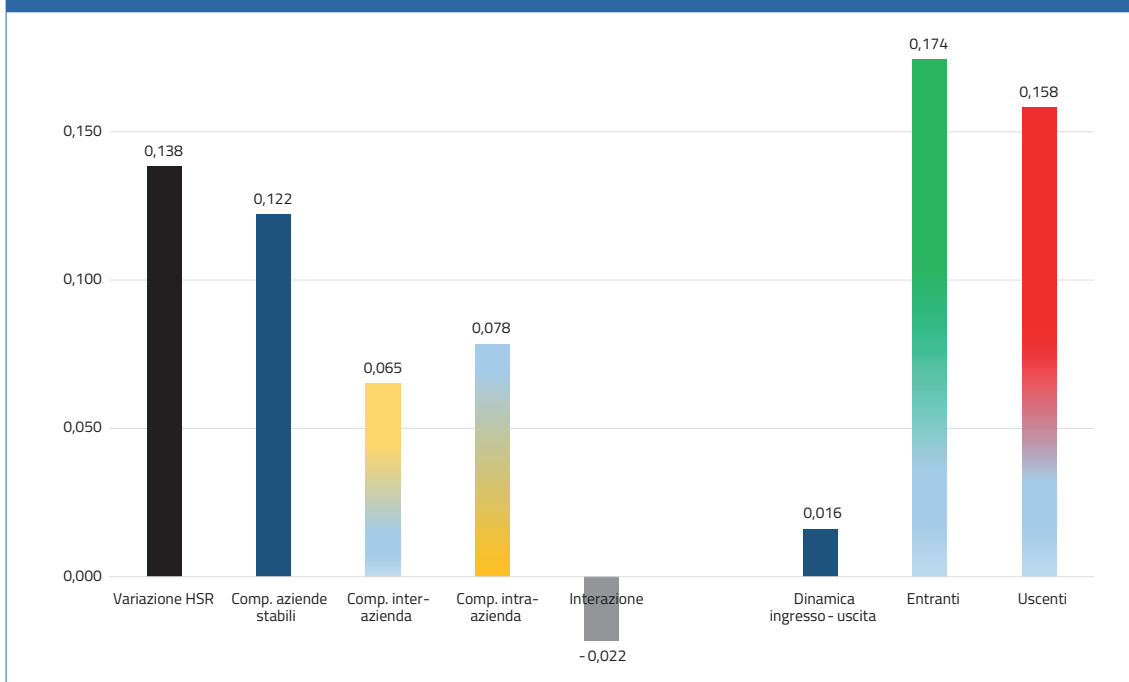
Fonte: Elaborazione degli autori su dati INPS

Note: Errori standard robusti tra parentesi. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

**Grafico 1 - Importazioni dalla Cina e dal Resto del Mondo nel tessile-abbigliamento in Italia: tassi di crescita e contingentamenti**



**Grafico 2 - Scomposizione della dinamica di impresa nel tessile-abbigliamento tra il 1995 e il 2010**



Fonte: elaborazione degli autori con dati INPS

# DINAMICHE MIGRATORIE, ADESIONE DI ROMANIA E BULGARIA ALL'UNIONE EUROPEA E INFORTUNI SUL LAVORO

Caterina Alacevich<sup>1</sup>, Catia Nicodemo<sup>2</sup>, Caterina Pavese<sup>3</sup>, Giovanni Peri<sup>4</sup>

## a. Introduzione

Secondo recenti analisi dell'Agenzia europea della Sicurezza sul Lavoro (EU-OSHA), il costo complessivo annuale degli infortuni e delle malattie professionali in Italia è pari al 6,3% del PIL, corrispondente a un totale di circa 105 miliardi di euro [Modifi et al. (2019)]. Al termine del 2022, il numero di infortuni denunciati ha registrato un incremento del 25,7% rispetto all'anno precedente, arrivando a 697.773 casi (INAIL, 2023).

In Italia, come in altri paesi Europei, i lavoratori migranti rappresentano una crescente parte della forza lavoro e svolgono lavori con maggiore esposizione al rischio di infortunio rispetto ai lavoratori nativi, in media [Bena e Giraud (2017)]. Il numero di stranieri al 1° gennaio 2021 era di circa 5 milioni. Di questi, quasi 2,3 milioni sono regolarmente occupati e rappresentano circa il 10% del totale dell'occupazione (Ministero del Lavoro e delle Politiche Sociali, 2021).

La concentrazione dei lavoratori migranti in occupazioni con un rischio medio di infortunio più elevato rispetto ai lavoratori nativi è supportata da diverse analisi e possibili motivazioni includono una diversa percezione del rischio data da una limitata conoscenza delle norme e prassi di sicurezza, barriere linguistiche che riducono l'ac-

---

<sup>1</sup> Caterina Alacevich (University of Florida).

<sup>2</sup> Catia Nicodemo (University of Oxford and University of Verona).

<sup>3</sup> Caterina Pavese (Ifo Institute and Ludwig Maximilian University of Munich).

<sup>4</sup> Giovanni Peri (University California Davis).

cesso a occupazioni meno rischiose, un minore potere contrattuale legato alla temporaneità del permesso di soggiorno e la correlazione tra propensione ad emigrare e una minore avversione al rischio o una maggiore disposizione a mettere a rischio la propria salute in cambio di salari più alti [Orrenius e Zavodny (2009)].

L'afflusso di migranti e la loro regolarizzazione nel mercato del lavoro possono comportare una riallocazione della forza lavoro tra occupazioni con diversi gradi di rischiosità [Giuntella et al. (2018)]. Secondo la letteratura, l'immigrazione contribuisce a ridurre la gravità delle invalidità e il congedo retribuito per malattia tra i lavoratori nativi [Dillinder e McInerney (2020); Alacevich e Nicodemo (2019)] e può indurre i lavoratori nativi a specializzarsi in compiti più intensivi di comunicazione, sfruttando il loro vantaggio comparato nella conoscenza della lingua e delle norme e istituzioni locali rispetto agli stranieri [Peri e Sparber (2009); Foged e Peri (2015)].

Questa ricerca si focalizza sugli infortuni sul lavoro per diversi gruppi di cittadinanza relativi alla popolazione attiva (15-65) in Italia e l'adesione di Romania e Bulgaria all'Unione europea.

Si ipotizza che, a seguito dell'ingresso in Unione europea, i cittadini rumeni e bulgari possano aver goduto di migliori condizioni lavorative e contrattuali. Grazie al maggior potere di contrattazione, potrebbero essersi concentrati in occupazioni più sicure, riducendo in media il rischio di infortunio sul lavoro. Tuttavia, al contempo, il diritto alla mobilità tra stati dell'UE potrebbe aver portato a un flusso in uscita di lavoratori che erano relativamente meno esposti al rischio di infortunio verso altri paesi europei con migliori condizioni salariali.

Questa dinamica selettiva potrebbe aver portato ad un aumento della rischiosità media tra i cittadini di Romania e Bulgaria in Italia. Le dinamiche e gli effetti sul mercato del lavoro possono quindi essere molteplici, con diverse implicazioni per gli infortuni nel lavoro di rumeni e bulgari.

Utilizzando i dati forniti dall'Istituto Nazionale di Previdenza Sociale (INPS), abbiamo condotto un'analisi esplorativa per descrivere l'andamento dei tassi di infortunio per i lavoratori rumeni e bulgari, per gli immigrati provenienti da Paesi appartenenti all'Unione europea (migranti EU) al 2006, per gli immigrati provenienti da

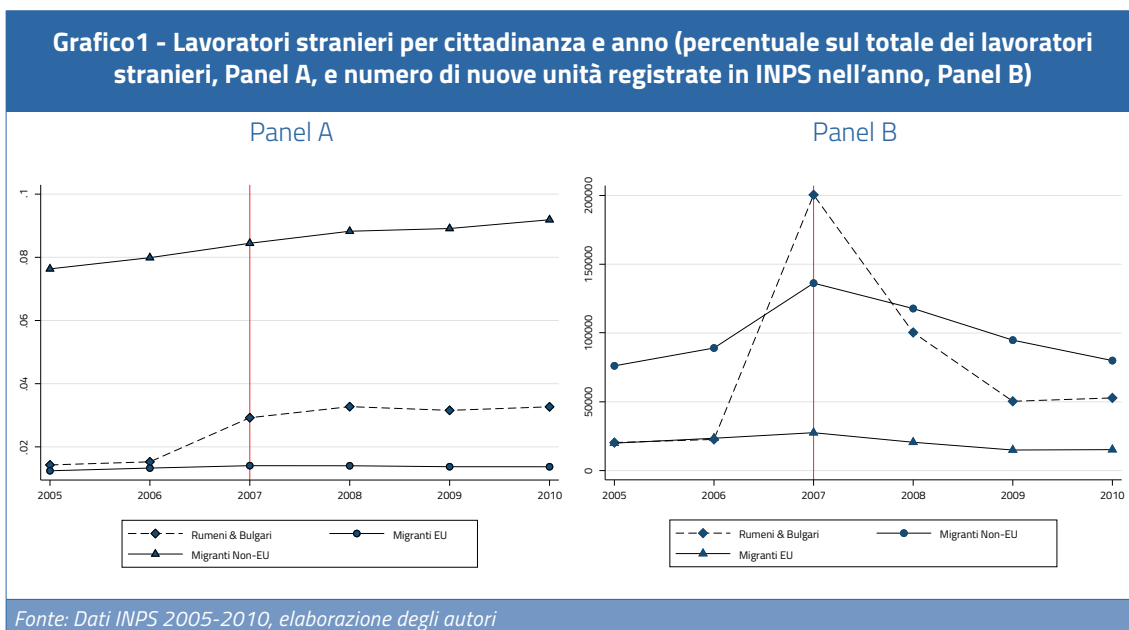
Paesi non appartenenti all'Unione europea (migranti Non-EU), e i lavoratori Nativi<sup>5</sup>. La nostra analisi descrittiva si concentra sul periodo tra il 2005 e il 2010, prima e dopo l'adesione di Romania e Bulgaria all'UE, avvenuta nel 2007.

### **b. Flusso annuale di lavoratori con cittadinanza straniera e adesione di Romania e Bulgaria all'Unione europea. Anni 2005-2010**

Il Grafico 1, Panel A, rappresenta la percentuale relativa di lavoratori stranieri in Italia per gruppi di cittadinanza, in particolare per a) Romania e Bulgaria, b) non-UE e c) UE, nel periodo 2005-2010. In corrispondenza dell'adesione all'Unione europea, nel 2007, si osserva un significativo aumento della percentuale di lavoratori con cittadinanza rumena e bulgara (+0.015 punti percentuali). Per il gruppo di lavoratori extra-UE, la presenza netta ha una dinamica di leggera e costante crescita. Per quanto riguarda gli stranieri con cittadinanza UE, la presenza relativa rimane costante (1,4%) nel periodo considerato. Il Grafico 1, Panel B, mostra il flusso di lavoratori stranieri in Italia suddivisi per cittadinanza e anno di ingresso nel registro dati INPS, nel periodo 2005-2010. Nel 2007, vi è un considerevole aumento di tale flusso per i lavoratori con cittadinanza rumena o bulgara, che passa da 198.622 a 400.053 unità, rispetto a una variazione minore per i cittadini extra-UE e un flusso costante per quelli di altri paesi UE.

Questo aumento può essere spiegato sia dall'arrivo di nuovi immigrati dalla Romania e dalla Bulgaria, che dalla regolarizzazione dei contratti di immigrati rumeni e bulgari già presenti nel mercato italiano ma privi di un contratto di lavoro regolare.

<sup>5</sup> A dicembre del 2006 i paesi appartenenti all'Unione europea sono la Germania, Francia, Italia, Paesi Bassi, Belgio, Lussemburgo, Danimarca, Irlanda, Regno Unito, Grecia, Spagna, Portogallo, Austria, Finlandia, Svezia, Repubblica Ceca, Cipro, Estonia, Lettonia, Ungheria, Malta, Polonia, Slovenia, Slovacchia, Repubblica Ceca, Cipro, Estonia, Lettonia, Ungheria, Malta, Polonia, Slovenia, Slovacchia e Ungheria. I paesi non appartenenti all'Unione europea sono definiti come tutti quelli diversi da quelli appartenenti all'Unione europea e diversi da Romania e Bulgaria.



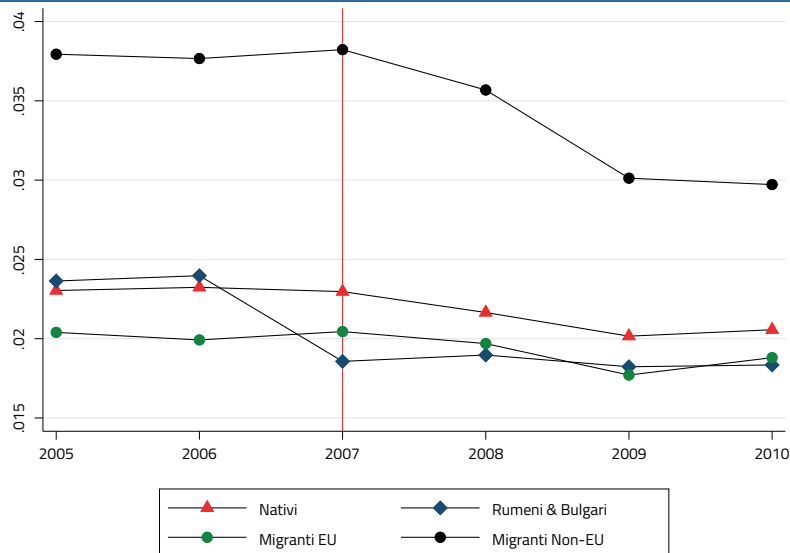
Nota: Il Panel A del Grafico mostra la dinamica nel tempo dello share dei lavoratori rumeni e bulgari, migranti EU e migranti non-EU in Italia. Nel Panel B si riporta l'evoluzione nel tempo del numero assoluto dei nuovi lavoratori rumeni e bulgari, migranti EU e migranti non-EU.

Il successivo Grafico 2 mostra l'andamento del tasso di infortunio per i gruppi di cittadinanza considerati. Il tasso di infortunio per lavoratore è stato calcolato dividendo il numero di lavoratori che hanno subito almeno un infortunio nell'anno con una durata di ricovero non inferiore a sei giorni per il totale dei lavoratori in quell'anno, nel rispettivo gruppo. L'opportunità di ricavare tale misura dalla banca dati INPS si deve all'informazione relativa alle differenze accredito relative ad eventi figurativi dovuti ad un infortunio.

Dal Grafico si evince che, nei primi due anni in esame, 2005 e 2006, il tasso di infortunio medio dei lavoratori con cittadinanza rumena e bulgara era simile a quello dei lavoratori italiani nativi (2,4% per i cittadini rumeni e bulgari e 2,3% per i nativi).

Tuttavia, a partire dal 2007, anno in cui Romania e Bulgaria sono entrate nell'Unione europea, si registra una significativa riduzione ( $p\text{-value} = 0.000$ ) del tasso medio di infortunio per i cittadini di questi due Paesi, che si attesta all'1,8% e diventa simile a quello dei lavoratori stranieri con cittadinanza di altri Paesi dell'UE. Per gli altri gruppi di lavoratori con cittadinanza straniera e per i lavoratori con cittadinanza italiana, non si riscontra alcun cambiamento significativo nel tasso di infortunio nel 2007.

**Grafico 2 - Tasso di infortunio per cittadinanza (percentuale di lavoratori con almeno un infortunio sul lavoro con almeno sei giorni di assenza). Anni 2005-2010**



Fonte: Dati INPS 2005-2010, elaborazione degli autori

Nota: La figura mostra l'evoluzione del tasso di infortunio dei lavoratori rumeni e bulgari, nativi, migranti EU e migranti non-EU. Il tasso d'infortunio, per ciascun gruppo, è calcolato dividendo il numero di lavoratori che hanno subito almeno un infortunio nell'anno con una durata di ricovero non inferiore a sei giorni sul totale dei lavoratori in quell'anno.

### c. Conclusioni

L'analisi preliminare mostrata in questo capitolo evidenzia che l'adesione all'UE ha coinciso con un cambiamento del tasso di infortunio medio dei lavoratori rumeni e bulgari in Italia. Tuttavia, la dinamica illustrata ha scopo unicamente descrittivo e potrebbe essere legata ad una selezione della forza lavoro a seguito di immigrazione ed emigrazione di lavoratori con diversa esposizione al rischio, oltre che alle conseguenze in termini di potere contrattuale legate alla rimozione degli ostacoli migratori e ad uno *shock* di offerta di lavoro.

Con le future analisi empiriche, grazie alla ricchezza dei dati individuali a disposizione negli archivi INPS, ci concentreremo sulla valutazione degli effetti di flussi migratori e della regolarizzazione sulla sicurezza sul lavoro di diversi gruppi di lavoratori immigrati e nativi, sfruttando l'adesione di Romania e Bulgaria alla UE come cambiamento significativo e non chiaramente anticipato, utilizzabile quindi come "quasi esperimento" in una analisi causale.

## Riferimenti

- Alacevich C., Nicodemo C. (2019), *"Immigration and work-related injuries: Evidence from Italian administrative data"*, IZA Discussion Paper No. 12510.
- Bena A., Giraudo M. (2017), *"La salute dei lavoratori stranieri: Una priorità italiana e internazionale"*, *Recenti Progressi in Medicina* 108.7, 303-306.
- Inail 2023: *"Infortuni sul lavoro, nel nuovo numero di Dati Inail il bilancio provvisorio del 2022"*.
- Mofidi A., et al (2019), *"The value of occupational safety and health and the societal costs of work-related injuries and disease"*, *EASHW report*.
- Ministero del Lavoro (2021), *"XI Rapporto Annuale, Gli stranieri nel mercato del lavoro in Italia"*.
- Orrenius Pia M., Zavodny M., (2009), *"Do immigrants work in riskier jobs?"*, *Demography*, 46.3, 535-551.
- Peri G., Sparber C. (2009), *"Task specialization, immigration, and wages"*, *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(3), 135-169.



## GLI EFFETTI DELLA REGOLARIZZAZIONE DEGLI IMMIGRATI SULLE IMPRESE: EVIDENZE DALL'ALLARGAMENTO DELL'UE DEL 2007

Vittoria Dicandia<sup>1</sup>, Silvia Vannutelli<sup>2</sup>

L'immigrazione è un fenomeno cruciale dei nostri tempi e, come tale, è al centro del dibattito politico. In molti Paesi sono in vigore delle restrizioni all'accesso dei migranti al mercato del lavoro, spesso nella forma di permessi di visto ottenibili solo tramite una sponsorizzazione da parte di un datore di lavoro, che vincolano il lavoratore immigrato a uno specifico rapporto di lavoro con quest'ultimo. Queste politiche, soprattutto se accompagnate dalla presenza di un consistente mercato del lavoro informale, conferiscono ai datori di lavoro un notevole potere di mercato (monopsonio), con probabili conseguenze negative anche per i lavoratori con cittadinanza italiana. Gli episodi di allentamento di queste restrizioni non sono frequenti e l'evidenza empirica sugli eventuali effetti di politiche meno restrittive non è esaustiva. Inoltre, la scarsità di dati con informazioni sia sui dipendenti che sui datori di lavoro limita la possibilità di studiare politiche migratorie a livello di impresa.

In questo articolo studiamo uno degli episodi più significativi di allentamento delle restrizioni, causato dall'allargamento dell'Unione europea del 2007, che ha portato all'ingresso di Romania e Bulgaria (che chiameremo collettivamente EU07). Questo evento ha esteso agli EU07 i diritti garantiti a tutti i membri dell'Unione, ed è stato particolarmente rilevante per l'Italia, oggetto del nostro studio, poiché i rumeni rappresentano la più numerosa comunità di immigrati presenti in Italia, grazie a una significativa affinità linguistica che favorisce l'integrazione di rumeni nel mercato del lavoro (e non solo).

<sup>1</sup> Vittoria Dicandia (*Federal Reserve Bank of Cleveland*).

<sup>2</sup> Silvia Vannutelli (*Northwestern University - NBER*).

Il nostro studio si concentra sugli effetti dell'allargamento dell'UE sulle imprese, con l'obiettivo di comprendere come rispondano nelle loro scelte in termini di assunzioni, separazioni, salari e tipologia di contratto, in seguito a questa riduzione del loro potere di mercato del lavoro. Infatti, non essendo più soggetti a permessi di lavoro, né essendo più vincolati ad un determinato datore di lavoro, gli immigrati EU07 acquisiscono potere contrattuale a discapito delle imprese.

Il nostro approccio empirico si avvale dell'esperimento naturale costituito dall'allargamento dell'UE nel 2007, che riguarda solamente i cittadini di Romania e Bulgaria e non ha quindi un impatto su altri migranti presenti in Italia, contestualmente ad una analisi geografica dettata dalla distribuzione eterogenea di lavoratori migranti di queste due nazionalità nel Paese. Questa metodologia si basa su una vasta letteratura che utilizza gli insediamenti storici dei migranti come *proxy* della loro distribuzione geografica attuale.

Coerentemente con l'espansione dell'offerta del lavoro formale indotta dall'acquisizione della cittadinanza europea per gli EU07, osserviamo un lieve aumento dell'occupazione complessiva a livello di impresa. Passando alla composizione relativa dei lavoratori all'interno dell'impresa, mostriamo che, nel 2007, l'occupazione relativa dei lavoratori EU07 aumenta temporaneamente a discapito dei lavoratori di nazionalità italiana. Questo effetto è determinato principalmente da un aumento significativo di assunzioni di lavoratori EU07 e da una corrispondente diminuzione per i lavoratori italiani. I risultati, quindi, indicano che non vi sia una sostituzione dei migranti nei confronti dei lavoratori già assunti nelle imprese prima del 2007, ma un cambiamento nelle scelte di assunzione di nuovi lavoratori. Per quanto riguarda le cessazioni, osserviamo un aumento per gli EU07, probabilmente dettato da una maggiore flessibilità ottenuta con la cittadinanza europea e la conseguente rimozione di visti lavorativi vincolati ad un particolare datore di lavoro. Non vi è, invece, alcun impatto per i lavoratori italiani, per i quali infatti non vi è nessuna modifica dei diritti.

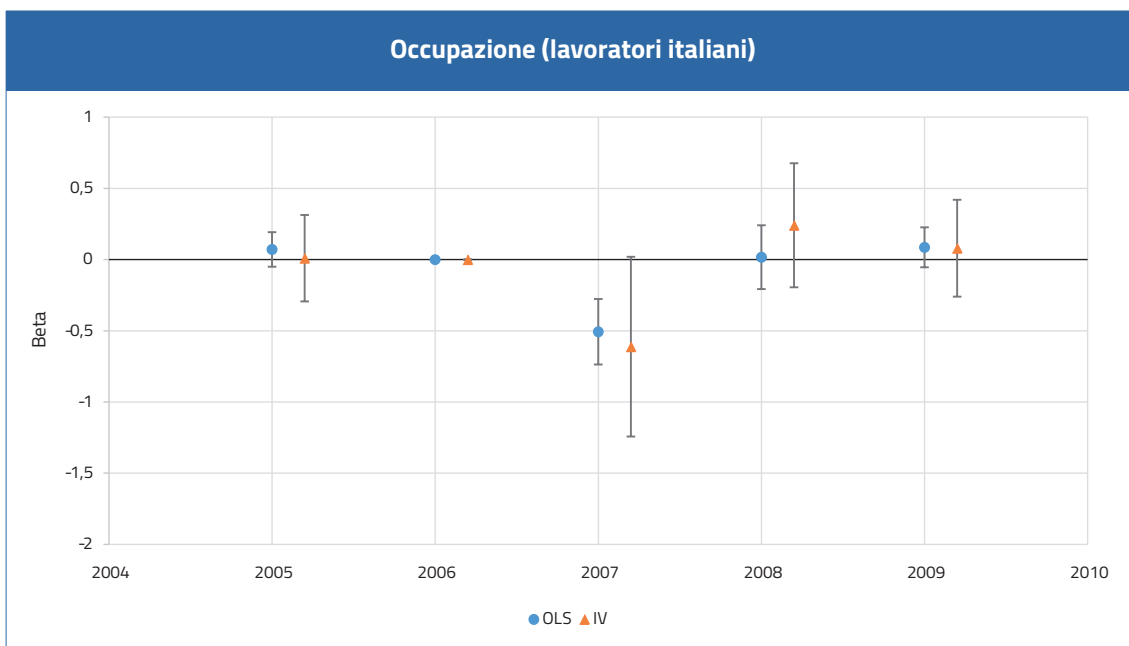
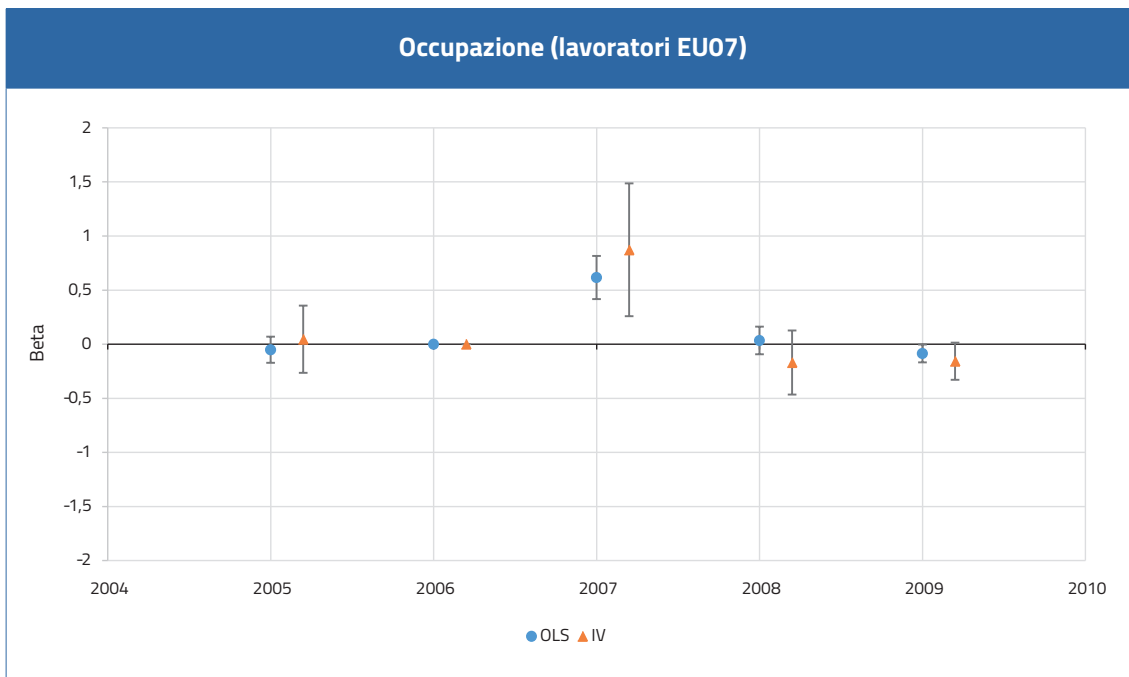
Nel complesso, tutti gli effetti osservati si verificano immediatamente nel breve periodo, ma non crescono e anzi sono addirittura leggermente invertiti nel medio termine (2009). La natura immediata degli effetti sembra suggerire che l'impatto di un aumento dei lavoratori EU07 sia principalmente guidato dal cambiamento dello *status* legale dei migranti già presenti nel Paese anziché dall'arrivo di nuovi lavoratori. In linea

con la nostra narrazione, guardando ai flussi aggregati dai dati amministrativi sulla popolazione dell'ISTAT, non troviamo prove di un aumento complessivo nei flussi di arrivo di nuovi migranti negli anni che seguono l'allargamento UE del 2007.

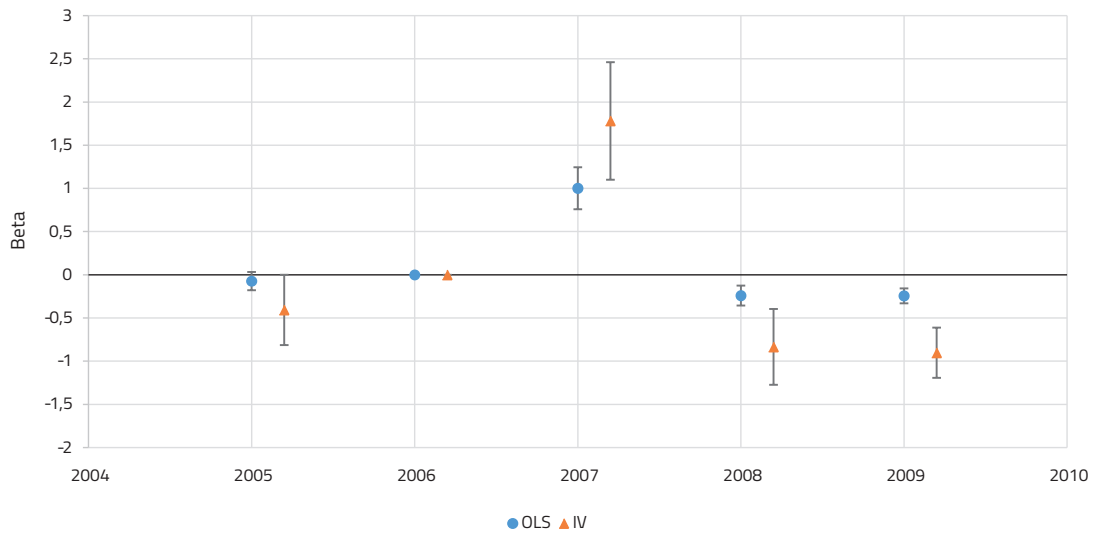
Per corroborare questa conclusione e comprendere meglio i meccanismi di aggiustamento innescati nel mercato del lavoro, effettuiamo una serie di analisi di eterogeneità che mirano a distinguere quali tipi di aziende rispondono maggiormente. La nostra ipotesi è che, una volta garantito l'accesso al lavoro regolare per i migranti EU07, diminuisca il potere di mercato delle imprese, e particolarmente di quelle che impiegavano lavoratori migranti ma informalmente e/o a un livello subottimale. Osserviamo quindi, separatamente, due tipi di imprese: quelle che hanno partecipato in precedenza a programmi di amnistia per la regolarizzazione di immigrati avvenuta nel 2002 con la legge Bossi-Fini, e quelle che già impiegavano lavoratori EU07 regolarmente prima del 2007. Riscontriamo che i risultati sopra indicati sono in effetti concentrati in questi due tipi di imprese. A ulteriore conferma del fatto che gli effetti sono probabilmente dovuti alla regolarizzazione di lavoratori precedentemente impiegati in maniera irregolare, analizziamo gli effetti sulla *performance* complessiva delle imprese, e riscontriamo un aumento dei costi del lavoro, ma nessun cambiamento complessivo del valore aggiunto né nel valore della produzione, come invece ci saremmo aspettati di osservare se si fosse trattata di una reale espansione delle imprese.

Infine, studiamo anche l'effetto che l'allargamento dell'UE ha avuto sui salari relativi di lavoratori EU07 e di quelli con cittadinanza italiana. Non osserviamo alcun impatto su questo fronte, ma riscontriamo un aumento della percentuale di lavoratori EU07 che hanno un contratto a tempo indeterminato. Il primo dato è probabilmente una conseguenza delle forti limitazioni nella determinazione dei salari da parte delle imprese, dettata dai vincoli della contrattazione nazionale. Il secondo, invece, del maggior potere contrattuale dei migranti divenuti cittadini europei, che si riflette quindi in una maggiore stabilità lavorativa.

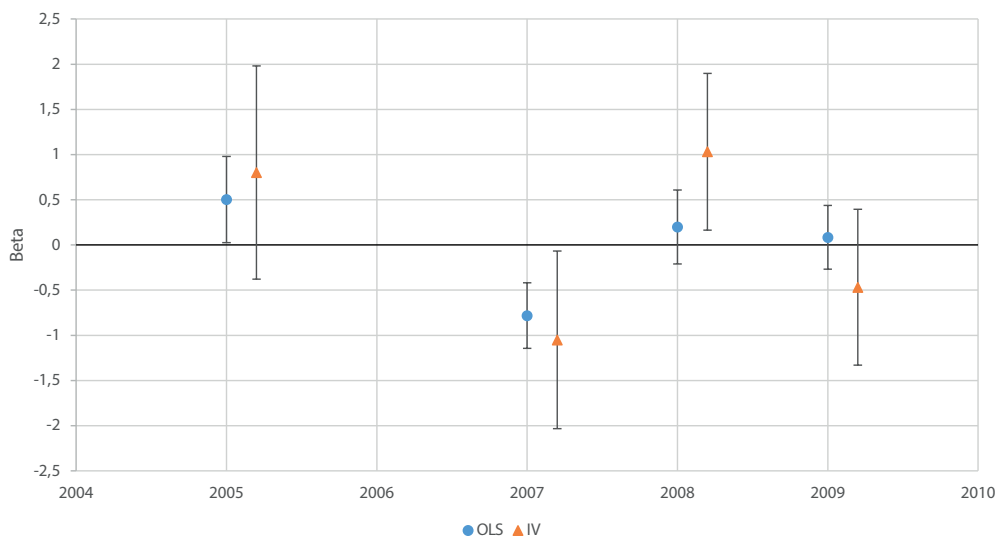
Nel complesso, i nostri risultati sottolineano come ridurre le barriere di accesso al mercato del lavoro dei lavoratori immigrati costituisca uno strumento importante per ridurre le dimensioni dell'economia informale e il rischio di abusi ed al tempo stesso favorire un miglioramento delle condizioni lavorative degli stessi lavoratori.

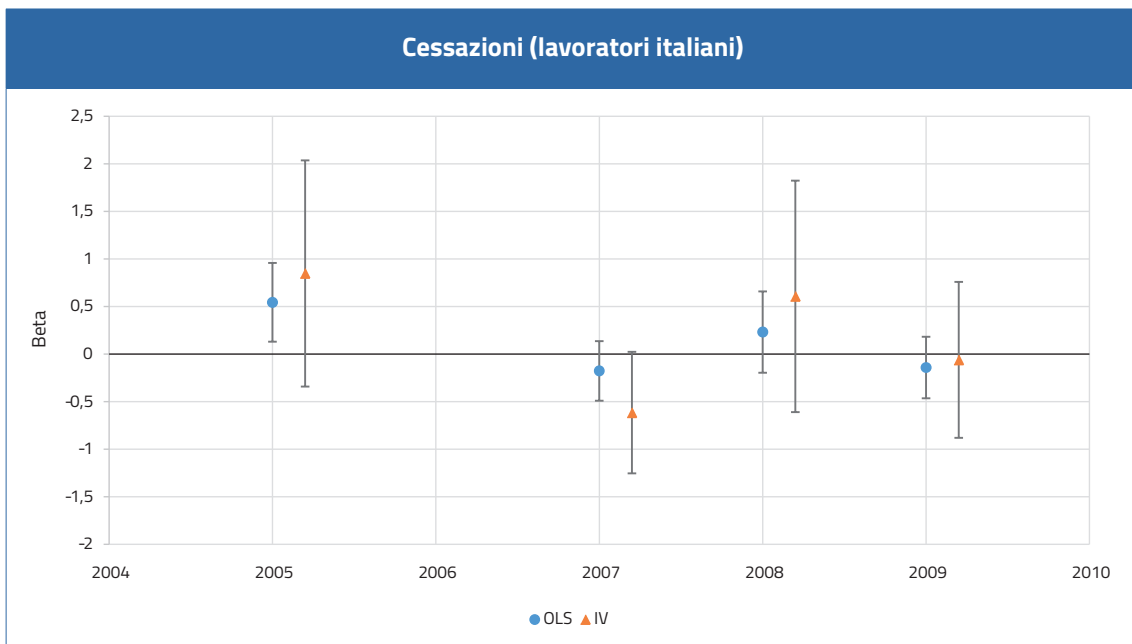
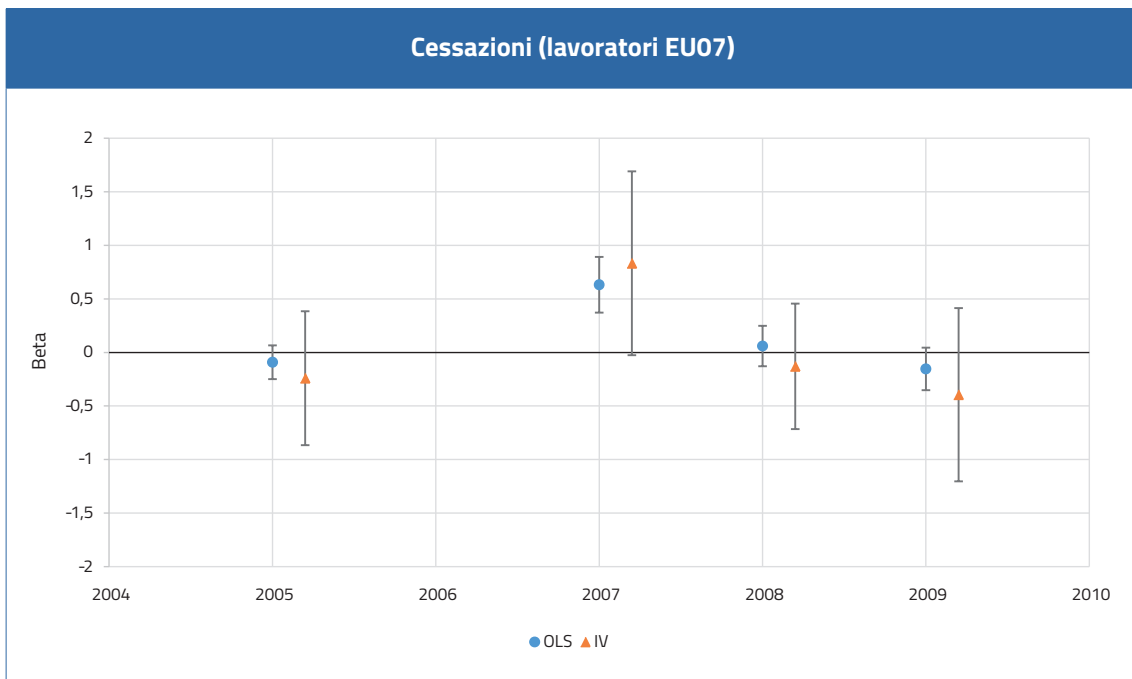


## Assunzioni (lavoratori EU07)



## Assunzioni (lavoratori italiani)





Nota esplicativa per le figure: Ciascuno dei coefficienti riportati nelle figure rappresenta il risultato della stima di una differenza nelle differenze sulle c.d. first differences delle variabili di interesse misurate a livello di impresa. Pertanto, ciascun coefficiente riflette l'effetto di un aumento di un punto percentuale nella percentuale di immigrati EU07 tra il 2006 e il 2007 nel mercato locale del lavoro dove una data impresa opera sulla differenza, tra l'anno  $t$  e l'anno  $t+1$  (per esempio, tra il 2006 e il 2007), per la variabile di interesse (per esempio, l'occupazione di lavoratori italiani rispetto al totale degli occupati dell'impresa) rispetto al cambiamento osservato per la stessa variabile tra l'anno 2005 e l'anno 2006. I coefficienti in blu riflettono le analisi che utilizzano il metodo OLS, mentre quelli arancioni riflettono le analisi che usano una variabile strumentale (il cambiamento tra il 2001 e il 2002 nella percentuale di immigrati EU07 nel mercato del lavoro).

## GLI EFFETTI ETEROGENEI DELLE RIFORME DEL MERCATO DEL LAVORO SULLA PRODUTTIVITÀ DEL SETTORE MANIFATTURIERO

Francesco Del Prato<sup>1</sup>, Paolo Zacchia<sup>2</sup>

La stagnazione del livello di produttività delle imprese italiane è comunemente ritenuta un sintomo, se non la causa prima, della lenta crescita dell'economia nazionale negli ultimi decenni. Anche per contrastare questa tendenza si sono succedute nel tempo diverse misure di politica economica, tra le quali spiccano riforme orientate a rendere il mercato del lavoro più flessibile. Queste ultime sono comunemente motivate sulla base del fatto che un mercato del lavoro più flessibile favorirebbe il dinamismo dell'economia e quindi la crescita della produttività delle imprese in virtù di minori vincoli ad assumere e a licenziare. Eppure, l'evidenza empirica a favore di questa ipotesi è limitata; paradossalmente, alcuni studi basati su dati aggregati di diversi paesi europei tra cui l'Italia hanno osservato una correlazione nulla o addirittura positiva tra il livello di rigidità del mercato del lavoro e la produttività [vedasi ad esempio Dew-Becker e Gordon (2008)].

Il nostro studio ha l'obiettivo di fornire una risposta empiricamente fondata alla domanda se a riforme del mercato del lavoro che vi introducono maggiore flessibilità corrisponda o meno anche una maggiore produttività delle imprese. In particolare, esaminiamo l'effetto del D.Lgs. n. 368/2001, il quale ha ampliato nel corso del tempo la possibilità per le imprese di ricorrere a contratti di lavoro temporaneo. Benché tale riforma sia già stata studiata da altri ricercatori, [vedasi ad esempio Daruich et al. (2023)]<sup>3</sup>,

<sup>1</sup> Francesco Del Prato (Paris School of Economics).

<sup>2</sup> Paolo Zacchia (CERGE-EI - Università Carolina di Praga e Accademia Ceca delle Scienze).

<sup>3</sup> In un precedente studio Visitinps, Daruich et al. (2023) esaminano l'effetto di questa riforma su indicatori quali l'occupazione, le retribuzioni complessive dei lavoratori, ed i profitti delle imprese, ma non la produttività totale dei fattori. Benché il nostro studio condivida un'impostazione metodologica analoga, esso ha obiettivi diversi.

il nostro studio si caratterizza per due principali elementi di novità. Il primo elemento è che esso esamina *effetti eterogenei* lungo la distribuzione di produttività delle imprese, ovvero che siano diversi tra quelle imprese che erano relativamente più produttive e quelle invece relativamente meno produttive prima dell'introduzione della riforma. Il secondo elemento è che la nostra analisi si concentra sul settore manifatturiero. Quest'ultimo è interessante non solo perché si tratta del macro-settore che tradizionalmente traina la crescita della produttività e dell'economia italiana (nonché quello più orientato alle esportazioni), ma anche perché per caratteristiche intrinseche fa un ricorso limitato ai contratti a termine: eppure la riforma ha comunque avuto un effetto anche nell'industria, in particolare attraverso una diminuzione delle retribuzioni complessive medie. La spiegazione va ricercata nel fatto che essa si è dispiegata attraverso la successiva copertura, graduale nel tempo, dei contratti collettivi nazionali di lavoro (CCNL) i principali tra i quali sono utilizzati tanto nella manifattura quanto nei servizi. Pertanto, attraverso il meccanismo della contrattazione collettiva, la riforma ha dispiegato i suoi effetti non solo nei servizi, ma anche *indirettamente* nel manifatturiero<sup>4</sup>.

La nostra analisi procede nel modo seguente. Appaiando i dati INPS con i dati di bilancio elaborati dal gruppo Cerved, stimiamo la produttività totale dei fattori (PTF) delle imprese manifatturiere. A tal fine utilizziamo principalmente il metodo di stima econometrica di Akerberg, Caves e Frazer (2015), benché i risultati siano analoghi nel caso in cui si utilizzino tecniche alternative<sup>5</sup>. Tali stime sono effettuate separatamente per ogni gruppo di imprese che condivide lo stesso codice ATECO a due cifre, e coprono l'intero arco temporale 1996-2017. Successivamente, raggruppiamo le imprese manifatturiere in quattro "quartili", ovvero gruppi che identificano la posizione relativa di ciascuna all'interno della distribuzione statistica empirica della PTF del proprio codice ATECO a due cifre. Ad esempio, "Q1" indica le imprese meno produttive mentre "Q4" quelle più produttive in relazione alle altre imprese del proprio settore. Poiché è necessaria una definizione di quartile che sia costante nel tempo, a ogni impresa assegniamo il quartile modale (il più frequente) tra quelli osservati negli anni precedenti l'attuazione della riforma: ovvero il 2001. In-

<sup>4</sup> Tale spiegazione è coerente col meccanismo, tipico della teoria economica, che vede una diminuzione del potere contrattuale dei lavoratori a seguito dell'ampliamento delle possibilità di ricorso dei contratti a termine. Nel nostro studio forniamo dati e analisi che corroborano questa interpretazione, la quale certamente è meritevole di un ulteriore e dedicato approfondimento.

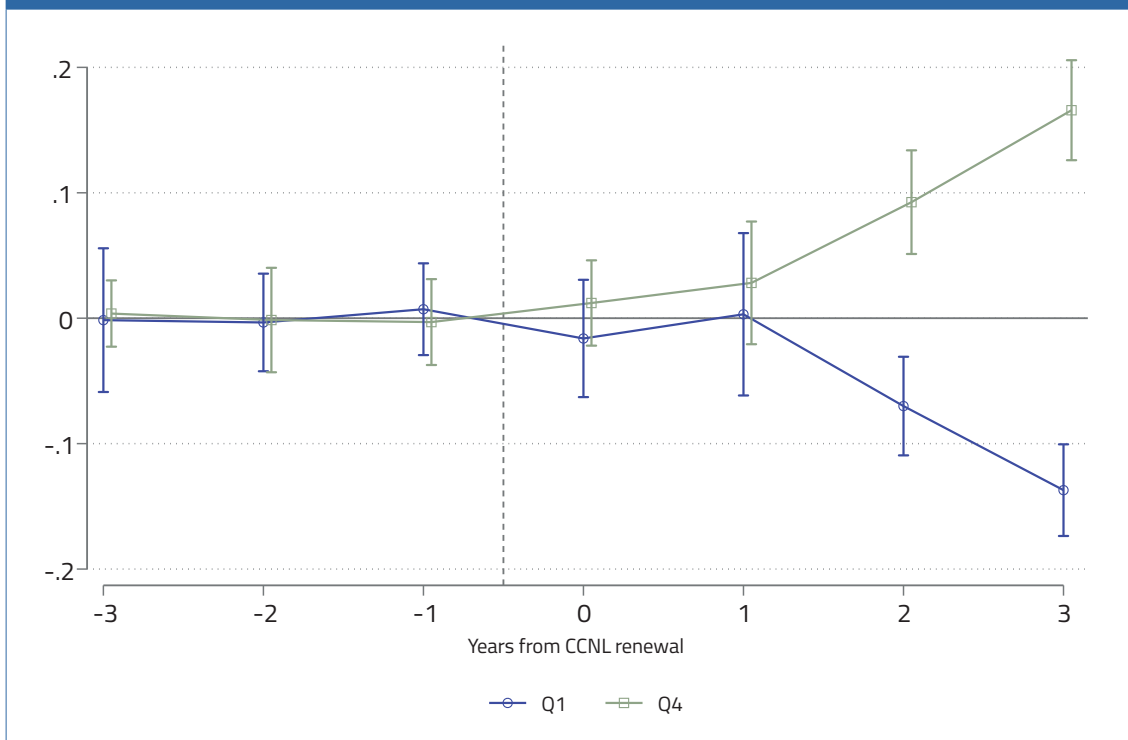
<sup>5</sup> Ad esempio, Levinsohn e Petrin (2003) oppure Gandhi, Navarro e Rivers (2020).



fine, a ogni impresa assegniamo anche un codice CCNL, ovvero il più diffuso tra i suoi dipendenti nell'anno 2001; ciò è giustificato dal fatto che, come documentiamo nel nostro studio, le imprese tendono ad applicare lo stesso CCNL alla stragrande maggioranza dei propri dipendenti, se non a tutti.

Grazie a queste elaborazioni ci è possibile stimare l'effetto *causale* della riforma sui vari gruppi o "quartili" utilizzando la metodologia statistica di Callaway e Sant'Anna (2001). Nello specifico tale metodo confronta le variazioni temporali della produttività delle imprese per le quali la riforma è già entrata in vigore (nel senso che essa è già stata implementata per il corrispondente CCNL) con il "gruppo di controllo" costituito da quelle imprese per le quali la riforma non è ancora intervenuta. I nostri risultati principali, ristretti ai gruppi "Q1" e "Q4" ai fini di una più agile visualizzazione, sono raffigurati nel Grafico 1. In sintesi, esso riporta che laddove la variazione temporale della PFT sia analoga tra i gruppi "trattamento" e quelli "controllo" prima della riforma, successivamente essa diverge: le imprese già meno produttive (Q1) subiscono una graduale diminuzione relativa della propria produttività (fino a circa -14% in media) mentre per le imprese già più produttive (Q4) si osserva un aumento fino a circa il 16% in media. I risultati per gli altri "quartili" Q2 e Q3 non sono statisticamente significativi; tecniche alternative quali la stima degli effetti sui singoli quartili della distribuzione complessiva della PTF [Callaway e Li (2019)] danno luogo a risultati analoghi.

Grafico 1 - Effetto causale del D.Lgs. n. 368/2001 sulla PTF nel manifatturiero, "Q1" e "Q4"

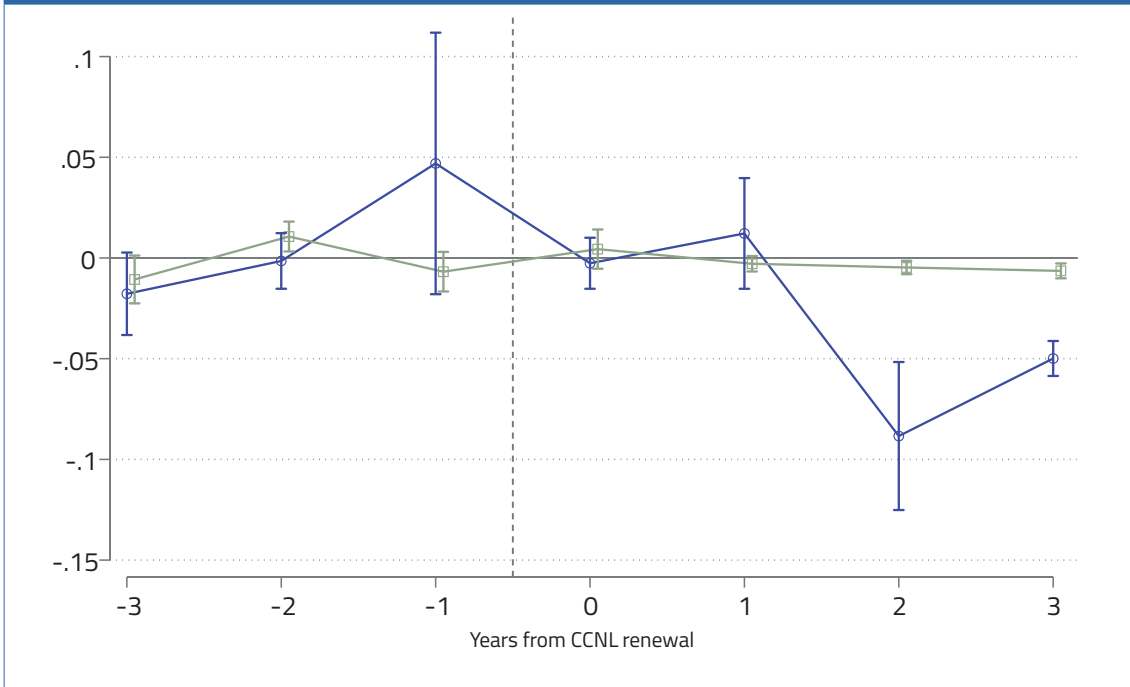


Fonte: elaborazione degli autori su dati INPS e Cerved

Nota: Asse delle ascisse: effetto causale rispetto a un dato anno relativo all'entrata in vigore della riforma (anno 0); ordinate: logaritmo della PTF. Metodo di stima: Callaway e Sant'Anna (2021), variante "di regressione" che include effetti fissi relativi al settore ATECO a due cifre e alla provincia amministrativa di appartenenza di ciascuna impresa.

Cosa può spiegare questa evidente divergenza? Nel nostro studio conduciamo una serie di ulteriori analisi mirate a verificare se l'evoluzione di determinati indicatori di impresa (come il rapporto tra capitale e lavoro, il costo medio del lavoro, e altri) differisca tra "Q1" e "Q4" così da permettere un'interpretazione. Nella maggior parte dei casi non appaiono variazioni di rilievo; l'eccezione è rappresentata nel Grafico 2: dopo la riforma il tasso di uscita delle imprese già meno produttive dal mercato diminuisce (osserviamo risultati analoghi per i tassi di entrata). Si può pertanto concludere che la riforma ha permesso a imprese poco produttive di sopravvivere con maggior facilità grazie a un minore costo del lavoro. Per quanto riguarda le imprese già più produttive è invece probabile che esse si siano avvantaggiate della riforma per poter ristrutturare la forza lavoro in modo da attrarre lavoratori più capaci o adeguati alle proprie esigenze. Tale interpretazione è meritevole di ulteriori approfondimenti statistici, che contiamo di condurre in una futura iterazione del nostro progetto.

**Grafico 2 - Effetto causale del D.Lgs. n. 368/2001 sui tassi di uscita delle imprese, "Q1" e "Q4"**



Fonte: elaborazione degli autori su dati INPS e Cerved

Nota: Asse delle ascisse: effetto causale rispetto a un dato anno relativo all'entrata in vigore della riforma (anno 0) Ordinate: tasso di uscite delle imprese manifatturiere. Metodo di stima: Callaway e Sant'Anna (2021).

## Riferimenti

- Akerberg D. A., Caves K., Frazer G. (2015), "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, vol. 83(6), pp. 2411-2451.
- Callaway B., Li T., (2019), "Quantile treatment effects in difference in differences models with panel data", *Quantitative Economics*, vol. 10(4), pp. 1579-1618.
- Callaway B., Sant'Anna P. H. (2021), "Difference-in-differences with multiple time periods", *Journal of Econometrics*, vol. 225(2), pp. 200-230.
- Dew-Becker I., Gordon R. (2008), "The Role of Labor Market Changes in the Slowdown of European Productivity Growth", *NBER Working Paper no. 13840*.

- Daruich D., Di Addario S., Saggio R. (2023), *"The effects of partial employment protection reforms: Evidence from Italy"*, *The Review of Economic Studies*, pubblicato online, in preparazione per la stampa.
- Gandhi A., Navarro S., Rivers D. (2020), *"On the Identification of Gross Output Production Functions"*, *Journal of Political Economy*, vol. 128(8), pp. 2973-3016.
- Levinsohn J., Petrin A. (2003), *"Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables"*, *The Review of Economic Studies*, vol. 70(2), pp. 317-341.

## L'IMPATTO DELLE ESTERNALIZZAZIONI SULLA CARRIERA DEI LAVORATORI

Martino Kuntze<sup>1</sup>, Raffaele Saggio<sup>2</sup>

Le esternalizzazioni di personale (*"outsourcing"*) rivestono un ruolo cruciale nel funzionamento del mercato del lavoro odierno in molte economie, inclusa l'Italia (ISFOL, 2012)<sup>3</sup>. Una pratica importante a disposizione delle imprese intente ad esternalizzare è il trasferimento di ramo di azienda, disciplinata con il D.Lgs. n. 276/2003. Questa procedura rende possibile per le imprese trasferire ad un'altra impresa (italiana) una parte dei propri dipendenti. Un esempio è un'impresa che decide di cedere la parte di personale dedicata alle pulizie ad una impresa terza specializzata in servizi di pulizie.

Nonostante l'importanza che i processi di *outsourcing* rivestono sia per le imprese che per i lavoratori coinvolti, l'evidenza empirica sulle conseguenze di questi processi rimane limitata. Tale lacuna empirica è dovuta principalmente alla difficoltà nell'identificare nei dati gli spostamenti di lavoratori da un'impresa ad un'altra dovuti ad una esternalizzazione. Di recente, Goldschmidt e Schmieder (2017)<sup>4</sup> hanno proposto una nuova metodologia che permette di identificare tali eventi partendo da dati amministrativi. Questa metodologia assume tuttavia che i lavoratori esternalizzati restino impiegati anche nel lavoro appaltato/esternalizzato. Una tale assunzione può rivelarsi particolarmente problematica, specialmente se calata nel contesto italiano

<sup>1</sup> Martino Kuntze (Banca d'Italia).

<sup>2</sup> Raffaele Saggio (University of British Columbia).

<sup>3</sup> ISFOL (2012), "Il fenomeno delle esternalizzazioni in Italia: indagine sull'impatto dell'outsourcing sull'organizzazione aziendale, sulle relazioni industriali e sulle condizioni di tutela dei lavoratori", I libri del fondo sociale europeo.

<sup>4</sup> Goldschmidt, Deborah, e Johannes F. Schmieder (2017), "The rise of domestic outsourcing and the evolution of the German wage structure." *The Quarterly Journal of Economics* 132.3 (2017): 1165-1217.

dove molti sindacati denunciano utilizzi impropri del trasferimento di ramo d'azienda quale pratica il cui fine ultimo sarebbe quello di licenziare i lavoratori (Cassazione civile, sez. lav., 16/03/2015, n. 5173)<sup>5</sup>.

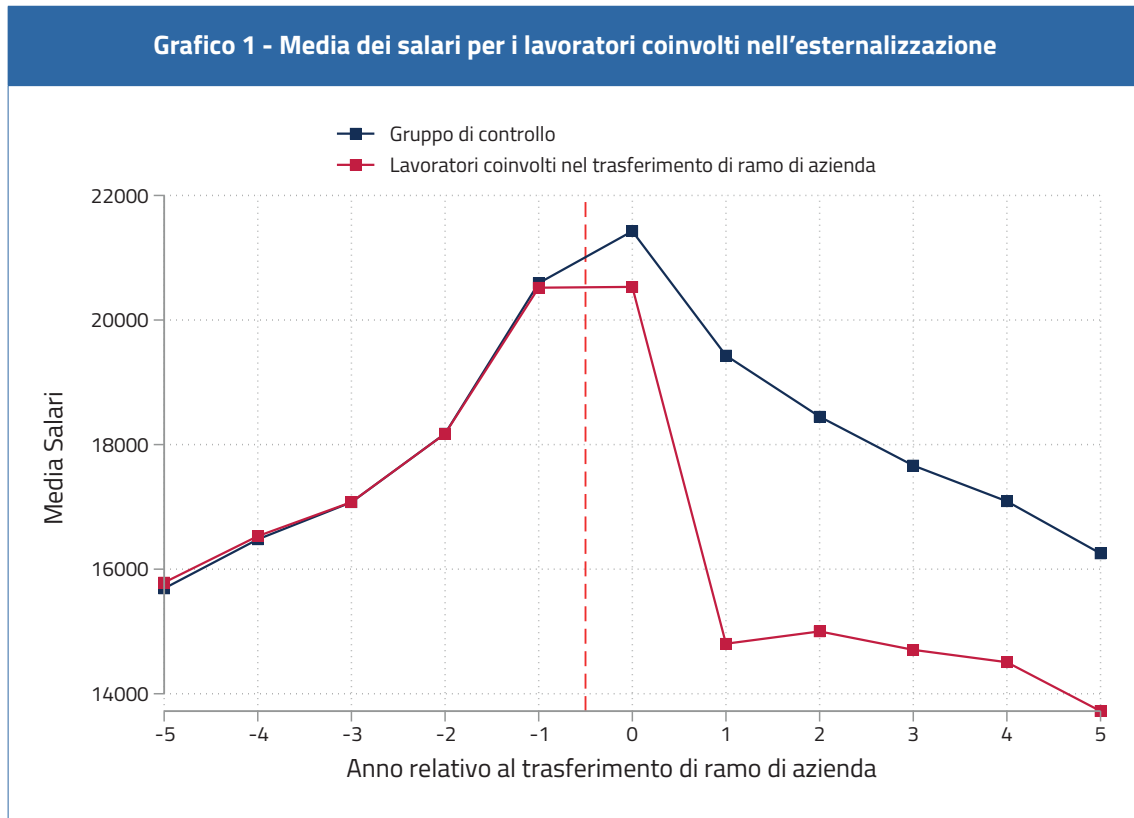
Questo progetto si pone l'obiettivo di stimare gli effetti sui lavoratori coinvolti in un trasferimento di ramo di azienda. L'analisi ruota intorno all'informazione, riportata all'interno del sistema UNIEMENS, sul motivo di cessazione di un rapporto di lavoro. Tra i possibili motivi indicabili dai datori di lavoro troviamo l'opzione "*trasferimento di ramo di azienda*". Questo dato amministrativo ci permette quindi di osservare, direttamente, quali sono le imprese e i lavoratori coinvolti nell'esternalizzazione, senza dover necessariamente assumere che tali lavoratori rimangano impiegati nell'impresa appaltatrice - come invece fatto nella letteratura basata sulla sopracitata metodologia di Goldschmidt e Schmieder (2017).

L'analisi studia l'evoluzione della carriera dei lavoratori coinvolti in processi di esternalizzazione mediante la pratica di trasferimento di ramo d'azienda avvenuti tra il 2005 e il 2018. Questi lavoratori hanno in media quarant'anni al momento del trasferimento e guadagnano all'incirca 21.000 euro. La maggior parte degli eventi studiati riguarda lavoratori occupati in settori quali la grande distribuzione alimentare e coinvolti in lavori di *routine* (ad es. riempiture di scaffali). Tuttavia, una parte rilevante degli eventi nella nostra analisi riguarda anche individui impiegati in lavori quali consulente informatico, sviluppatore *software*, etc..

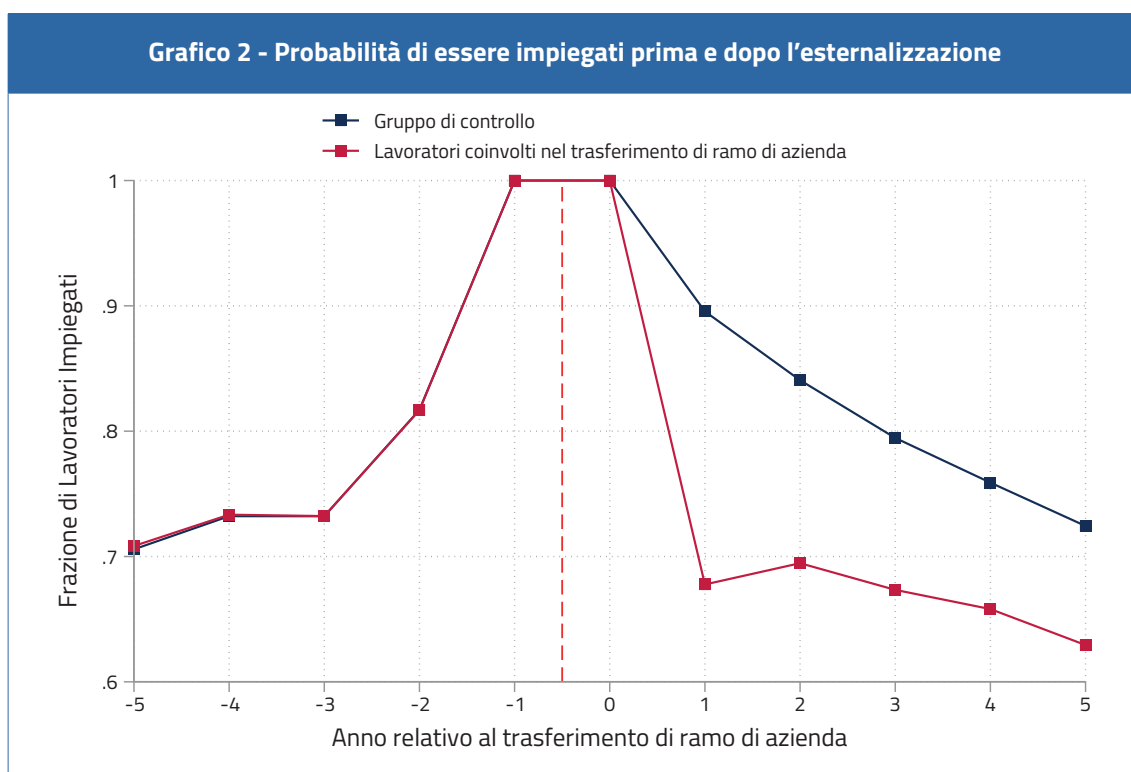
L'evidenza empirica restituisce un messaggio abbastanza chiaro sull'impatto medio che i trasferimenti di ramo d'azienda hanno sui lavoratori. Il Grafico 1 mostra la media dei salari per i lavoratori coinvolti nell'esternalizzazione (linea blu). La linea rossa mostra la media dei salari per un gruppo di controllo con caratteristiche simili ai lavoratori esternalizzati. Il Grafico mostra come le dinamiche salariali tra i due gruppi sono pressoché identiche fino al momento dell'esternalizzazione. Una volta avvenuto il trasferimento di ramo d'azienda, i lavoratori esternalizzati subiscono, rispetto al gruppo di controllo, una riduzione nel proprio salario di circa 5.000 euro (pari quindi a circa il 24% della media salariale per questi lavoratori osservata nell'anno antecedente l'esternalizzazione). Questa divergenza nei salari tra lavoratori esternalizzati e gruppo

<sup>5</sup> Cassazione civile, sez. lav., 16/03/2015, n. 5173.

di controllo si restringe negli anni successivi ma rimane comunque significativa anche cinque anni dopo il trasferimento di ramo di azienda.



Come si spiega questa riduzione del salario? È possibile dare una prima risposta a questa domanda considerando la probabilità di essere impiegati prima e dopo l'esternalizzazione. Come si vede dal Grafico 2, la probabilità di rimanere impiegati diminuisce nettamente per i lavoratori esternalizzati: un anno dopo il trasferimento circa il 30% di loro non ha più un lavoro. Sarebbe quindi che una parte consistente di lavoratori esternalizzati lavorino solamente per un brevissimo periodo per l'impresa appaltatrice per poi rimanere senza impiego già a partire dall'anno successivo. Molte di queste imprese appaltatrici sembrano essere nuove imprese create esattamente nell'anno in cui avviene il trasferimento di ramo di azienda. Inoltre, un numero consistente di queste imprese appaltatrici tende a non rinnovare contratti di lavoro temporanei e al tempo stesso molti lavoratori sembrano rassegnare le dimissioni una volta impiegati presso tali datori di lavoro.



Nonostante gli effetti di un trasferimento di ramo d'azienda per i lavoratori siano, in media, negativi, è importante comunque notare come questi si differenziano abbastanza sulle basi di alcune caratteristiche chiave come il settore di lavoro dell'impresa che effettua il trasferimento di ramo di azienda o il tipo di mansione svolta dal lavoratore esternalizzato. Ad esempio, gli effetti sui salari sono particolarmente negativi per i lavoratori esternalizzati da una impresa appartenente al settore della ristorazione. Invece, gli effetti sono positivi per i lavoratori che svolgono occupazioni quali lo sviluppo di *softwares*. L'analisi condotta suggerisce quindi che una frazione consistente dei trasferimenti di ramo di azienda conducano alla disoccupazione dei lavoratori coinvolti. Tutto questo avviene nonostante il licenziamento a seguito di un trasferimento di ramo d'azienda sia, tecnicamente, una violazione della normativa corrente. Un lavoro accurato di monitoraggio di queste pratiche, che faccia leva sui dati amministrativi contenuti all'interno di Visitinps, può sicuramente rappresentare un primo passo utile per verificare il corretto uso di pratiche quali il trasferimento di ramo di azienda o altri tipi di esternalizzazioni presenti nel mercato del lavoro italiano.



## Riferimenti

- Cassazione civile, sez. lav., 16/03/2015, n. 5173.
- ISFOL (2012), *“Il fenomeno delle esternalizzazioni in Italia: indagine sull’impatto dell’outsourcing sull’organizzazione aziendale, sulle relazioni industriali e sulle condizioni di tutela dei lavoratori”*, I libri del fondo sociale europeo.
- Goldschmidt D., Schmieder J. F. (2017), *“The rise of domestic outsourcing and the evolution of the German wage structure”*, *The Quarterly Journal of Economics* 132.3 (2017), 1165-1217.

# PRECARIETÀ E DISUGUAGLIANZA SOCIALE

## I TRASFERIMENTI DI DENARO COME STRUMENTO DI LOTTA ALLA POVERTÀ

Ainoa Aparicio Fenoll<sup>1</sup>, Roberto Quaranta<sup>2</sup>

Dalle evidenze di numerosi studi<sup>3</sup> emerge che i programmi di sostegno finanziario a favore delle persone in difficoltà economica hanno un impatto positivo nella riduzione della povertà e nell'aumento della disponibilità di risorse per la spesa, migliorando così i livelli di consumo e il potere d'acquisto. Nonostante questi vantaggi comprovati, viene spesso sollevata da parte dei responsabili politici e dell'opinione pubblica la preoccupazione che i programmi di trasferimento comportino invece una riduzione della partecipazione al lavoro da parte di coloro che ne beneficiano.

Da un lato, i programmi di trasferimento di denaro possono ridurre gli incentivi al lavoro: gli individui possono uscire dalla forza lavoro (o lavorare solo nel settore irregolare) per conservare i sussidi o decidere di non lavorare semplicemente per effet-

---

<sup>1</sup> Ainoa Aparicio Fenoll (Università degli Studi di Torino).

<sup>2</sup> Roberto Quaranta (Collegio Carlo Alberto).

<sup>3</sup> Per un approfondimento della letteratura si rimanda ai seguenti lavori: 1. Attanasio, Orazio, Battistin, Erich, Fitzsimons, Elma, Vera-Hernandez, Marcos (2005), *How effective are conditional cash transfers? Evidence from Colombia*, Londra, UK, IFS Briefing Notes BN54, Institute for Fiscal Studies. 2. Del Boca, Daniela, Pronzato, Chiara, Sorrenti, Giuseppe (2021), *Conditional cash transfer programs and household labor supply*, *European Economic Review*, 136, 103755. 3. Fiszbein, Ariel, Schady, Norbert (2009), *Conditional cash transfers: reducing present and future poverty*, World Bank Publications. 4. Gertler, Paul (2000), *Final Report, The impact of PROGRESA on health*, Washington, DC, International Food Policy Research Institute, n. 35. 5. Gertler, Paul (2004), *Do conditional cash transfers improve child health? Evidence from PROGRESA's control randomized experiment*, *American Economic Review*, 94(2), 336-341. 6. Glewwe, Paul, Olinto, Pedro (2004), *Evaluating the impact of conditional cash transfers on schooling: An experimental analysis of Honduras PRAF program*, University of Minnesota, Unpublished manuscript. 7. Maluccio, John, Flores, Rafael (2005), *Impact evaluation of a conditional cash transfer program: The Nicaraguan Red de Protección Social*, Research reports 141, International Food Policy Research Institute (IFPRI). 8. Schultz, T. Paul et AL. (2004), *School subsidies for the poor: evaluating the Mexican Progresa poverty program*, *Journal of Development Economics*, 74(1), 199-250.

to del reddito percepito col trasferimento<sup>4</sup>. D'altro canto, questi programmi possono incidere positivamente sull'occupazione se i beneficiari cercano lavoro in modo più efficiente, ovvero se sono in grado di concentrarsi meglio sulla ricerca di lavoro e di dedicare più tempo ed energie alla formazione professionale, alla creazione di una rete di contatti o all'acquisizione di competenze, grazie al supporto finanziario ricevuto. In questo modo, i programmi di sostegno finanziario potrebbero incentivare i beneficiari a migliorare le proprie abilità e opportunità di impiego, aumentando così le prospettive di occupazione e di benessere economico nel lungo termine. In questo senso, condizionare i trasferimenti di denaro alla partecipazione a corsi di formazione per il reimpiego può consentire ai beneficiari di sfruttare le opportunità di ricerca di lavoro offerte dalle competenze maturate.

Dato che le previsioni teoriche vanno in direzioni contrastanti, abbiamo bisogno di un'analisi empirica per stimare l'impatto dei programmi di trasferimento di denaro sui risultati del mercato del lavoro.

Uscire dalla trappola della povertà significa che gli individui raggiungono la capacità di generare un reddito sufficiente per sostenere sé stessi una volta usciti dal programma, senza dover dipendere da altre forme di sostegno sociale o dalla beneficenza. Inoltre, la vera stabilità economica è possibile solo se gli individui partecipano all'economia regolare, che garantisce la tutela contro la disoccupazione, i contributi pensionistici, l'assicurazione contro gli infortuni sul lavoro e altre provvidenze.

Nel presente documento vengono sinteticamente riportati i risultati di uno studio<sup>5</sup> che ha valutato gli effetti immediati e nel tempo dei trasferimenti di denaro sul reddito da lavoro guadagnato nel mercato del lavoro regolare. Il lavoro si focalizza sul programma denominato "Accoglienza Orientamento Sostegno (AOS)", finanziato dalla Compagnia di San Paolo, una delle fondazioni bancarie più rilevanti in Italia. Questo programma è in essere da oltre dieci anni e presenta una serie di caratteristiche che lo rendono estremamente interessante ai fini della domanda di interesse, che qui elenchiamo:

<sup>4</sup> Se una persona riceve sussidi sufficienti per soddisfare le sue esigenze di base, potrebbe decidere di non lavorare affatto, poiché il lavoro potrebbe comportare costi (ad esempio, trasporti, abbigliamento) che superano i vantaggi monetari del lavoro stesso.

<sup>5</sup> Per maggiori dettagli si rimanda a Aparicio Fenoll, Ainoa, Quaranta, Roberto (2023), *How to Best Fight Poverty: The Uneven Ex-Post Effects of Conditional and Unconditional Cash Transfers on Labor Earnings*, Roma, *WorkInps Papers* n. 61.

- **Contesto benestante.** Il programma di *cash transfer* è attuato a Torino, una delle città più ricche d'Italia. L'attenzione su un contesto mediamente benestante si discosta in modo significativo dalla maggior parte degli studi precedenti che considerano paesi in via di sviluppo.
- **Popolazione bisognosa.** Il programma di trasferimento di denaro si rivolge alle famiglie povere. Le famiglie devono avere un reddito annuo inferiore a una certa soglia (circa 6.000 - 7.000 euro a seconda degli anni) Questa soglia rappresenta circa il 30% in meno dello stipendio medio calcolato dal Ministero dell'Economia e delle Finanze (19.500 euro nel 2016). La famiglia deve essere composta da almeno un bambino di età compresa tra 0 e 6 anni.
- **Programma a tempo determinato.** Il trasferimento in denaro ha una durata di due anni. Questo limite temporale ci permette di valutare l'impatto del *cash transfer* al momento del ricevimento e negli anni successivi.
- **Studio di *controllo randomizzato***<sup>6</sup>. Nell'anno 2016, le famiglie idonee a partecipare al Programma AOS sono state assegnate a tre gruppi in modo casuale: un primo gruppo che non ha ricevuto alcun trasferimento, un secondo gruppo che ha ricevuto trasferimenti di denaro incondizionati (UCT) e un terzo gruppo che ha ricevuto trasferimenti di denaro condizionati alla frequenza di alcuni corsi di ricerca di lavoro (CCT). Ogni gruppo era formato da 500 famiglie. I dati si prestano quindi per effettuare uno studio *randomizzato*, un metodo utilizzato nella ricerca scientifica per ridurre al minimo gli effetti di fattori non controllabili<sup>7</sup> e per verificare l'efficacia di un intervento.

<sup>6</sup> In questo tipo di studio, si fa una sorta di "sorteggio" per assegnare le famiglie a diversi gruppi di trattamento. Questo permette di capire se un intervento o una terapia funziona o meno.

<sup>7</sup> I fattori non controllabili includono fattori come la motivazione o le abilità dei partecipanti, le differenze nella disponibilità di opportunità di lavoro, le differenze nella qualità dell'istruzione o nell'accesso ai servizi pubblici, tra gli altri. La suddivisione delle famiglie nei tre gruppi in modo casuale aiuta a ridurre al minimo gli effetti di queste variabili non controllate.

Tabella 1 - Caratteristiche delle famiglie analizzate		
Adulti	Donne	1.588
	Uomini	1.219
	Italiani	488
	Stranieri	2.319
Occupati	Uomini	464
	Donne	262
Disoccupati	Uomini	755
	Donne	1.326

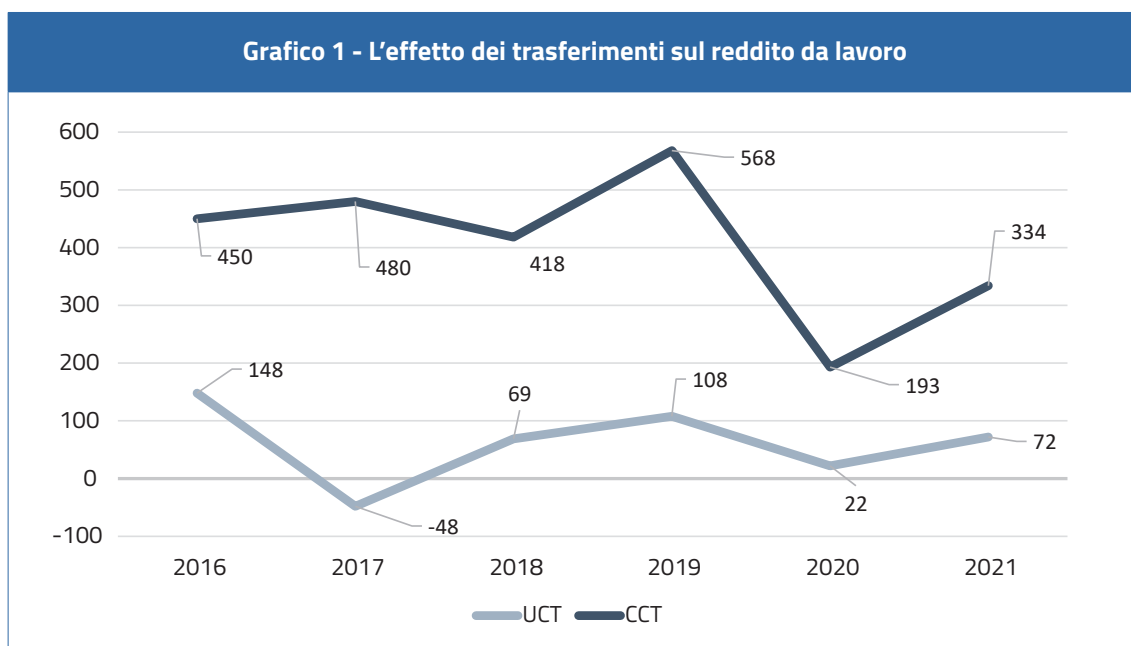
Per stimare l'effetto del programma di trasferimento di denaro (UCT e CCT) sul reddito da lavoro delle famiglie partecipanti, è stato utilizzato un modello di regressione che cerca di identificare la relazione tra il gruppo di appartenenza (UCT o CCT) e il reddito da lavoro annuale della famiglia. In particolare, si tiene conto delle variabili che possono influenzare il reddito da lavoro, come il genere, l'età, lo *status* di immigrato, il numero di membri della famiglia, il numero di bambini e il numero di persone disabili nella famiglia. In sostanza, si confrontano le storie lavorative dei membri delle famiglie che hanno partecipato ai programmi di trasferimento di denaro con quelle di un gruppo di controllo che non ha ricevuto i trasferimenti. In questo modo, è possibile isolare l'effetto dei trasferimenti di denaro sul reddito da lavoro delle famiglie.

Per ottenere le informazioni necessarie, sono state integrate due fonti: le informazioni raccolte dal Programma AOS e i dati previdenziali dell'INPS. L'abbinamento di queste due fonti ha permesso di ricostruire in modo dettagliato l'intera storia lavorativa di ogni membro del nucleo familiare beneficiario del programma, includendo informazioni quali l'occupazione, il tipo di contratto, la retribuzione e le prestazioni assistenziali ricevute.

A differenza degli studi precedenti, questa ricerca rappresenta la prima analisi che considera i risultati a lungo termine dei programmi UCT e CCT. I risultati evidenziano un impatto significativo e positivo dei trasferimenti di denaro condizionati sul reddito da lavoro percepito dalle famiglie, sia durante la partecipazione al programma sia nei due anni successivi. È importante notare che l'effetto positivo sul reddito da lavoro

tende a intensificarsi nel corso del tempo, raggiungendo il valore più elevato nel 2019 (Grafico 1). Purtroppo, a causa dell'impatto della pandemia di Covid, non è stato possibile valutare gli effetti oltre i due anni, poiché la crisi sanitaria ha influito sui mercati del lavoro rendendo le stime imprecise. L'effetto maggiore si trova sugli uomini anziché sulle donne. Non è stato invece trovato alcun effetto per i trasferimenti di denaro non condizionati all'obbligo di formazione. Per entrambi i tipi di trasferimento, UCT e CCT, si è osservato una minore richiesta di prestazione sociali da parte delle famiglie.

In conclusione, i programmi di trasferimento di denaro condizionati alla partecipazione a programmi di formazione e ricerca di lavoro hanno dimostrato di essere efficaci nel consentire alle famiglie in difficoltà economiche di uscire dalla povertà in un contesto abbiente. Tuttavia, la ricerca non ha esaminato se la formazione per il reimpiego da sola, senza la condizionalità dei trasferimenti di denaro, sarebbe altrettanto efficace. Questo rimane un tema per la ricerca futura da approfondire.



## DIVARIO DI GENERE NELL'ACCESSO AL LAVORO A TEMPO INDETERMINATO: DISCRIMINAZIONE STATISTICA?

Ylenia Brilli<sup>1</sup>, Bernardo Fanfani<sup>2</sup>, Daniela Piazzalunga<sup>3</sup>

L'Italia è uno dei paesi europei con il più alto tasso di contratti a tempo determinato, soprattutto tra i lavoratori giovani: secondo i dati ISTAT, nel 2019 oltre il 29% dei lavoratori di 25-34 anni aveva un contratto a termine, quasi 10 punti percentuali in più della media europea, e 12 punti percentuali in più rispetto alla media della popolazione. Inoltre, in questa fascia di età la differenza di genere è marcata: i contratti a termine rappresentano il 27% dei contratti tra gli uomini e oltre il 31,5% tra le donne. Considerata l'importanza che questa fascia di età ha per le scelte di fecondità, e il fatto che il tasso di fecondità in Italia è tra i più bassi d'Europa, è fondamentale indagare se la diffusione dei contratti a termine abbia possibili effetti sulla fecondità, e se i due aspetti interagiscano tra loro - ovvero se l'eventualità di una nascita riduca l'accesso ad un contratto a tempo indeterminato.

Utilizzando i microdati INPS per il periodo 2005-2017 e concentrando l'analisi sui lavoratori dipendenti di 18-45 anni, si può notare come le donne siano sistematicamente più rappresentate tra i lavoratori con contratti a tempo determinato. A parità di caratteristiche osservabili (età, *status* migratorio, contratto *part time*, settore, occupazione, sistema locale del lavoro e anno), le donne hanno una probabilità di avere un contratto a tempo indeterminato inferiore agli uomini di 1.4 punti percentuali (Tabella 1)<sup>4</sup>. Questi risultati documentano quindi un ulteriore divario di genere - oltre alle ben più discus-

<sup>1</sup> Ylenia Brilli (Università Ca' Foscari Venezia).

<sup>2</sup> Bernardo Fanfani (Università degli studi di Torino).

<sup>3</sup> Daniela Piazzalunga (Università degli Studi di Trento).

<sup>4</sup> La stessa differenza si osserva se tra i controlli si inseriscono anche gli effetti fissi a livello di anno\*regione\*settore.

se differenze nella probabilità di lavorare e nel salario [Olivetti e Petrongolo (2016)<sup>5</sup>; Redmond e McGuinness (2019)<sup>6</sup>; Piazzalunga e Di Tommaso (2019)<sup>7</sup>] - divario che persiste anche controllando per la possibile segmentazione di uomini e donne in settori diversi.

**Tabella 1 - Il divario di genere nei contratti a tempo indeterminato, età 18-45, 2005-2017**

Variabile dipendente	Indicatore tempo indeterminato	
	(1)	(2)
Variabili indipendenti		
Donna	-0,014*** (0,000)	-0,014*** (0,000)
Part-time	-0,015*** (0,000)	-0,016*** (0,000)
Straniero/a	0,000 (0,000)	0,002*** (0,000)
Polinomio età	✓	✓
Effetti fissi occupazione	✓	✓
Effetti fissi settore	✓	✓
Effetti fissi sistema loc. lavoro	✓	✓
Effetti fissi anno	✓	
Effetti fissi anno*regione*settore		✓
Adj. R2	0,364	0,367
Osservazioni	124,210 milioni	124,210 milioni

Fonte: dati INPS

Note: Errori standard robusti tra parentesi. \*\*\*  $p < 0.01$ .

Successivamente mostriamo come per le donne la precarietà lavorativa associata ai contratti a termine riduca la fecondità. Poiché le scelte di fecondità ed il tipo di contratto possono essere contemporaneamente determinati da fattori non osservabili, l'analisi utilizza un approccio a variabili strumentali di tipo *shift-share* (o *Bartik instrument*), che sfrutta la variazione nei contratti permanenti indotta dalla domanda, invece

<sup>5</sup> Olivetti, C., & Petrongolo, B. (2016). *The evolution of gender gaps in industrialized countries*. *Annual Review of Economics*, 8, 405-434.

<sup>6</sup> Redmond, P., & McGuinness, S. (2019). *The gender wage gap in Europe: Job preferences, gender convergence and distributional effects*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(3), 564-587.

<sup>7</sup> Piazzalunga D., Di Tommaso, M. L. (2019) *The Increase of the Gender Wage Gap in Italy during the 2008-2012 Economic Crisis*. *Journal of Economic Inequality*, 17(2), 171-193.



che dall'offerta di lavoro a tempo indeterminato. La variabile strumentale è costituita dall'interazione tra le differenze iniziali nel ricorso ai contratti a tempo indeterminato nei diversi settori e sistemi locali del lavoro (*share*), che ne determinano l'esogeneità, ed il *trend* nazionale dell'utilizzo di contratti a tempo indeterminato (*shift*). Formalmente, si tratta del prodotto tra la quota di lavoratori (maschi) a tempo indeterminato nel settore  $s$ , nel sistema locale del lavoro  $p$ , nell'anno base (2005) (*share*) e il numero di uomini occupati a tempo indeterminato in Italia nel sistema locale del lavoro  $p$ , anno  $t$ , escludendo il proprio settore  $s$  (*shift*). Le stime mostrano che avere un contratto a tempo indeterminato aumenta la probabilità di avere un figlio di 2-3 punti percentuali (Tabella 2). Tali risultati confermano quanto documentato in letteratura: l'incertezza e l'instabilità lavorativa riducono la probabilità di avere un figlio [Aldreotti et al. (2021)<sup>8</sup>, De Paola et al. (2021)<sup>9</sup>].

Tabella 2 - Effetto di un contratto a tempo indeterminato sulla fecondità delle donne, età 18-45, 2006-2017		
Variabile dipendente	Fecondità dopo due anni	
Variabili indipendenti	OLS	IV
Tempo indeterminato	0,019*** (0,002)	0,033*** (0,002)
Ln salario	0,003*** (0,001)	0,002*** (0,000)
Part-time	-0,006*** (0,001)	-0,006*** (0,000)
Straniero/a	0,001 (0,002)	0,001*** (0,000)
Polinomio età	✓	✓
Effetti fissi occupazione	✓	✓
Effetti fissi SLL * settore	✓	✓
Effetti fissi anno	✓	✓
Osservazioni	37,837 milioni	37,753 milioni
Fonte: dati INPS		

Note: Errori standard robusti tra parentesi. \*\*\*  $p < 0.01$ . SLL: sistema locale del lavoro.

<sup>8</sup> Alderotti, G., Vignoli, D., Baccini, M., & Matysiak, A. (2021). Employment instability and fertility in Europe: A meta-analysis. *Demography*, 58 (3), 871-900.

<sup>9</sup> De Paola, M., Nisticò, R., & Scoppa, V. (2021). Employment protection and fertility decisions: The unintended consequences of the Italian Jobs Act. *Economic Policy*, 36 (108), 735-773.

Infine, indaghiamo se esista una penalità indiretta associata alla maternità nell'accesso ai contratti a tempo indeterminato. Per farlo, in primo luogo stimiamo l'effetto di avere un contratto a tempo indeterminato rispetto ad uno a tempo determinato sulla probabilità di avere un figlio, per ogni tipo di lavoro (*job cell*) determinato dall'interazione tra settore, sistema locale del lavoro e occupazione, a parità di altre caratteristiche. Tale effetto indica la differenza condizionata nella fecondità tra contratti a tempo determinato e indeterminato, per ogni *job-cell*. I coefficienti stimati possono essere considerati un indice della rilevanza della stabilità lavorativa per la probabilità di avere un figlio (*job-stability-relevance index*). In secondo luogo, inseriamo tale indice nel modello sulle determinanti dei contratti a tempo indeterminato, anche interagito con la variabile dicotomica *Donna*.

Si evidenziano tre risultati di particolare rilievo (Tabella 3). Innanzitutto, anche controllando per il *job-stability-relevance index*, la penalità nei contratti permanenti per le donne è invariata (1.4 punti percentuali). In secondo luogo, nei lavori dove la stabilità lavorativa è una determinante più importante delle decisioni di fecondità, sia gli uomini sia le donne hanno una minor probabilità di avere un contratto a tempo indeterminato (-0.2 punti percentuali per ogni deviazione *standard* nella differenza condizionata di fecondità). Infine, in quegli stessi lavori le donne soffrono una penalità aggiuntiva rispetto agli uomini (-0.26 punti percentuali, ovvero il 30% della penalità di essere una donna). Quest'ultimo risultato è coerente con un modello di discriminazione statistica: in quei lavori dove in media la probabilità di fare un figlio è influenzata maggiormente dal tipo di contratto, i datori di lavoro sono meno propensi ad assumere le donne con un contratto a tempo indeterminato. Inoltre, l'effetto è più forte nelle imprese con più di 15 dipendenti, soggette ad una regolamentazione più stringente per i contratti a tempo indeterminato.

Si può concludere che da un lato aumentare le opportunità di accesso a contratti a tempo indeterminato per le donne avrebbe effetti positivi sulla fecondità. D'altro canto, ridurre la percezione delle imprese dei costi della maternità, per esempio tramite misure come l'introduzione di congedi di paternità obbligatori e più generosi di quelli attuali, potrebbe ridurre la discriminazione statistica.

Tabella 3 - Effetto indiretto della maternità sulla probabilità di avere un contratto a tempo indeterminato, età 18-45, 2006-2017	
Variabile dipendente	Tempo indeterminato
Variabili indipendenti	
Donna	-0,014*** (0,000)
Indice rilevanza stabilità lavorativa	-0,071*** (0,001)
Donna * Indice rilevanza stabilità lavorativa	-0,086*** (0,003)
Part-time	-0,014*** (0,000)
Straniero/a	0,003*** (0,000)
Polinomio età	✓
Effetti fissi occupazione	✓
Effetti fissi settore	✓
Effetti fissi sistema locale lavoro	✓
Effetti fissi anno * regione * settore	✓
St. dev. indice rilevanza stabilità lavorativa	0,029
Adj. R2	0,371
Osservazioni	116,170 milioni
Fonte: dati INPS	

Note: Errori standard robusti tra parentesi. \*\*\*  $p < 0.01$ .

## Riferimenti

- Olivetti C., Petrongolo B. (2016), *"The evolution of gender gaps in industrialized countries"*, *Annual Review of Economics*, 8, 405-434.
- Redmond P., McGuinness S. (2019), *"The gender wage gap in Europe: Job preferences, gender convergence and distributional effects"*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(3), 564-587.
- Piazzalunga D., Di Tommaso M. L. (2019), *"The Increase of the Gender Wage Gap in Italy during the 2008-2012 Economic Crisis"*, *Journal of Economic Inequality*, 17(2), 171-193.
- Alderotti G., Vignoli D., Baccini M., Matysiak A. (2021), *"Employment instability and fertility in Europe: A meta-analysis"*, *Demography*, 58(3), 871-900.
- De Paola M., Nisticò R., Scoppa V. (2021), *"Employment protection and fertility decisions: The unintended consequences of the Italian Jobs Act"*, *Economic Policy*, 36(108), 735-773.





via Ciro il Grande, 21  
00144 Roma - Italia

Telefono  
+39 06.59051

Sito internet  
<https://www.inps.it>

Tutti i diritti riservati.

È consentita la riproduzione a fini didattici e non commerciali, a condizione di citare la fonte.

ISSN 2611-5670 (stampa)  
ISSN 2611-3619 (on line)

Progetto grafico:  
INPS Direzione centrale Comunicazione - Team Prodotti editoriali in house

Impaginazione e stampa a cura di:

Primaprint srl

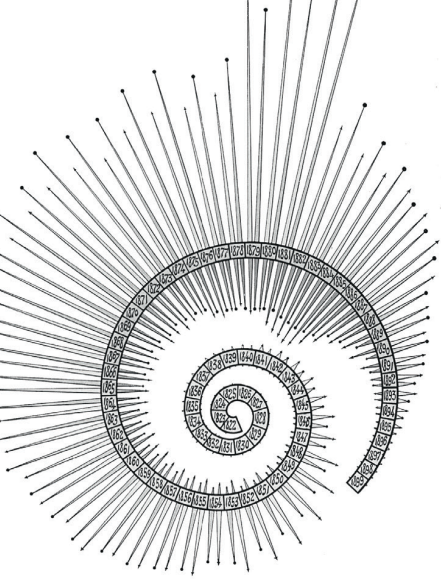
Azienda ecosostenibile che persegue obiettivi di tutela ambientale

Registrata EMAS - Certificata UNI EN ISO 9001:2015 - UNI EN ISO 14001:2015 - UNI EN ISO 45001:2018 con  
Catena di Custodia Certificata - FSC® - (FSC-C164660) e PEFC™ - Associata Climate Partner

Stampato nel mese di:  
Settembre 2023

Carta riciclata LIFE ECO100 delle Cartiere Fedrigoni SpA





125 ANNI  
**INPS**

