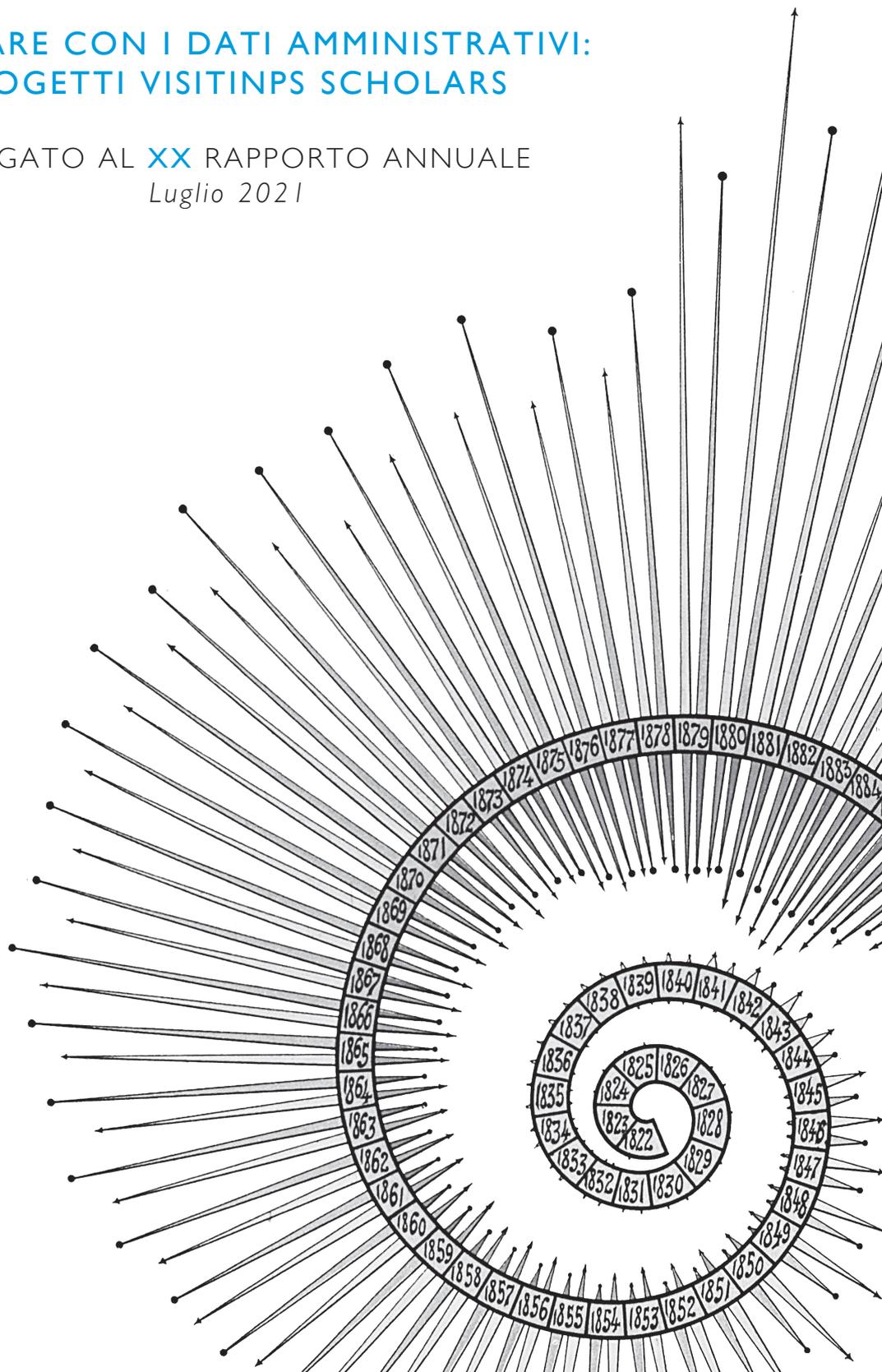




VALUTARE CON I DATI AMMINISTRATIVI: PROGETTI VISITINPS SCHOLARS

ALLEGATO AL **XX** RAPPORTO ANNUALE
Luglio 2021





VALUTARE CON I DATI AMMINISTRATIVI: PROGETTI VISITINPS SCHOLARS

ALLEGATO AL **XX** RAPPORTO ANNUALE
Luglio 2021



Istituto Nazionale Previdenza Sociale

Il Welfare degli italiani

Indirizzo

Via Ciro il Grande, 21
00144 Roma - Italia

Telefono

+39 06.59051

Sito internet

<https://www.inps.it>

Tutti i diritti riservati.
Consentita la riproduzione
a fini didattici e non commerciali,
a condizione di citare la fonte.

ISSN 2611-5670 (stampa)

ISSN 2611-3619 (on line)

Impaginazione e stampa a cura di:

Teraprint S.r.l.
Via dei Gracchi 169
00192 Roma

Stampato nel mese di luglio 2021

INDICE

M. Franzini	PRESENTAZIONE	5
<hr/>		
	DISUGUAGLIANZA SALARIALE	9
J. Briskar, J. V. Rodriguez Mora, C. Tealdi	Settore o impresa? Crescita della disuguaglianza salariale e reddituale in Italia nel periodo 1985-2018	9
F. Devicienti, B. Fanfani	Gli effetti della crescita dei salari contrattuali sulle imprese	12
A. Martuscelli	Globalizzazione, sviluppo finanziario e disuguaglianza salariale	16
<hr/>		
	IMPRESE E DINAMICHE DI PRODUTTIVITÀ	19
E. M. Acabbi, A. Alati	Disinnescare l'effetto di leva: la gestione della liquidità e contratti di lavoro	19
N. Bianchi, G. Bovini, M. Paradisi, J. Li, M. Powell	Spillover tra carriere nei mercati del lavoro interni alle aziende	23
E. Dicarlo	L'effetto dell'emigrazione sulle imprese italiane: il caso della Svizzera	26
B. Fanfani	Valutazione del bonus contributivo 2018 per l'assunzione a tempo indeterminato di giovani	30
J. Sauvagnat, F. Schivardi	L'effetto dell'offerta di competenze manageriali sulla performance delle imprese	35

	PRECARIETÀ E DISUGUAGLIANZA SOCIALE	39
M. Bavaro	La povertà da lavoro in Italia tra il 1990 e il 2017	39
G. De Blasio, R. De Vincenzi	Le prestazioni di sostegno al reddito in caso di disoccupazione: andamento e tassi di copertura	43
G. Lanzara, G. A. Minerva	Disuguaglianza urbana e flussi turistici in Italia nel periodo 2001-2011	48
S. Ghislandi, B. Scotti	Disuguaglianze di longevità in Italia: nuove evidenze dai dati INPS	51

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 strategiche 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.

PRESENTAZIONE

Maurizio Franzini¹

Il programma *VisitInps*, giunto al sesto anno di attività, ha finora assegnato 166 progetti di ricerca che hanno coinvolto 268 ricercatori di cui 20 stranieri. Sono stati pubblicati 40 *workInps papers* e si sono tenuti 114 seminari di presentazione delle ricerche, a diversi stadi di avanzamento. Alcune ricerche sono anche state oggetto di relazione nei convegni annuali ai quali hanno partecipato prestigiosi ricercatori internazionali in qualità di *keynote speakers*.

Possiamo considerare senz'altro incoraggianti questi dati che avrebbero potuto essere ancora migliori se la pandemia da COVID-19 non avesse limitato l'accesso dei ricercatori alle sedi e non avesse obbligato a ritardare i tempi di emanazione dei nuovi bandi.

Ma c'è altro, al di là di questi numeri, a permetterci di considerare un successo l'idea, nata nel 2015, di mettere a disposizione della ricerca gli archivi amministrativi dell'INPS. C'è la qualità delle ricerche e gli elementi di conoscenza che esse offrono su aspetti cruciali del mercato del lavoro, del welfare, delle disuguaglianze e di molto altro. C'è la possibilità di usare tutto questo per migliorare il disegno e l'attuazione di politiche cruciali per il progresso del paese.

Le 12 ricerche, svolte nell'ultimo anno nell'ambito del programma, che presentiamo in questo Rapporto possono darne testimonianza. Gli ambiti tematici in cui esse ricadono sono i seguenti: Disuguaglianza salariale, Imprese e dinamiche di produttività, Precarietà e disuguaglianza sociale. Ecco una loro brevissima presentazione.

Juraj Briskar, Jose Vicente Rodriguez Mora e Cristina Tealdi forniscono una stima della misura in cui la disuguaglianza tra settori, da un lato, e quella tra imprese all'interno dello stesso settore, dall'altro, hanno contribuito alla crescita nella disuguaglianza salariale.

Francesco Devicienti e Bernardo Fanfani, in relazione alla Contrattazione Collettiva, esaminano il modo in cui imprese di diversa produttività reagiscono ad aumenti del costo del lavoro conseguenti a un innalzamento dei salari contrattuali.

Antonio Martuscelli si propone di stimare l'influenza che due fenomeni come la finanziarizzazione e l'*import competition* dalla Cina possono avere avuto sia sull'altezza che su alcune caratteristiche della disuguaglianza salariale.

¹ Maurizio Franzini (Responsabile scientifico del programma *VisitInps Scholars*).

Edoardo Maria Acabbi e Andrea Alati verificano se il mix di contratti (a tempo determinato e indeterminato) in essere influenzi, incidendo sulla rigidità dei costi operativi, la risposta dell'impresa a shock esogeni.

Nicola Bianchi, Giulia Bovini, Matteo Paradisi, Jin Li e Michael Powell indagano gli effetti che l'innalzamento dell'età di pensionamento può avere sulle carriere dei lavoratori più giovani e il ruolo del tasso di crescita dell'occupazione nell'impresa.

Emanuele Dicarlo individua gli effetti che i lavoratori transfrontalieri, significativamente aumentati con l'apertura delle frontiere con la Svizzera dopo il 1998, hanno avuto sulle imprese italiane localizzate nelle regioni di confine.

Bernardo Fanfani valuta l'impatto che gli sgravi contributivi previdenziali sulle assunzioni a tempo indeterminato di lavoratori con meno di 35 anni, introdotti con la legge di Bilancio del 2018, hanno avuto sull'occupazione giovanile.

Julien Sauvagnat e Fabiano Schivardi, partendo dalla considerazione che la qualità del management è decisiva per la performance dell'impresa, illustrano l'importanza di un'adeguata offerta locale di competenze manageriali.

Michele Bavaro illustra le tendenze del fenomeno dei *working poor* in Italia negli ultimi decenni riferendosi sia ai salari annuali che a quelli mensili e utilizzando tanto le soglie della povertà relativa quanto quelle della povertà assoluta.

Giuseppe De Blasio e Roberto De Vincenzi esaminano il recente andamento degli ingressi in trattamento NASpl e l'impatto che su di essi ha avuto la pandemia, mettendo in rilievo anche la limitata quota di disoccupati involontari che usufruisce della misura.

Gianandrea Lanzara e Gaetano Alfredo Minerva utilizzando un modello di economia urbana indagano gli effetti che i flussi turistici possono avere sulla disuguaglianza anche attraverso il loro impatto sul costo della vita.

Simone Ghislandi e Benedetta Scotti contribuiscono alla conoscenza dell'impatto dello status occupazionale e socio-economico sulla longevità mostrando l'influenza del tipo di occupazione e del quintile di reddito percepito sulla speranza di vita a 50 anni.

C'è da augurarsi che queste ricerche e tutta l'attività del programma *VisitInps* contribuiscano a consolidare la convinzione che i dati amministrativi sono indispensabili (ancorché non sufficienti da soli) per conoscere meglio il funzionamento del sistema economico, per valutare più accuratamente gli effetti delle politiche e anche per apprendere a svolgere meglio la funzione di *policy making*.

Tutto ciò non riguarda, naturalmente, soltanto l'INPS e appare specialmente importante nella fase storica in cui ci troviamo. Anzitutto perché è forte l'esigenza di conoscere in det-

taglio l'impatto economico e sociale della pandemia - ed in effetti sono in fase di avvio, nel programma, alcune ricerche rilevanti sotto questo aspetto. Ma anche perché la possibilità di portare a compimento i progetti del Piano Nazionale di Ripresa e Resilienza e, soprattutto, di massimizzare il loro impatto positivo sulle prospettive di sviluppo e di progresso del paese dipendono da una rigorosa e continua attività di valutazione che ha tra i suoi presupposti l'accesso a dati numerosi, granulari e affidabili, come quelli amministrativi.

Il programma *VisitInps* e tutta la Direzione Centrale Studi e Ricerche dell'INPS si stanno impegnando per facilitare questo processo, consapevoli delle numerose difficoltà organizzative, amministrative e culturali che possono ostacolarlo. Il primo risultato sono i due convegni tenutisi nel mese di maggio 2021 sull'importanza della valutazione, in particolare rispetto ai progetti di coesione sociale. L'auspicio, che è anche un impegno, è che si possa continuare in questa direzione, cercando così di contribuire a migliorare il futuro del nostro Paese.



DISUGUAGLIANZA SALARIALE

SETTORE O IMPRESA? CRESCITA DELLA DISUGUAGLIANZA SALARIALE E REDDITUALE IN ITALIA NEL PERIODO 1985-2018

J. Briskar¹, J. V. Rodriguez Mora², C. Tealdi³

In questo lavoro studiamo le determinanti della crescita della disuguaglianza salariale in Italia nel periodo 1985-2018, e le confrontiamo con alcuni risultati già documentati per gli USA. Nello specifico, decomponiamo la disuguaglianza totale, misurata come varianza dei redditi (da lavoro) annuali e dei salari settimanali (espressi in logaritmo)⁴, nella componente tra le imprese (che coglie la disuguaglianza esistente confrontando imprese simili) e all'interno delle imprese (che coglie la disuguaglianza che si ottiene confrontando lavoratori simili all'interno di imprese simili) per ogni anno nel periodo considerato. In questo breve documento ci focalizziamo sul ruolo dei settori, ulteriori analisi non presenti in questa sintesi sono state svolte su altre dimensioni (province, contratti collettivi etc.). Le nostre analisi documentano un aumento della disuguaglianza reddituale del 48.87% nel periodo 1985-2018, e un incremento della disuguaglianza salariale del 86.05% (Tabella 1).

Tabella 1 - Disuguaglianza reddituale e salariale (misurata come varianza totale)			
	1985	2018	Aumento %
Redditi annuali (in log)	0.486	0.723	48.87
Salari settimanali (in log)	0.240	0.447	86.05

1. Decomposizione tra imprese e interna alle imprese

Procedendo nella decomposizione, mostriamo come il 61.77% dell'aumento della disuguaglianza reddituale sia imputabile alla componente tra imprese, mentre il rimanente 38.23% sia imputabile alla componente all'interno delle imprese. Questi numeri rispecchiano quanto trovato da Song et al. (2019) per gli USA. Inoltre, proprio come negli USA, questo risultato vale per tutte le imprese, indipendentemente dalla loro dimensione. Le nostre analisi

¹ Juraj Briskar (Università di Edimburgo).

² Jose Vicente Rodriguez Mora (Università di Edimburgo).

³ Cristina Tealdi (Università Heriot-Watt, Edimburgo).

⁴ Utilizzando la varianza del logaritmo dei salari e redditi da lavoro non è necessario trasformare le variabili nominali in variabili reali (tramite un indice dei prezzi nazionale), in quanto le varianze del logaritmo di salari e redditi da lavoro nominali e reali si equivalgono.

mostrano anche che la varianza dei redditi tra imprese sul totale della varianza è aumentata dal 44.98% nel 1985 al 50.49% nel 2018. Ripetendo l'analisi e considerando il logaritmo dei salari settimanali, troviamo che la varianza di questi ultimi è aumentata da 0.240 nel 1985 al 0.447 nel 2018 e che l'incremento della componente tra imprese rappresenta l'83.84% della crescita totale della disuguaglianza.

Tabella 2 - Decomposizione della disuguaglianza reddituale tra imprese e all'interno delle imprese

	1985	2018	Aumento %
Tra imprese	0.218	0.365	61.77
Interna alle imprese	0.267	0.358	38.23

Questo risultato dimostra che la componente della disuguaglianza che definisce la differenza tra imprese ha giocato un ruolo ancora più importante nella crescita della disuguaglianza salariale rispetto a quella sui redditi da lavoro annuali. Questa componente infatti rappresentava il 48.85% della disuguaglianza salariale nel 1985 e il 65.03% nel 2018.

2. Decomposizione tra settori e all'interno dei settori

Le nostre analisi mostrano che il 41.59% della crescita della disuguaglianza reddituale è tra settori, mentre il 58.41% all'interno dei settori (Tabella 3)⁵. Numeri molto diversi invece appaiono nel lavoro di Song et al. (2019) per gli USA: solo il 3.09% dell'aumento della varianza reddituale in USA tra il 1981 e il 2013 è determinata dalla componente tra settori, inoltre la varianza tra settori (come percentuale della varianza totale) è addirittura diminuita negli USA da 20.71% nel 1981 a 16.67% nel 2013. Questo risultato è in netto contrasto con i numeri che rileviamo per l'Italia dove la componente tra settori è aumentata da 22.94% nel 1985 a 29.06% nel 2018.

Tabella 3 - Decomposizione della disuguaglianza reddituale tra settori e all'interno dei settori

	1985	2018	Aumento %
Tra settori	0.111	0.210	41.59
All'interno dei settori	0.210	0.513	58.41

⁵ I numeri sono molto simili per la varianza salariale.

È quindi estremamente interessante indagare le caratteristiche settoriali, considerando un'ulteriore decomposizione. La varianza tra imprese infatti può essere decomposta in due ulteriori elementi: la varianza dei salari tra settori e la varianza dei redditi da lavoro tra imprese all'interno dello stesso settore.

Tabella 4 - Decomposizione della disuguaglianza reddituale tra settori, tra imprese all'interno dei settori e all'interno delle imprese			
	1985	2018	Aumento %
Tra settori	0.111	0.210	41.59
Tra imprese all'interno dei settori	0.107	0.155	20.17
All'interno delle imprese	0.267	0.358	38.23

I dati mostrano che l'aumento della disuguaglianza reddituale nel periodo 1985-2018 imputabile alla componente tra imprese all'interno dello stesso settore è pari al 20.17%, la parte imputabile alla componente all'interno delle imprese è pari al 38.23%, mentre la parte imputabile alla componente tra settori merceologici è pari al 41.59% (Tabella 4).

3. Conclusioni

In Italia la disuguaglianza dei redditi da lavoro è aumentata significativamente negli ultimi trent'anni. La nostra analisi ci porta a concludere che questo incremento sia stato prevalentemente dovuto all'incremento nella disuguaglianza reddituale tra settori, mentre l'incremento nella disuguaglianza reddituale tra imprese all'interno dello stesso settore è stato molto meno rilevante. Questo risultato è molto diverso da quello trovato per gli USA, dove l'aumento della disuguaglianza reddituale è stato prevalentemente dovuto all'incremento della disuguaglianza reddituale tra imprese all'interno dello stesso settore.

Riferimenti

- Song, J., D.J. Price, F. Guvenen, N. Bloom, and T. von Wachter. 2019. "Firming Up Inequality". In: *The Quarterly Journal of Economics* 134, pp. 1-50.

GLI EFFETTI DELLA CRESCITA DEI SALARI CONTRATTUALI SULLE IMPRESE

F. Devicienti¹, B. Fanfani²

1. Contesto istituzionale

L'Italia è caratterizzata da un sistema di contrattazione collettiva che, ai sensi dell'art. 36 della Costituzione, di fatto stabilisce la retribuzione minima per quasi tutte le categorie di lavoratori dipendenti del settore privato. Sebbene il dibattito sull'efficacia e sugli effetti di questo sistema di relazioni industriali sia molto articolato e ricco di contributi, sorprendentemente solo pochi studi hanno provato ad analizzare empiricamente quali siano gli effetti della crescita dei salari minimi fissati nell'ambito dei Contratti Collettivi Nazionali di Lavoro (CCNL).³

La maggior difficoltà nello studio degli effetti della crescita dei minimi contrattuali è principalmente legata alla mancanza di dati sistematici sul loro livello in ciascuno dei numerosi CCNL che si applicano nel settore privato. Nell'ambito del nostro progetto di ricerca *VisitInps*, abbiamo quindi provveduto alla raccolta e aggregazione dei dati sui minimi contrattuali. Abbiamo poi unito questa informazione all'archivio dei contributi sociali dei lavoratori dipendenti del settore privato e ad un archivio sui bilanci delle società di capitale italiane, disponibile tramite la banca dati CERVED. Questi dati alla base del nostro studio coprono gli anni dal 2007 al 2015.

2. Obiettivi dello studio

La nostra analisi ha come obiettivo quello di studiare gli effetti della crescita dei salari contrattuali su diverse dimensioni d'impresa. Salari contrattuali più alti implicano infatti un maggior costo del lavoro, e la teoria economica suggerisce che i datori di lavoro potrebbero utilizzare diversi canali per reagire a questo tipo di shock. Le variabili d'impresa sulle quali il costo del lavoro potrebbe avere effetti sono principalmente la produttività, le vendite (che dipendono sia dai prezzi di vendita che dalle quantità prodotte), l'occupazione, la qualità della forza lavoro, i profitti e gli investimenti. Abbiamo quindi stimato un modello econometrico che consente di misurare l'effetto della crescita dei salari contrattuali su ciascuna delle variabili d'impresa sopra indicate, tenendo fermi altri fattori che potrebbero influenzarle,

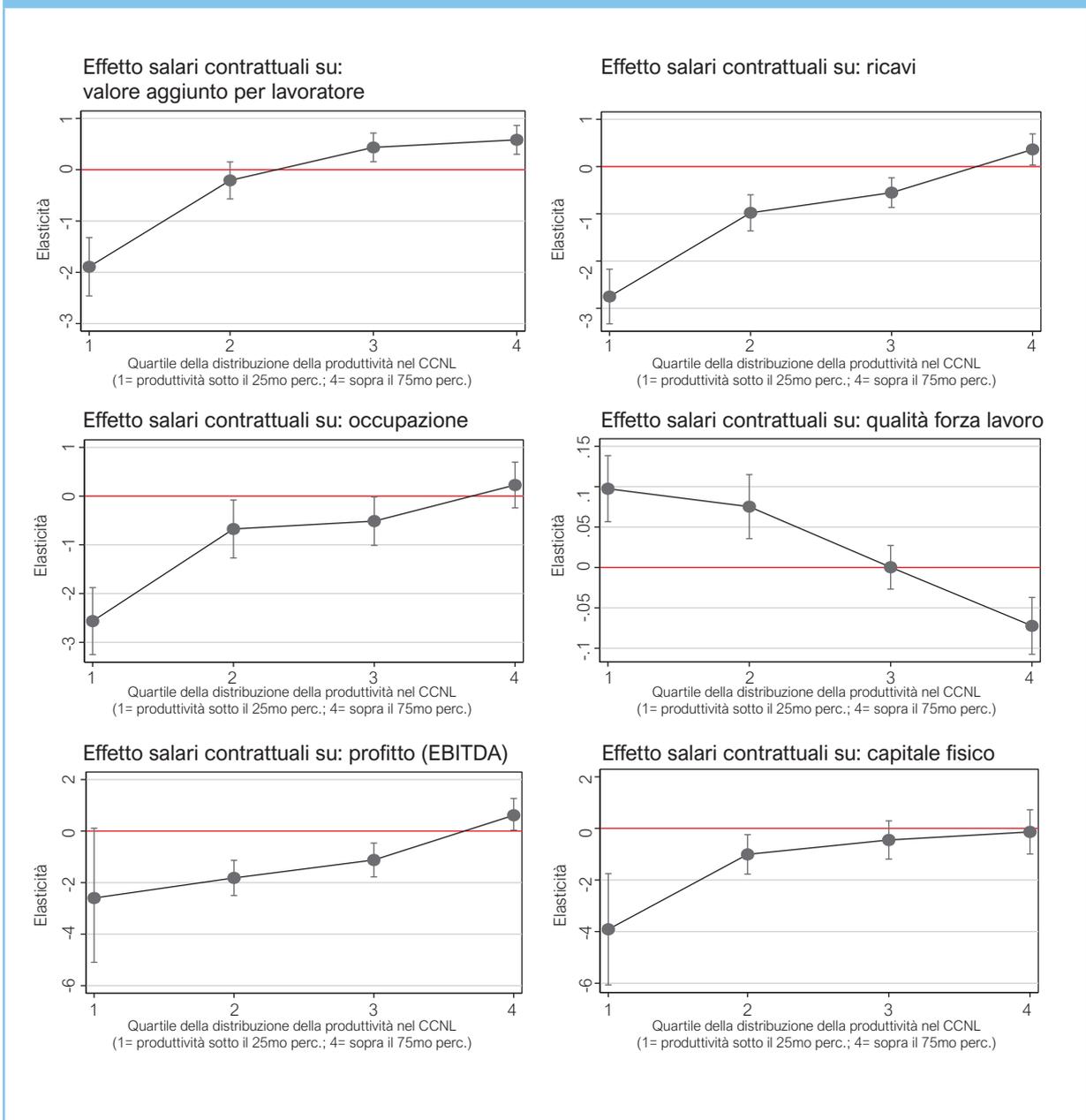
¹ Francesco Devicienti (Università di Torino, Professore Ordinario Dipartimento di Scienze Economico-Sociali e Matematico-Statistiche).

² Bernardo Fanfani (Università Cattolica del Sacro Cuore e CRILDA, Post-doctoral Research Fellow Dipartimento di Economia e Finanza).

³ Due eccezioni sono B. Fanfani, *The Employment Effects of Collective Bargaining*, WP 95 UCSC, 2020 e F. Devicienti e B. Fanfani, *Firms' Margins of Adjustment to Wage Growth: The Case of Italian Collective Bargaining*, WP 102 UCSC, 2021. I risultati di quest'ultimo lavoro sono sintetizzati nel presente articolo.

come ad esempio l'andamento del ciclo economico nel settore o nella zona geografica di appartenenza. Nello studio di questo fenomeno abbiamo dato particolare importanza all'eterogeneità dell'effetto che la crescita del costo del lavoro potrebbe avere in base alle caratteristiche di ciascuna impresa. In particolare, abbiamo analizzato la differenza nell'aggiustamento a questo shock tra imprese che tendono ad essere relativamente più produttive all'interno del CCNL di appartenenza, rispetto ad imprese relativamente meno produttive.

Grafico 1 - Effetti della crescita dei salari contrattuali per diversi livelli di produttività delle imprese su: produttività, vendite, occupazione, qualità della forza lavoro, profitti e investimenti in capitale



3. Risultati

Il Grafico 1 riporta l'effetto della crescita dei salari contrattuali sulle seguenti dimensioni d'impresa (dall'alto verso il basso): la produttività (valore aggiunto per lavoratore), le vendite, l'occupazione, una misura dell'abilità della forza lavoro, i profitti e il capitale fisico. In ciascun grafico mostriamo come l'effetto dell'aumento del costo del lavoro varia per diversi livelli di produttività relativa delle imprese. A sinistra, l'effetto è calcolato per le imprese meno produttive, mentre spostandosi verso destra, la popolazione di riferimento è relativamente più produttiva. Ciascun effetto è espresso come variazione percentuale della dimensione d'impresa rispetto ad un aumento percentuale dei salari contrattuali.

Come si può notare, gli effetti della crescita dei salari contrattuali sono molto eterogenei in base alla produttività delle imprese. Imprese poco efficienti subiscono un notevole effetto negativo sulla produttività, sulle vendite, sull'occupazione, sui profitti e sugli investimenti. Inoltre, la qualità media della forza lavoro aumenta per queste imprese, sintomo del fatto che la riduzione dei livelli produttivi coinvolge soprattutto i lavoratori più marginali e meno qualificati.

Se invece ci concentriamo sulla parte destra di ciascuno dei grafici nel Grafico 1, si può notare come le imprese relativamente più produttive siano in grado di reagire alla crescita dei salari contrattuali senza diminuire le vendite, i profitti, gli investimenti e l'occupazione, e migliorando leggermente la produttività. Inoltre, il livello medio delle abilità della forza lavoro di queste imprese tende a diminuire a seguito dell'aumento del costo del lavoro, un effetto che sembra sintomatico dell'adozione di strategie di riduzione del costo, come la sostituzione di lavoratori più esperti ad alto salario con lavoratori giovani e meno costosi.

4. Conclusioni

I risultati del nostro studio suggeriscono che il modello italiano di contrattazione dei salari centralizzata fatica ad adattarsi alle diverse esigenze di una popolazione di imprese eterogenea. Se le aziende più efficienti riescono ad assorbire senza particolari difficoltà l'aumento del costo del lavoro determinato dalla crescita dei salari contrattuali, le meno produttive tendono invece a ridurre l'occupazione, gli investimenti e i livelli produttivi a seguito di questo shock. In questo contesto, efficaci politiche pubbliche potrebbero concentrarsi sulla promozione di relazioni industriali improntate ad una maggiore flessibilità salariale e sulla realizzazione di politiche attive che facilitino la transizione dei lavoratori dalle imprese più fragili verso imprese più resilienti, in grado di fornire maggiori opportunità occupazionali.

Riferimenti

- *Devicienti, F., B. Fanfani. 2021. "Firms' Margins of Adjustment to Wage Growth: The Case of Italian Collective Bargaining", Working paper No. 102, Università Cattolica del Sacro Cuore.*
- *Fanfani, B. 2020. "The Employment Effects of Collective Bargaining", Working paper No. 95, Università Cattolica del Sacro Cuore.*

GLOBALIZZAZIONE, SVILUPPO FINANZIARIO E DISUGUAGLIANZA SALARIALE

A. Martuscelli¹

Tra i fenomeni economici più importanti degli ultimi tre decenni si annovera la crescita delle disparità di reddito e ricchezza che ha accompagnato lo sviluppo di molte economie avanzate ed emergenti in tutto il mondo. L'aumento della disuguaglianza ha guadagnato particolare attenzione nel discorso pubblico, sollevando preoccupazioni diffuse sulle sue conseguenze economiche, sociali e politiche². Tuttavia, nonostante le numerose ricerche, i fattori alla base della crescente disuguaglianza sono ancora ampiamente dibattuti³.

Sono state avanzate varie ipotesi per spiegare la crescente disuguaglianza, come la natura “*skill-biased*” dello sviluppo tecnologico, i cambiamenti nelle normative sul lavoro, la globalizzazione, lo sviluppo finanziario e, più recentemente, l'automazione. Questo studio si concentra, in particolare, su due di queste ipotesi: l'impatto sulla disuguaglianza dello sviluppo finanziario e della globalizzazione intesa sotto forma di una maggiore penetrazione delle importazioni dalla Cina. La maggiore concorrenza dei prodotti cinesi e la crescita del settore finanziario sono tra i fattori spesso citati come responsabili dell'aumento della disuguaglianza. Tuttavia, la preminenza nel discorso pubblico non si è sempre associata a evidenze empiriche a loro sostegno.

Lo studio sfrutta l'unicità dei dati INPS che coprono l'universo dei lavoratori dipendenti del settore privato, non agricolo in Italia, dal 1991 al 2016, al fine di ricostruire l'evoluzione della disuguaglianza salariale in Italia negli ultimi tre decenni e di identificare l'impatto della penetrazione delle importazioni e dello sviluppo finanziario sulla disuguaglianza salariale.

Come molti altri paesi sviluppati, l'Italia ha registrato un aumento generale della disuguaglianza salariale negli ultimi tre decenni. In effetti, il coefficiente di Gini è passato da 0,28 a 0,34 dall'inizio degli anni Novanta al 2016. In dettaglio, la disuguaglianza salariale misurata tramite il coefficiente di Gini è aumentata piuttosto bruscamente durante gli anni Novanta e fino all'inizio degli anni Duemila, prima di appiattirsi fino alla Grande Recessione, per poi risalire nuovamente.

L'impatto della globalizzazione sulle economie dei paesi sviluppati continua ad essere oggetto di accesi dibattiti tra economisti, politici e pubblico in generale. Sono stati documentati diversi effetti benefici derivanti dalle importazioni dalla Cina e da altre economie emer-

¹ Antonio Martuscelli (Università Lumsa).

² Piketty, 2015.

³ Nolan et al., 2019.

genti, tra cui la riduzione dei prezzi al consumo⁴ e un più rapido progresso tecnologico⁵. Tuttavia, l'opinione pubblica ha spesso puntato il dito contro lo sviluppo della Cina come principale partner commerciale per il calo dell'occupazione manifatturiera, il peggioramento delle condizioni del mercato del lavoro e il forte aumento della disuguaglianza salariale. La penetrazione delle importazioni cinesi nel mercato italiano è, infatti, aumentata in modo sostanziale negli ultimi decenni, con importazioni totali aumentate di 15 volte dal 1991.

Il secondo fattore il cui effetto sulla disuguaglianza salariale viene analizzato in questo lavoro è lo sviluppo finanziario, che in Italia è strettamente correlato allo sviluppo del settore bancario, poiché il sistema finanziario italiano è stato tradizionalmente dominato dal settore bancario e la capitalizzazione di borsa è inferiore rispetto ad altri paesi sviluppati. Lo studio utilizza le differenze geografiche nello sviluppo bancario come una variazione esogena nello sviluppo finanziario. Il settore bancario, infatti, ha una presenza estremamente eterogenea tra le province italiane, riconducibile alla regolamentazione bancaria imposta nel 1936 e prevalente fino alla fine degli anni Novanta, con effetti di lunga durata sullo sviluppo spaziale del sistema finanziario italiano.

Il lavoro mostra che, nel caso italiano, sia la penetrazione delle importazioni cinesi sia lo sviluppo finanziario hanno influenzato solo debolmente l'aumento della disuguaglianza salariale, poiché mentre la penetrazione delle importazioni ha avuto un impatto negativo sui salari nei mercati del lavoro locali più esposti alla concorrenza, questo impatto ha riguardato l'intera distribuzione salariale. D'altro canto, lo sviluppo finanziario non sembra aver avuto un impatto significativo sulla distribuzione dei salari.

Tuttavia, prendendo in considerazione effetti eterogenei sulle imprese di maggiori dimensioni rispetto a quelle più piccole, lo studio mostra che lo sviluppo finanziario ha aumentato i salari nella parte alta della distribuzione all'interno delle imprese più grandi mentre all'interno delle imprese più piccole ha favorito i salari più bassi. Questo effetto può essere coerente con complementarità capitale/competenze differenti tra imprese di dimensioni diverse. Infine, l'interazione tra la concorrenza delle importazioni dalla Cina e lo sviluppo finanziario con la crisi finanziaria del 2008-2011 indica che, durante la crisi, i salari nei mercati locali più esposti alla concorrenza cinese e più sviluppati finanziariamente hanno sofferto relativamente di più. Questi risultati sembrano suggerire: a) che l'effetto della concorrenza nelle importazioni può anche comportare un deterioramento delle condizioni finanziarie delle imprese; b) che gli effetti benefici dello sviluppo finanziario nei periodi favorevoli sono controbilanciati da una contrazione più grave nei periodi difficili.

⁴ *Amiti et al., 2017; Carluccio et al., 2018.*

⁵ *Bloom et al., 2016.*

Riferimenti

- *Amiti, M., Mi Dai, R. C. Feenstra, and J. Romalis. 2017. "How did China's WTO entry affect US prices?" Technical report. National Bureau of Economic Research.*
- *Bloom, N., M. Draca, and J. Van Reenen. 2016. "Trade induced technical change? The impact of Chinese imports on innovation, IT and productivity". The Review of Economic Studies 83 (1): 87-117.*
- *Carluccio, J., E. Gautier, and S. Guilloux-Nefussi. 2018. "Dissecting the Impact of Imports from Low-Wage Countries on French Consumer Prices". Banque de France Working Paper 672.*
- *Nolan, B., M. G. Richiardi, and L. Valenzuela. 2019. "The drivers of income inequality in rich countries". Journal of Economic Surveys 33 (4): 1285-1324.*
- *Piketty, T. 2015. "About capital in the twenty-first century". American Economic Review 105 (5): 48-53.*

IMPRESE E DINAMICHE DI PRODUTTIVITÀ

DISINNESCARE L'EFFETTO DI LEVA: LA GESTIONE DELLA LIQUIDITÀ E CONTRATTI DI LAVORO

E. M. Acabbi¹, A. Alati²

1. La leva operativa: origini e conseguenze

Il livello di leva operativa è un indicatore fondamentale che un'azienda deve tenere in considerazione nella gestione e ottimizzazione dei flussi di liquidità per la conduzione delle proprie attività di produzione e/o creazione di servizi. Per leva operativa intendiamo il livello di esposizione di un'azienda a una struttura di costi operativi (semi-)rigida, che determina impegni di liquidità rispetto ad alcuni costi operativi indipendentemente dal buon andamento dell'attività produttiva. In tal senso, una delle caratteristiche principali della leva operativa, similmente alla leva finanziaria, è il suo ruolo di amplificatore per gli shock esogeni. Data l'inabilità di aggiustare i propri costi a fronte dell'andamento del ciclo economico, più la leva è elevata, più un'impresa è suscettibile a qualsivoglia shock, sia di carattere positivo che negativo. La leva operativa può essere pertanto utilizzata come una misura del rischio associato a ciascuna impresa e alle caratteristiche di ciascun settore produttivo.

In una azienda caratterizzata da alta leva operativa, quindi, i costi tendono ad essere meno volatili dei flussi di cassa. Come sottolineato da alcuni studi recenti in *corporate finance*³, all'interno del conto economico di ogni impresa vi è una voce di spesa che, per proprie caratteristiche, risulta essere appropriata per generare un effetto di leva operativa: i salari. I compensi dei dipendenti, infatti, sono per la maggior parte regolati e negoziati in modo da garantire stabilità ai flussi di reddito dei lavoratori⁴. Questa relativa stabilità dei salari rispetto ai flussi di cassa può quindi generare una forma di amplificazione del ciclo economico simile a quella determinata dalla leva finanziaria, con l'importante differenza che le voci di spesa rilevanti per la misurazione di questa forma di leva operativa sono influenzate dalle caratteristiche del monte salari di ogni impresa.

¹ Edoardo Maria Acabbi (Universidad Carlos III de Madrid).

² Andrea Alati (London School of Economics).

³ Donangelo et al., 2019; Acabbi et al., 2021b.

⁴ Guiso et al., 2005; Acabbi et al., 2021a.

2. Il ruolo dei contratti di lavoro

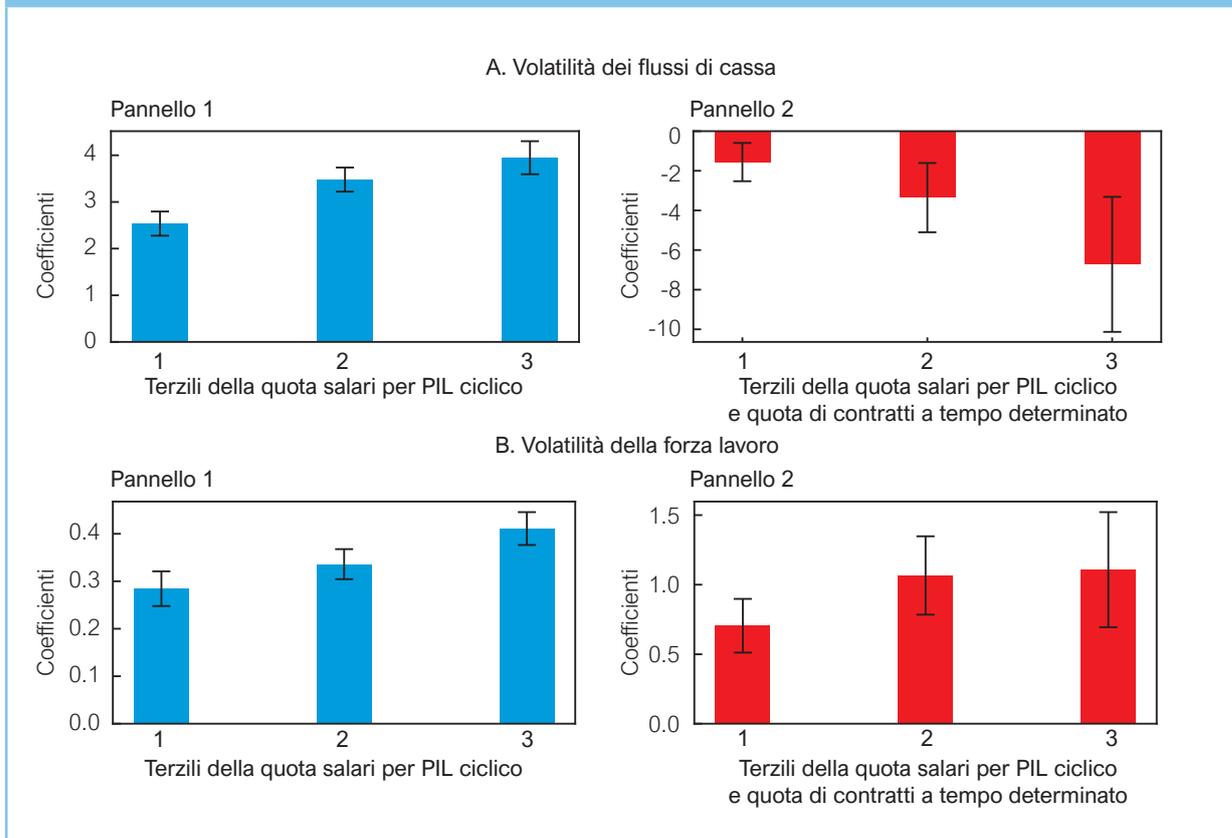
In Italia, la composizione contrattuale dell'organico di ogni azienda, principalmente costituita da contratti a tempo determinato (che consentono una maggiore flessibilità) e indeterminato, contribuisce implicitamente a definire la rigidità delle spese salariali. Il mix di contratti utilizzato, quindi, può essere un elemento significativo per la trasmissione di shock aggregati ai flussi di cassa e alla profittabilità delle singole imprese.

Nel nostro progetto, analizziamo come l'utilizzo da parte delle imprese dei contratti a tempo determinato e indeterminato interagisca con la trasmissione di shock esogeni ai loro bilanci. In particolare, documentiamo come le imprese utilizzino la composizione contrattuale del proprio organico per mitigare gli effetti della leva operativa legata alla loro forza lavoro.

Come mostrato nel Grafico 1 (pannello A-I), osserviamo che i flussi di cassa a livello aziendale sono più sensibili a shock esogeni ed inattesi quando una quota maggiore degli utili è usata per remunerare la forza lavoro (alta quota salari), un importante segnale di leva operativa legata alla forza lavoro. Tuttavia, questa maggiore volatilità è mitigata significativamente dalla quota di contratti a tempo determinato utilizzati dalle imprese (Grafico 1, pannello A-II). Queste correlazioni sui flussi di cassa sono bilanciate da una maggiore volatilità dell'organico (Grafico 1, pannello B-I e B-II).

Questa analisi descrittiva indica come la composizione contrattuale dell'organico aziendale possa essere sfruttata dalle imprese per ridurre gli effetti della leva operativa legata alla forza lavoro. Uno studio più approfondito della riforma del mercato del lavoro del 2001 che ridusse le regolamentazioni legate all'utilizzo dei contratti a tempo determinato, di fatto liberalizzandone l'uso, ci permette di studiare in modo più rigoroso il nesso causale tra la composizione contrattuale dell'organico aziendale e questa particolare forma di leva.

Grafico 1 - Volatilità dei flussi di cassa e della forza lavoro



Fonte: UNIEMENS, CERVED ed elaborazioni degli autori.

3. Un esperimento naturale: la riforma del 2001

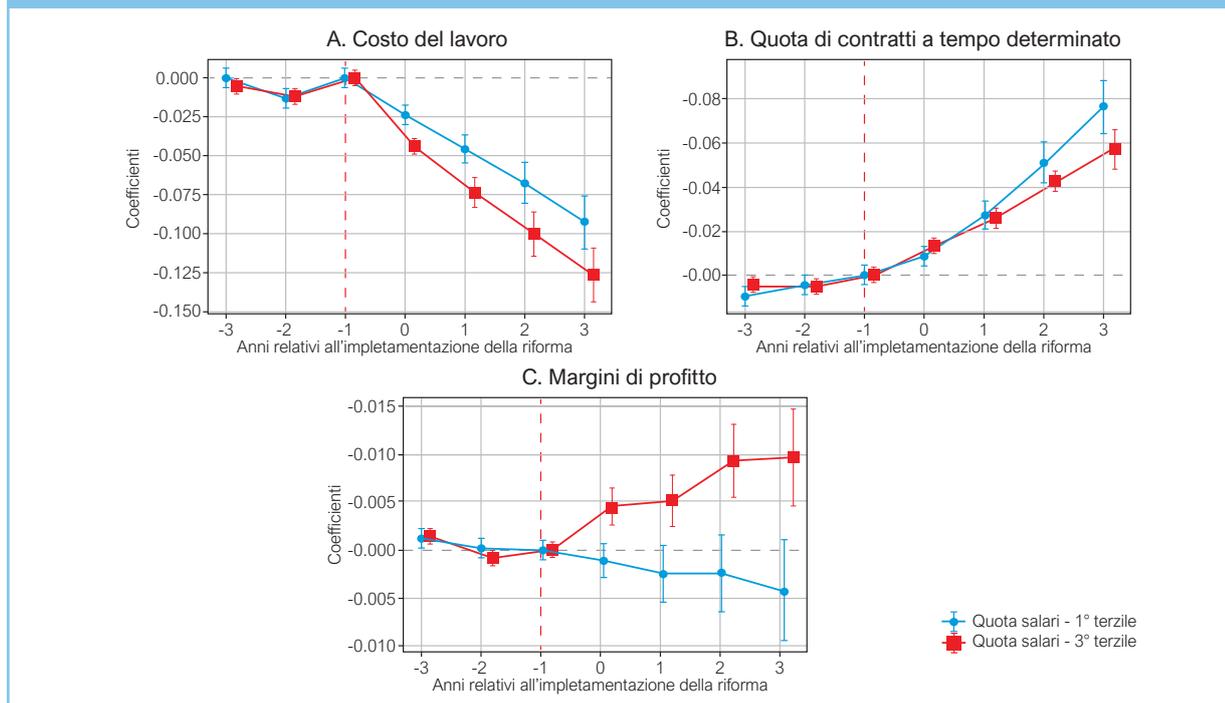
Una caratteristica della riforma, fondamentale per il metodo empirico adottato in questo studio (*event-study design*), è che la sua entrata in vigore non fu uniforme tra i vari contratti collettivi nazionali (CCNL). Sfruttando gli intervalli temporali tra la promulgazione della riforma e la sua effettiva entrata in vigore per i vari CCNL, mostriamo che in media, in seguito alla riforma, le imprese hanno ridotto i salari medi e contemporaneamente aumentato la quota di contratti a tempo determinato (Grafico 2, pannelli A e B). Inoltre, stimiamo come la riforma abbia beneficiato in particolare le imprese caratterizzate da una struttura salariale ex ante più rigida. Per questo gruppo di imprese, infatti, la riforma ha aumentato i margini di profitto di un punto percentuale (a fronte di una riduzione media di 1,6 pp nell'orizzonte temporale della riforma), come mostrato nel Grafico 2, pannello C.

Le nostre stime, insieme ad altri studi in letteratura⁵, suggeriscono che, a fronte di una forza lavoro più flessibile, aumentare l'occupazione tramite l'utilizzo di contratti a tempo determinato può condurre ad una perdita di produttività, specialmente in sistemi duali in cui

⁵ Daruich et al., 2020.

alcuni lavoratori godono di più protezioni rispetto ad altri. In questo tipo di contesti, infatti, solamente le imprese che sono ex ante molto rigide riescono a beneficiare della maggiore flessibilità nella loro forza lavoro.

Grafico 2 - Esperimento naturale



Fonte: UNIEMENS, CERVED ed elaborazioni degli autori.

Riferimenti

- Acabbi, E. M., A. Alati, L. Mazzone. 2021a. "Leveraging on Human Capital: Labor Rigidities and Sorting over the Business Cycle".
- Acabbi, E. M., E. Panetta, A. Sforza. 2021b. "The Financial Channels of Labor Rigidities: Evidence from Portugal".
- Daruich, D., R. Saggio, S. Di Addario. 2020. "The Effects of Partial Employment Protection Reforms: Evidence from Italy".
- Donangelo, A., F. Gourio, M. Kehrig, M. Palacios. 2019. "The Cross-Section of Labor Leverage and Equity Returns". *Journal of Financial Economics* 132, 497-518.
- Guiso, L., L. Pistaferri, F. Schivardi. 2005. "Insurance within the firm". *Journal of Political Economy* 113, 1054-1087.

SPILOVER TRA CARRIERE NEI MERCATI DEL LAVORO INTERNI ALLE AZIENDE

N. Bianchi¹, G. Bovini², M. Paradisi³, J. Li⁴, M. Powell⁵

I lavoratori di ogni età temono che i loro colleghi più anziani possano bloccare la loro carriera⁶. Quando i lavoratori anziani posticipano la pensione occupando più a lungo le loro posizioni, l'idea più diffusa è che vi sia una ripercussione negativa (un rallentamento) sulla carriera dei lavoratori più giovani. Queste conseguenze negative sono importanti non solo per i lavoratori più giovani, ma anche per i loro datori di lavoro. Se i datori di lavoro attraggono, trattengono e motivano i giovani talenti promettendo loro carriere rapide all'interno dell'azienda, devono anche tenere conto del fatto che le scelte dei lavoratori più anziani possono avere ripercussioni sulla capacità di mantenere le promesse fatte ai lavoratori più giovani al momento dell'assunzione.

Nonostante la grande attenzione verso questi effetti nel mercato del lavoro, non ci sono prove sistematiche sulla loro esistenza e sulla loro dimensione. La vasta letteratura empirica sui mercati del lavoro interni, che risale almeno a Baker et al. (1994), trascura questi effetti, trattando le carriere dei lavoratori come variabili indipendenti⁷.

Questa negligenza empirica non è una svista, ma deriva da teorie economiche tradizionali. Quando la carriera di un lavoratore qualificato sembra essere bloccata perché una posizione di livello superiore è già occupata, l'impresa ha sempre la possibilità di creare un'altra posizione di livello superiore. E anche se il datore di lavoro non può farlo, il lavoratore può sempre spostarsi in un'altra impresa. Secondo questa logica, le carriere dei lavoratori dovrebbero quindi essere determinate solo dalle loro caratteristiche individuali, come il loro capitale umano, e da fattori aggregati a livello di mercato, come periodi di recessione o sviluppo economico⁸.

Ma se per le imprese è difficile creare posizioni e per i lavoratori è difficile passare ad un'altra impresa, allora il successo professionale di un lavoratore può effettivamente andare a scapito dei suoi colleghi.

¹ Nicola Bianchi (Kellogg School of Management, Northwestern University, and NBER).

² Giulia Bovini (Bank of Italy, Economics, Statistics and Research Department, Structural Economic Analysis Directorate, Labour Market Division).

³ Matteo Paradisi (Einaudi Institute for Economics and Finance (EIEF), Roma).

⁴ Jin Li (The University of Hong Kong).

⁵ Michael Powell (Kellogg School of Management, Northwestern University).

⁶ <https://www.hrdive.com/news/millennials-feel-boomer-and-gen-x-bosses-are-blocking-their-progress/504129/>
<http://www.bbc.com/capital/story/20130710-the-forgotten-generation>.

⁷ Friebel and Panova (2005) rappresentano una rara eccezione. Il loro progetto utilizza i registri del personale di una grande azienda dell'industria pesante in Russia e trova che la riduzione delle uscite di personale all'apice della struttura organizzativa abbia portato a promozioni bloccate per i lavoratori più giovani.

⁸ In particolare, Gibbons e Waldman (1999), Rubinstein e Weiss (2006), Lazear e Oyer (2013) e Waldman (2013) offrono una panoramica esaustiva su questi approcci standard all'analisi delle carriere dei lavoratori.

In questo progetto, mostriamo che i ritardi nel pensionamento dei lavoratori più anziani hanno un impatto negativo sulla carriera dei loro colleghi più giovani. Un test ideale per misurare questi effetti sarebbe quello di bloccare il pensionamento dei lavoratori in alcune aziende scelte in modo *random*, consentendo al contempo ai lavoratori di altre aziende di andare in pensione liberamente. Si potrebbe poi confrontare l'avanzamento della carriera dei lavoratori più giovani tra questi due gruppi di aziende. Sebbene tale test non sia chiaramente realizzabile, crediamo che una recente riforma del sistema pensionistico italiano rappresenti un'approssimazione molto vicina a questo test ideale. La riforma Fornero, che è stata attuata nel dicembre 2011 per contenere la spesa pubblica, ha portato a un aumento complessivo dell'età minima di ammissibilità alla pensione. La riforma ha due caratteristiche che sono importanti per l'analisi empirica. Primo, ha provocato ritardi inaspettati nel pensionamento di dipendenti che sarebbero dovuti andare in pensione anche solo pochi mesi dopo l'introduzione della riforma. Secondo, la modifica dei criteri di ammissibilità ha portato lavoratori con caratteristiche simili ad avere ritardi molto diversi nella data di pensionamento.

La nostra strategia di identificazione mette a confronto la crescita salariale e le promozioni interne dei dipendenti più giovani tra aziende in cui i dipendenti più anziani hanno subito ritardi diversi nel pensionamento. Misuriamo l'esposizione di ciascuna impresa alla riforma pensionistica con il cambiamento medio dell'ammissibilità alla pensione (in anni) causato dalla riforma tra i lavoratori anziani.

Sfruttiamo due fonti di dati, entrambe fornite dall'Istituto Nazionale di Previdenza Sociale (INPS) tramite il progetto di ricerca *VisitInps*. Innanzitutto, utilizziamo i database UNIE-MENS che forniscono dati dettagliati sia sui datori di lavoro che sui dipendenti. Attingendo a questi registri, siamo in grado di calcolare la crescita mensile media dei salari e le promozioni all'interno delle aziende tra il 2009 e il 2015. In secondo luogo, utilizziamo le storie contributive di tutti i lavoratori impiegati in queste aziende. Questi dati ci consentono di calcolare i ritardi di pensionamento tra i lavoratori che sarebbero dovuti andare in pensione entro tre anni dal 2011.

Il nostro risultato principale mostra che ritardi più lunghi nel pensionamento dei lavoratori più anziani causano maggiori riduzioni della crescita salariale per i lavoratori più giovani. Una deviazione standard nel ritardo medio di pensionamento tra i lavoratori anziani riduce la crescita salariale dei loro colleghi più giovani del 2,5% all'anno. Questi effetti persistono per tutti e quattro gli anni che osserviamo nei dati dopo la riforma.

Per comprendere meglio il meccanismo alla base di questi effetti, sviluppiamo un modello teorico che ci consente di rispondere alle seguenti tre domande. In primo luogo, il ritardo nella pensione di un lavoratore ha ripercussioni sugli altri dipendenti? In secondo luogo, le ripercussioni di carriera sono più grandi nelle imprese che hanno meno opportunità di

promuovere i propri lavoratori? Infine, i ritardi di pensionamento influiscono in modo diverso sulla carriera di lavoratori con diverse caratteristiche?

I nostri risultati mostrano che, come prevede il modello, i ritardi nel pensionamento dei lavoratori più anziani riducono i tassi di promozione dei lavoratori più giovani, ma solo se il lavoratore più anziano si trova in una posizione di livello superiore.

Inoltre, dimostriamo che le ripercussioni sulle carriere dei lavoratori giovani sono più rilevanti nelle imprese a bassa crescita. In particolare, dividiamo le imprese in terzili di crescita occupazionale (misurata nel periodo pre-riforma). La diminuzione della crescita salariale è dell'8% per i lavoratori delle aziende nell'ultimo terzile di crescita occupazionale, mentre l'effetto della riforma è nullo per i lavoratori delle imprese nel primo terzile di crescita occupazionale.

Infine, troviamo che i ritardi nel pensionamento dei lavoratori più anziani hanno un impatto maggiore sulla carriera dei loro colleghi che hanno almeno 55 anni o più, mentre l'effetto è nullo sui colleghi con meno di 35 anni. Questo risultato suggerisce che molte aziende utilizzano l'anzianità di servizio come uno dei criteri per assegnare le promozioni.

Questi effetti sono grandi o piccoli? La riduzione della crescita salariale dei lavoratori più giovani a causa di ritardi nel pensionamento dei lavoratori più anziani equivale a una perdita monetaria annuale di 258 euro e a una perdita monetaria fino a 2.191 euro nel corso di quattro anni.

Riferimenti

- Baker, G. P., M. Gibbs, and B. Holmström. 1994. "The Internal Economics of the Firm: Evidence from Personnel Data". *Quarterly Journal of Economics*, 109 (4): 881-919.
- Friebel, G., and E. Panova. 2008. "Insider Privatization and Careers: A Clinical Study of a Russian Firm in Transition". In *The Analysis of Firms and Employees: Quantitative and Qualitative Approaches.*, ed. Stefan Bender, Julia Lane, Kathryn L. Shaw, Fredrik Andersson and Till von Wachter, 253-266. University of Chicago Press.
- Gibbons, R., and M. Waldman. 1999. "A Theory of Wage and Promotion Dynamics Inside Firms". *Quarterly Journal of Economics*, 114(4): 1321-1358.
- Lazear, E. P., and P. Oyer. 2013. "Personnel Economics". In *Handbook of Organizational Economics.*, ed. Robert Gibbons and John Roberts. Princeton University Press.
- Rubinstein, Y., and Y. Weiss. 2006. "Post Schooling Wage Growth: Investment, Search and Learning". In *Handbook of the Economics of Education. Vol. 1*, ed. Eric A. Hanushek and Finis Welch, 1-67. Elsevier B.V.
- Waldman, M. 2013. "Classic Promotion Tournaments Versus Market-Based Tournaments". *International Journal of Industrial Organization*, 31(3): 198-210.

L'EFFETTO DELL'EMIGRAZIONE SULLE IMPRESE ITALIANE: IL CASO DELLA SVIZZERA

E. Dicarlo¹

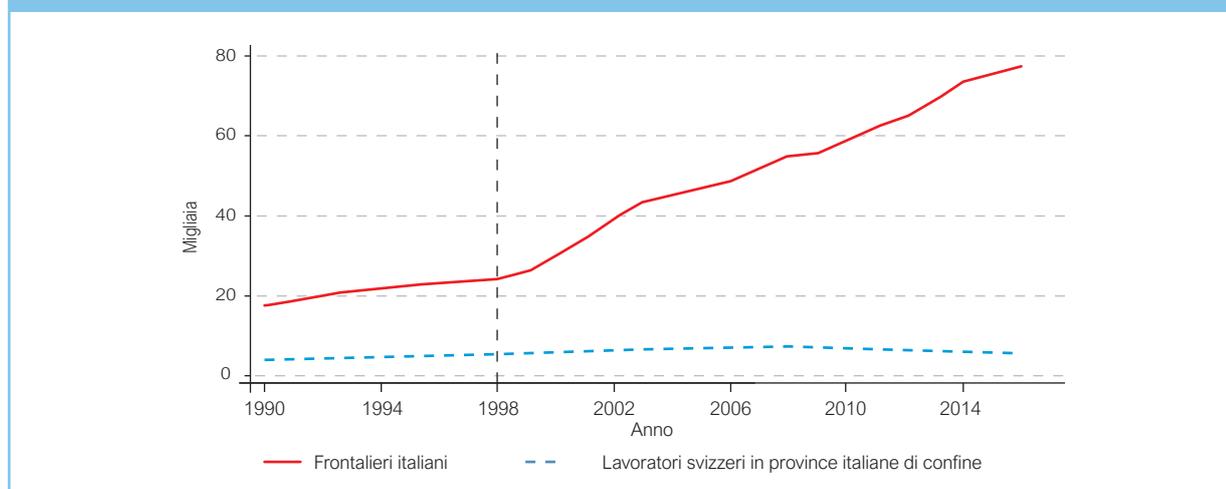
Nell'ultimo decennio il saldo netto di Italiani immigrati all'estero è aumentato di circa 6 volte. Nel 2019 gli italiani emigrati in un paese straniero ammontavano a più di 116.000 unità, un aumento del 14% rispetto all'anno precedente².

Data la scarsa evidenza circa le implicazioni di questo fenomeno a livello di impresa, questo studio analizza come le imprese reagiscono ad uno shock negativo all'offerta di lavoro, che distrugge il rapporto impresa-lavoratore riducendo potenzialmente la qualità della forza lavoro di tali imprese.

1. Il contesto italo-svizzero tra il 1994 e il 2015

I mercati del lavoro svizzero ed italiano hanno subito un'enorme integrazione negli ultimi 25 anni. La riduzione delle barriere alla mobilità del lavoro, insieme a stipendi circa tre volte più alti rispetto a quelli italiani, ha portato il numero di Italiani oggi residenti in Svizzera sopra le 300.000 unità. Tra questi i lavoratori frontalieri sono passati da poco più di 20.000 a quasi 80.000 unità (Grafico1). Un costo di emigrazione più basso per questi ultimi rende le regioni Italiane di confine più esposte alla probabilità di perdere lavoratori.

Grafico 1 - Frontalieri italiani in Svizzera - Stock



Fonte: dati ZEMIS e INPS.

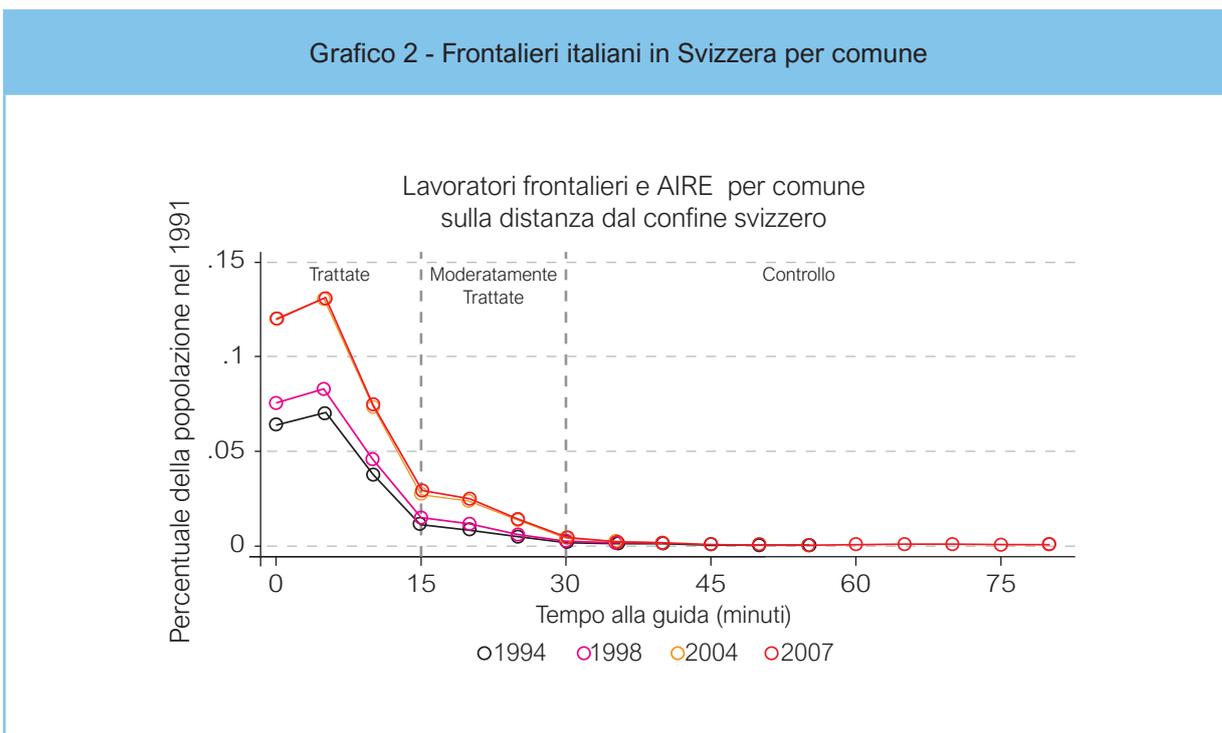
¹ Emanuele Dicarlo (Università di Zurigo e Banca d'Italia).

² ISTAT, Report migrazioni 2021.

2. Identificazione causale

L'effetto causale è stimato tramite il metodo delle differenze. La ratifica esogena del trattato sulla libera circolazione degli individui tra Svizzera ed UE definisce due finestre di trattamento: periodo di "transizione" dal 1998 (annuncio della riforma e graduale abolizione delle restrizioni) al 2003; periodo di "libero accesso" dal 2004 (abolizione totale delle restrizioni) al 2015.

Le imprese vengono suddivise in due gruppi di trattamento ed uno di controllo in base alla distanza dal comune dell'impresa al confine svizzero. Il Grafico 2 mostra come in comuni oltre 30 minuti dalla frontiera, la percentuale di lavoratori frontalieri è prossima allo zero. Le imprese vengono quindi allocate in tre gruppi in base al comune ove hanno sede: imprese trattate (entro 15 minuti), imprese moderatamente trattate (tra 15 e 30 minuti), gruppo di controllo (oltre 30 minuti).



Fonte: dati ZEMIS e AIRE.

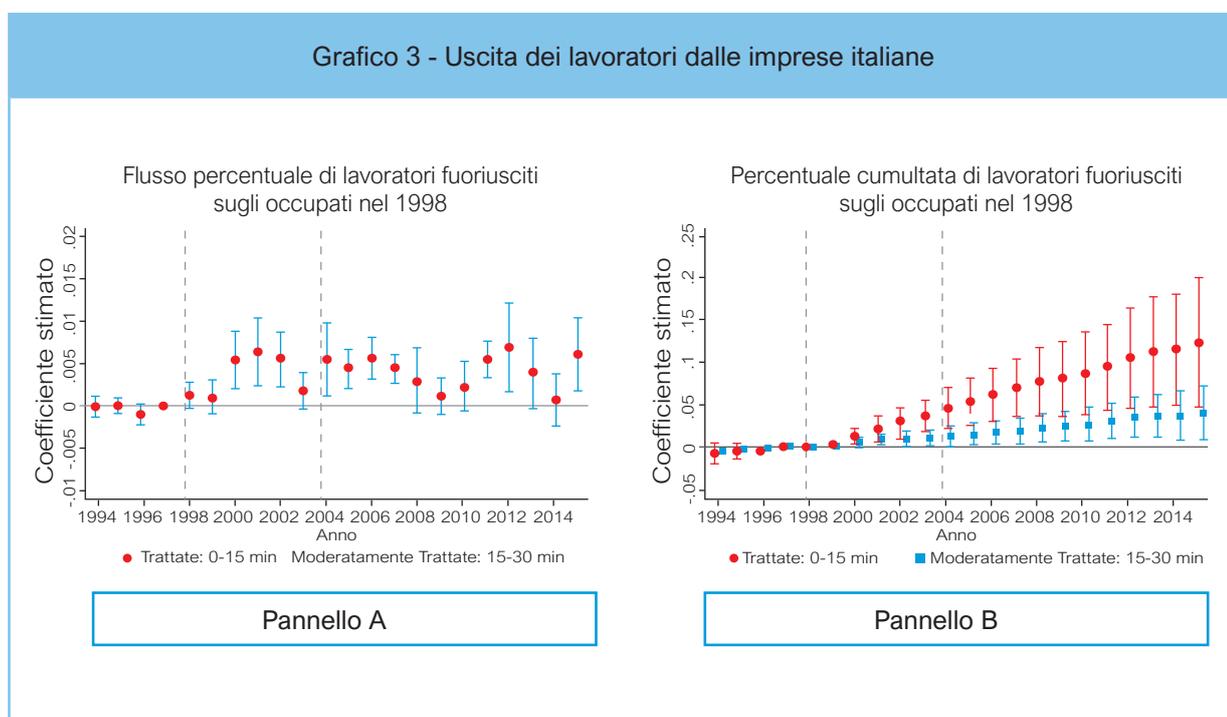
La perdita di lavoratori da parte delle imprese italiane è stimata con la variabile "INPS exit" ovvero un indicatore per ogni lavoratore che sparisce dagli archivi INPS per motivi diversi da pensionamento o morte.

La regressione include effetti fissi annuali e di impresa, insieme a trend provinciali, per eliminare distorsioni provenienti da shock di domanda a livello locale.

3. Risultati

a) Migrazioni dalle imprese italiane

Il Grafico 3 mostra il flusso e lo stock di lavoratori spariti dalle imprese trattate in rapporto alla forza lavoro della stessa impresa nel 1998. Il flusso annuale di lavoratori che spariscono dalle imprese trattate (Pannello a) diventa significativamente più alto di circa mezzo punto percentuale nei primi anni duemila, e nuovamente dopo il 2004, a seguito dell'apertura del mercato. L'effetto cumulato (Pannello b) mostra come le imprese trattate (moderatamente trattate) abbiano perso almeno 12 (4) punti percentuali in più della loro forza lavoro rispetto alle imprese di controllo.



Fonte: dati INPS.

b) Risposta delle imprese

L'entrata netta delle imprese nei comuni di trattamento è inferiore di 2.5 punti percentuali rispetto al gruppo di controllo nel periodo di transizione. Le imprese sopravvissute (Tabella 1) mantengono l'occupazione costante sostituendo i lavoratori persi. Le imprese trattate mostrano, rispetto al gruppo di controllo, una crescita del 1.4% inferiore del salario medio, una perdita di produttività (valore aggiunto) dell'8%, ed una maggiore accumulazione di capitale del 4%.

Tabella 1 - Risposta delle imprese				
	Log Occupazione	Media Log Salario	Log capitale Per addetto	Log Valore aggiunto
Pannello A: Imprese Trattate				
Libero accesso x (d<15)	-0.015	-0.014	0.057	-0.087
	(0.034)	(0.0052)*	(0.019)**	(0.032)*
R2	0.87	0.39	0.75	0.61
F-stat	3.35	36.8	4.22	3.90
Osservazioni	842421	13289674	281688	272080

Note: errori standard clusterizzati a livello di mercato del lavoro locale. (* $P < .05$, ** $P < .01$). Le regressioni includono effetti fissi per anno, per impresa e trend provinciali. Dati INPS.

4. Analisi per settore

La perdita di produttività si concentra nel settore manifatturiero, soprattutto nelle industrie ad alto contenuto tecnologico (es. farmaceutiche, chimiche). Queste ultime mostrano una riduzione del salario medio tramite una crescita salariale inferiore per i neoassunti. Le imprese del manifatturiero tradizionale (es. tessili, legno) invece promuovono i loro lavoratori, mantenendo il salario medio costante, ed investono in capitale. Non riscontrando effetti negativi sugli effetti fissi dei lavoratori, la perdita di produttività è verosimilmente attribuibile, in un contesto di elevato turnover, ad una carenza di personale con capitale umano specifico dell'azienda. Il fenomeno si riscontra nel settore manifatturiero ed appare più cogente per le imprese ad alto contenuto tecnologico, dove si traduce in una carriera salariale più piatta per i neoassunti. Non si riscontrano effetti negativi invece nel settore dei servizi.

5. Conclusioni

Gli effetti negativi di una riduzione dell'offerta di lavoro agiscono attraverso le imprese tramite due meccanismi: una riduzione del numero di imprese operanti sul mercato, ed una perdita di produttività riconducibile alla carenza di capitale umano specifico dell'impresa. Meccanismi per mitigare tali effetti negativi consistono nel ridurre il gap salariale tra i due paesi aumentando l'investimento in ricerca e sviluppo delle imprese italiane e nel fornire incentivi alle imprese che assumono i lavoratori di rientro nel paese di origine.

Riferimenti

- ISTAT, Report migrazioni 2021 (https://www.istat.it/it/files/2021/01/REPORT_MIGRAZIONI_2019.pdf).

VALUTAZIONE DEL BONUS CONTRIBUTIVO 2018 PER L'ASSUNZIONE A TEMPO INDETERMINATO DI GIOVANI

B. Fanfani¹

1. Caratteristiche del bonus giovani 2018

a) Sintesi del testo di legge rilevante

La legge di Bilancio 2018 ha introdotto una riduzione dei contributi previdenziali a carico dei datori di lavoro privati del 50% per 36 mesi, fino a un massimo di 3.000 euro su base annua, con riferimento alle assunzioni con contratto di lavoro dipendente a tempo indeterminato, effettuate a decorrere dal 1° gennaio 2018, di soggetti aventi meno di 35 anni di età. La principale novità di questa norma è quella di aver esteso uno sgravio più generoso già esistente nel 2017 per gli under 30 anche ad individui al di sotto dei 35 anni di età.

Lo sgravio contributivo del 2018 è stato subordinato ad alcune condizionalità ed era inizialmente previsto nel solo anno 2018 per i neoassunti nella fascia di età tra i 30-34 anni, mentre per gli under 30 la misura aveva carattere permanente. L'incentivo è stato poi esteso a tutti gli under 35 fino al 2020 con la legge di bilancio 2020. Anche se formalmente eleggibili allo sgravio contributivo, vi è stata quindi una maggiore incertezza normativa riguardo alla disponibilità del bonus nel corso del 2019 per i neoassunti tra i 30-34 anni di età.

b) Evidenze sull'utilizzo del bonus giovani 2018

L'incentivo contributivo in esame, nel corso del 2018, ha comportato un costo complessivo di circa 234 milioni di euro, di cui hanno potuto beneficiare circa 220 mila nuovi rapporti di lavoro. L'importo medio corrisposto per ciascun rapporto di lavoro incentivato era di poco superiore ai 1.000 euro.

La Tabella 1 illustra l'utilizzo del bonus per diverse aree geografiche, fasce di età e settori. Come si può notare, l'incentivo è stato utilizzato soprattutto al centro-nord sia in termini assoluti, sia rapportando la spesa totale alla dimensione della forza lavoro, misurata dal monte salari corrisposto ai lavoratori dipendenti privati under 35. Questa disparità regionale va però interpretata ricordando che, nel corso del 2018, le imprese del sud hanno potuto beneficiare di altri incentivi all'assunzione non cumulabili e più generosi del bonus giovani. Vi è inoltre un forte gradiente nell'età in cui il bonus giovani viene utilizzato maggiormente, con una prevalenza nell'utilizzo tra i 20 e i 29 anni. Infine, per quanto riguarda la distribuzione per settore, vi è una maggiore intensità nell'utilizzo dell'incentivo nella manifattura, anche

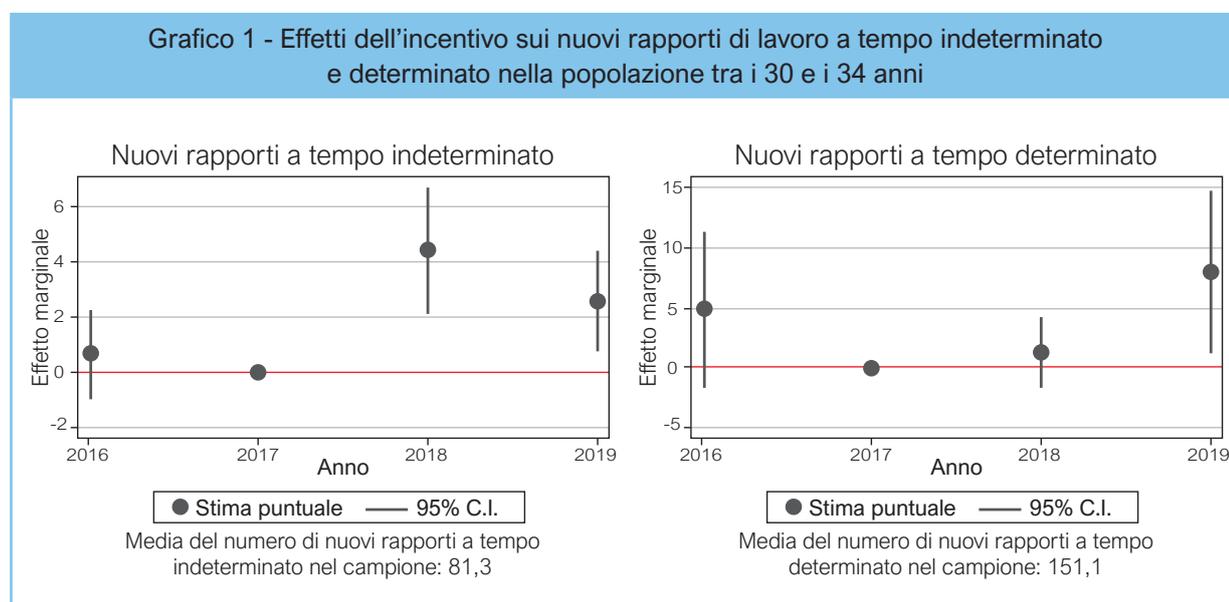
¹ Bernardo Fanfani (Università Cattolica del Sacro Cuore e CRILDA Post-doctoral Research Fellow Dipartimento di Economia e Finanza).

se quantitativamente la spesa maggiore è concentrata nel settore dei servizi. L'intensità di utilizzo è invece più ridotta nelle costruzioni e nel primario.

Tabella 1 - Utilizzo dell'incentivo per area geografica, età e settore nella popolazione under 35			
Area geografica	Importo incentivo (migliaia €)	% dell'importo rispetto alla spesa totale	Importo incentivo per 100.000€ di monte salari
Nord-ovest	86.508	38%	56,7
Nord-est	65.630	29%	55,9
Centro	45.138	20%	49,3
Sud e isole	30.479	13%	38,8
Classe di età	Importo incentivo (migliaia €)	% dell'importo rispetto alla spesa totale	Importo incentivo per 100.000€ di monte salari
<20	3.742	2%	29,0
20-24	68.530	30%	69,7
25-29	98.568	43%	63,2
30-34	56.913	25%	32,9
Settore	Importo incentivo (migliaia €)	% dell'importo rispetto alla spesa totale	Importo incentivo per 100.000€ di monte salari
Primario, costruzioni	9.373	4%	32,9
Manifattura	58.298	26%	63,8
Commercio, turismo, trasporti	77.964	34%	45,7
Altri servizi	81.906	36%	54,8

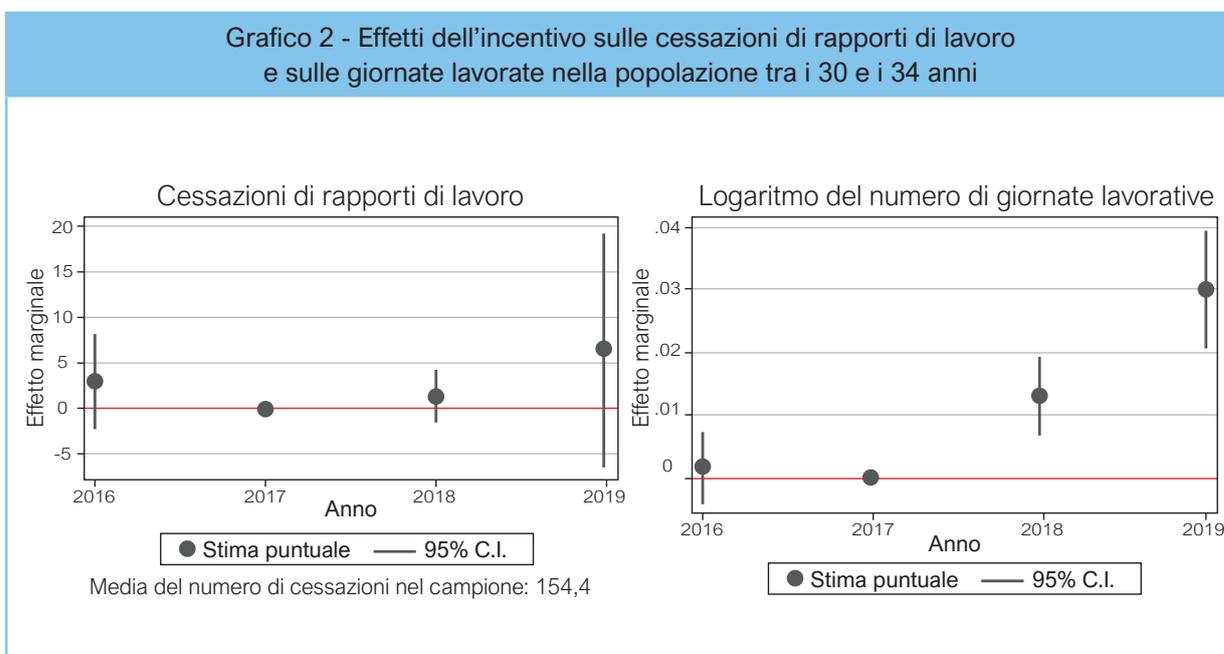
2. Valutazione degli effetti del provvedimento sui rapporti di lavoro

A seguito dell'introduzione dell'incentivo nel 2018, ci aspetteremmo che nella fascia di età tra i 30 e 34 anni la creazione di posti di lavoro subisca un incremento in termini relativi, rispetto a quanto si osserva per fasce di età di poco inferiori (che risultavano incentivate anche negli anni precedenti) o di poco superiori (che non hanno mai beneficiato di un incentivo). Per valutare gli effetti del provvedimento in esame abbiamo quindi utilizzato un modello econometrico che confronta l'andamento di varie misure dell'occupazione nel 2018 e 2019 rispetto agli anni precedenti, considerando le differenze tra individui tra i 30 e 34 anni rispetto alle fasce di età 25-29 e 35-39.



Il Grafico 1 a sinistra mostra i risultati del modello econometrico che stima gli effetti del bonus sulla creazione di nuovi rapporti di lavoro a tempo indeterminato. I risultati mostrano come il 2018 e 2019 sono stati caratterizzati da una maggiore creazione di rapporti di lavoro a tempo indeterminato per i nuovi beneficiari del bonus contributivo rispetto al 2017. Dal momento che simili differenze non erano significative nel 2016 rispetto al 2017, possiamo ragionevolmente attribuire all'incentivo giovani l'eccesso di nuovi rapporti di lavoro a tempo indeterminato che si osserva a partire dal 2018. Le nostre stime suggeriscono che in ciascun mercato del lavoro siano stati creati circa 4,4 rapporti di lavoro aggiuntivi nel 2018 e circa 2,5 nuovi rapporti nel 2019. Dividendo questa stima rispetto al numero medio di nuovi rapporti di lavoro osservati in ciascun mercato del lavoro, possiamo concludere che l'incremento nella creazione di lavoro a tempo indeterminato sia stato di circa il 5% nel 2018 e di circa il 3% nel 2019, un calo che potrebbe forse essere legato alla maggiore incertezza normativa che ha caratterizzato quest'ultimo anno.

Il pannello di destra prende in considerazione invece il numero di nuovi rapporti di lavoro a tempo determinato. In questo caso, possiamo notare come non vi siano differenze significative nel numero di nuovi rapporti creati nel 2016 e 2018 rispetto al 2017. Questo risultato sembra escludere la presenza di una sostituzione tra lavoro a tempo determinato e indeterminato per i nuovi beneficiari del bonus. Nel 2019 si può notare però un incremento di circa il 5% nelle assunzioni di lavoratori a tempo determinato. Questo risultato è di più difficile interpretazione e può forse essere legato all'entrata in vigore del cosiddetto Decreto Dignità nel corso del 2018 che, introducendo clausole più stringenti alla durata massima di questi rapporti di lavoro, potrebbe aver avuto un effetto asimmetrico nella creazione di lavoro a tempo determinato per fasce di età diverse.



Il Grafico 2 mostra la dinamica delle cessazioni di rapporti di lavoro. In questo caso, non è possibile rilevare differenze significative nell'andamento delle cessazioni in anni diversi, il che suggerisce che non vi sia stata una sostituzione di nuovi rapporti di lavoro incentivati con rapporti di lavoro preesistenti. Nel pannello di destra calcoliamo le differenze nel numero di giornate lavorate tra gli individui nella fascia di età 30-34, rispetto ad individui in fasce di età attigue. In questo caso, essendo la variabile dipendente del modello espressa in logaritmo, possiamo interpretare la stima puntuale direttamente come un effetto percentuale. Dai risultati si può notare come non vi siano differenze significative nel numero di giornate lavorate tra il 2016 e il 2017, mentre a partire dal 2018 le giornate lavorate crescono significativamente per i nuovi beneficiari del bonus contributivo con un aumento dell'1,3% e del 3% rispettivamente nel 2018 e 2019.

La coesistenza di più riforme nel corso degli anni analizzati rende difficile una valutazione del tutto priva di incertezze interpretative. Possiamo comunque concludere che l'effetto del bonus giovani sulla dinamica dell'occupazione, soprattutto per quanto riguarda la creazione di lavoro a tempo indeterminato, è stato complessivamente positivo. L'efficacia di questo provvedimento sembra però ridursi nel corso del 2019.

L'EFFETTO DELL'OFFERTA DI COMPETENZE MANAGERIALI SULLA PERFORMANCE DELLE IMPRESE

J. Sauvagnat¹, F. Schivardi²

Una letteratura recente dimostra che la qualità del management ha un ruolo fondamentale nella determinazione della performance delle imprese³. A fronte di ciò, sappiamo ancora poco sui fattori che determinano le differenze nella qualità manageriale tra le imprese. In particolare, perché alcune imprese assegnano il controllo a manager poco competenti, danneggiando le prestazioni aziendali e la produttività aggregata?

Il nostro lavoro si concentra sul ruolo dell'offerta locale di competenze manageriali e fornisce evidenza sul ruolo causale di quest'offerta sulla performance dell'impresa. Dal punto di vista empirico, la sfida principale consiste nell'elaborare una strategia di identificazione che tenga conto dell'endogeneità congiunta della produttività dell'impresa e della densità del mercato del lavoro locale rispetto a caratteristiche non osservate del mercato locale stesso. Sono inoltre necessari micro-dati dettagliati sia sulle imprese che sui lavoratori per comprendere empiricamente il meccanismo attraverso il quale l'offerta di dirigenti in un dato mercato del lavoro influisce sulla performance delle imprese. Il nostro approccio soddisfa entrambi i requisiti.

Utilizziamo dati amministrativi imprese-lavoratori dei registri previdenziali dell'INPS, che coprono l'intera popolazione dei lavoratori italiani nel settore privato nel periodo 2005-2015, abbinati a informazioni sullo stato patrimoniale e sul conto economico dell'impresa. In primo luogo, documentiamo che i dirigenti tendono a muoversi prevalentemente all'interno dello stesso settore e area geografica. Definiamo quindi il mercato rilevante per i dirigenti come la combinazione di settore e provincia (il "mercato dei dirigenti") e costruiamo misure di densità di ciascun mercato nel nostro campione utilizzando il numero di dirigenti attivi nelle imprese appartenenti a una data provincia-settore.

Il nostro disegno empirico sfrutta shock negativi al team di dirigenti di un'impresa e traccia il loro impatto sulla performance delle imprese in mercati dei dirigenti rispettivamente ad alta e bassa densità. Come principale fonte di shock per il gruppo dirigenziale, sfruttiamo la morte dei dirigenti, aggirando così l'endogeneità delle uscite volontarie (mobilità verso altri impieghi) o programmate (pensionamenti) dei dirigenti stessi. Ci concentriamo sulle morti che sono probabilmente inaspettate, cioè per dirigenti con meno di 60 anni. I decessi sono eventi rari: la probabilità di morte per un dirigente sotto i 60 anni è dello 0,1% all'anno.

¹ Julien Sauvagnat (Università Bocconi).

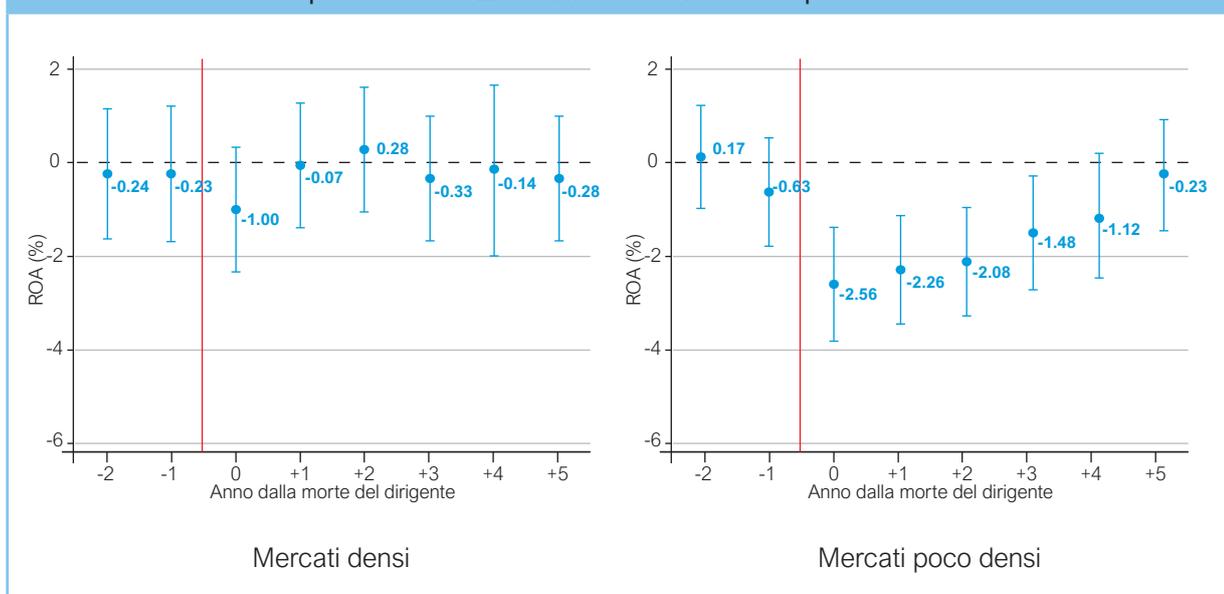
² Fabiano Schivardi (Professor of Economics Deputy Rector for Research - Luiss e Eief).

³ Bertrand and Schoar, 2003; Bloom and Van Reenen, 2007, 2010.

Nonostante ciò, la dimensione del mercato del lavoro italiano (circa 14 milioni di lavoratori e 123.000 dirigenti nel 2015) genera un numero di decessi di dirigenti sufficientemente ampio da consentire inferenze affidabili.

Per stimare se l'offerta locale è importante, stimiamo l'eterogeneità nella risposta dell'impresa agli eventi di morte dei dirigenti a seconda della densità dei mercati dei dirigenti. Ipotizziamo che le aziende abbiano maggiori probabilità di trovare una buona corrispondenza con un altro dirigente se il pool locale di dirigenti che lavorano per altre aziende nella stessa provincia e settore è grande. I risultati sono coerenti con questa ipotesi. Il Grafico 1 mostra l'andamento del ROA (utili su attivo, una misura standard di performance aziendale) nei due anni precedenti e nei sei anni successivi alla morte di un dirigente, in deviazione dall'andamento medio negli altri periodi. Come atteso, prima dell'evento il ROA non si discosta dalla media in entrambi i tipi di mercati. Dall'evento di morte emergono invece differenze sostanziali. Mentre nei mercati densi l'effetto è modesto ed è limitato all'anno della morte, in mercati poco densi è molto più consistente e persiste per ben cinque anni. Stime di regressione mostrano che l'effetto medio nei quattro anni dall'evento di morte è di -1,7 punti percentuali. Questa stima implica che il ROA medio si dimezza in quest'arco di tempo. Questi risultati sono confermati da un gran numero di controlli di robustezza, per i quali sfruttiamo appieno la ricchezza dei dati amministrativi.

Grafico 1 - Gli effetti della morte dei dirigenti sulla performance aziendale in mercati densi e poco densi



Fonte: elaborazioni degli autori sui dati del Laboratorio VisitInps.

Altri meccanismi potrebbero spiegare l'effetto più forte degli eventi di morte sulla performance aziendale nei mercati poco densi. La morte dei dirigenti potrebbe, ad esempio, avere un effetto dirompente sulle relazioni locali di input-output quando il mercato è poco denso. Al fine di corroborare le frizioni nella ricerca di dirigenti come meccanismo sottostante al calo di performance nei mercati poco densi, consideriamo l'elasticità dei salari dei dirigenti in altre imprese nello stesso mercato. Se le aziende colpite da eventi di morte cercano un sostituto a livello locale, la loro domanda di dirigenti genererà una pressione al rialzo sulla retribuzione dei dirigenti in altre imprese, la cui intensità dipende dallo spessore dell'offerta dei dirigenti. In linea con la nostra ipotesi, troviamo che la retribuzione dei dirigenti in altre aziende nello stesso mercato aumenta, ma solo in mercati dei dirigenti poco densi.

Infine, sfruttiamo la ricchezza dei nostri micro-dati per indagare i canali specifici attraverso i quali gli effetti delle morti dei dirigenti sono amplificati nei mercati poco densi. Mostriamo che le morti dei dirigenti nei mercati poco densi sono associate a un aumento dei tassi di separazione degli altri dirigenti negli anni successivi, particolarmente dei dirigenti laureati, probabilmente quelli che hanno maggiori probabilità di avere migliori opzioni esterne. Inoltre, le aziende nei mercati poco densi hanno minor probabilità di attrarre dirigenti con una laurea. L'effetto combinato è un deterioramento della qualità media del gruppo dirigenziale, che spiega gli effetti relativamente duraturi della morte dei dirigenti sulla performance aziendale.

Nel complesso, i nostri risultati evidenziano che l'offerta locale di dirigenti è un importante motore della performance aziendale. Il nostro lavoro ha importanti implicazioni per la progettazione di politiche tese a favorire la crescita. In particolare, le politiche volte a stimolare la crescita locale dovrebbero prendere in considerazione l'offerta di competenze manageriale, un suggerimento utile per strutturare l'utilizzo dei fondi che l'Italia stanzerà nei prossimi anni all'interno del Piano Nazionale di Ripresa e Resilienza per aiutare il sistema produttivo a riprendersi dalla pandemia.

Riferimenti

- *Bertrand, M., and A. Schoar. 2003. "Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies", The Quarterly Journal of Economics, 118, 1169-1208.*
- *Bloom, N., and J. Van Reenen. 2007. "Measuring and Explaining Management Practices Across Firms and Countries", The Quarterly Journal of Economics, 122, 1351-1408.*
- *Bloom, N. 2010. "Why Do Management Practices Differ across Firms and Countries?", Journal of Economic Perspectives, 24, 203-24.*



PRECARIETÀ E DISUGUAGLIANZA SOCIALE

POVERTÀ DA LAVORO IN ITALIA TRA IL 1990 ED IL 2017

M. Bavaro¹

Quando si parla di povertà lo si fa solitamente assumendo che questa dipenda principalmente dalla mancanza di lavoro. Negli ultimi anni un numero crescente di studi ha però osservato come anche persone occupate rischino di cadere in povertà in ragione di redditi da lavoro particolarmente bassi. In quest'ottica, anche se la povertà è un fenomeno che viene valutato a livello familiare, l'obiettivo di questo progetto di ricerca consiste nel far uso degli archivi amministrativi forniti da *VisitInps* per indagare quanti sono i lavoratori (e quali le loro caratteristiche) che, se dovessero vivere unicamente del proprio salario, rischierebbero di ritrovarsi in uno stato di indigenza. Pertanto, in linea con la definizione di povertà relativa adottata in sede europea, abbiamo definito come povero da lavoro (*working poor*) chi, fra coloro che nell'anno ha un reddito da lavoro non nullo, guadagna meno del 60% della mediana. Si sono altresì usate altre soglie per definire la povertà da lavoro. Il lavoro si ispira a quelli di Lucifora (1997), Brandolini et al. (2002) e Raitano et al. (2019).

I dati utilizzati sono quelli degli archivi amministrativi dei dipendenti (1990-2017), dei collaboratori (1996-2017), dei professionisti (2000-17) e dei domestici (1990-2017). Per ogni anno, vengono sommati i salari² guadagnati dal singolo lavoratore (esclusi quelli oltre i 65 anni³) e mantenute le informazioni relative al lavoro principale (quello con il salario maggiore nell'anno). Le informazioni a disposizione relative ai lavoratori sono: età, genere, area geografica del lavoro, cittadinanza ed anni di esperienza lavorativa. Solo per i dipendenti si aggiungono: numero di dipendenti dell'impresa, settore industriale (Ateco), lavoro full-time o part-time e contratto a tempo determinato o indeterminato.

Il numero totale di lavoratori osservati è di 10,5 milioni nel 1990 che diventano 16 milioni nel 2017. Una delle differenze fondamentali che risalta andando a guardare il primo e l'ultimo anno, 1990 e 2017, è quella riguardante il numero di lavori svolti dal singolo lavoratore: se nel 1990 quasi l'87% dei lavoratori svolgeva solo un unico lavoro durante l'anno, nel 2017 questa percentuale si abbassa fino al 79%, denotando un rilevante aumento della frammentazione lavorativa negli ultimi trent'anni in Italia.

¹ Michele Bavaro (Università di Roma Tre, assegnista di ricerca). Si ringrazia Michele Raitano per l'aiuto e la supervisione.

² La definizione più corretta sarebbe quella di reddito dal lavoro, avendo incluso nell'analisi anche collaboratori e professionisti, ma ci riferiamo ai salari in quanto i dipendenti costituiscono oltre il 90% del totale dei lavoratori.

³ I risultati, escludendo i più giovani (che possono essere ancora coinvolti nell'istruzione) sono disponibili, i valori di povertà da lavoro per gli over 25 non cambiano molto rispetto a quelli totali, soprattutto negli ultimi anni osservati.

Come richiamato, nelle analisi principali si è adottata una soglia di povertà pari al 60% della mediana dei salari, sia annuale che mensile. Inoltre, si è adottata una soglia assoluta, la soglia di povertà assoluta per il singolo individuo fornita dall'ISTAT, per tenere conto di possibili differenze nel costo della vita. Ad esempio, nel 2017 questa corrispondeva a 771 euro al Nord, 740 euro al Centro e 584 euro al Sud.

La soglia di povertà relativa tende a ridursi nel corso del periodo di osservazione fino a raggiungere i 10.837 euro annuali e 972 euro mensili nel 2017 (Grafico 1).

La percentuale di lavoratori poveri viene mostrata nel Grafico 2, in cui si osserva un deciso trend crescente nel tasso di povertà da lavoro (si passa dal 26% nel 1990 al 32,4% nel 2017). Il risultato è consistente sia che si guardi alla povertà relativa con salari annuali, che con salari mensili, che infine che si guardi ad una soglia di povertà assoluta. Anche l'intensità della povertà è aumentata nel tempo, l'indice di *poverty gap* aumenta da 13,8 nel 1990 a 17,9 nel 2017.

Grafico 1- Linee di povertà da lavoro. Anni 1990-2017 (0.6 salario mediano)

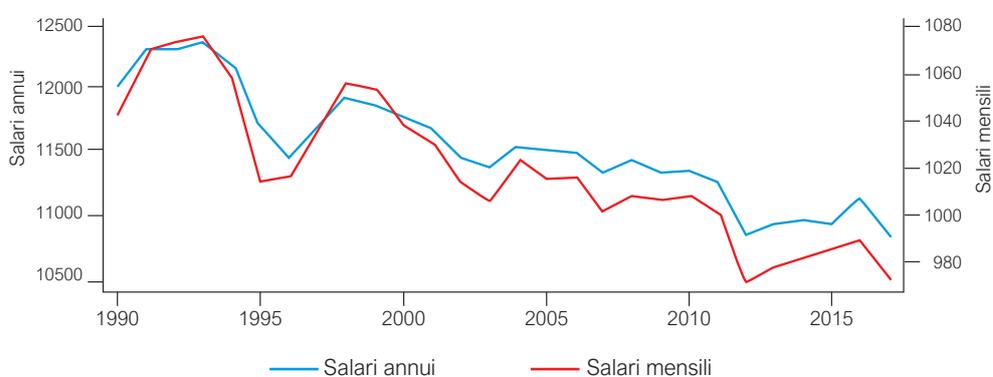
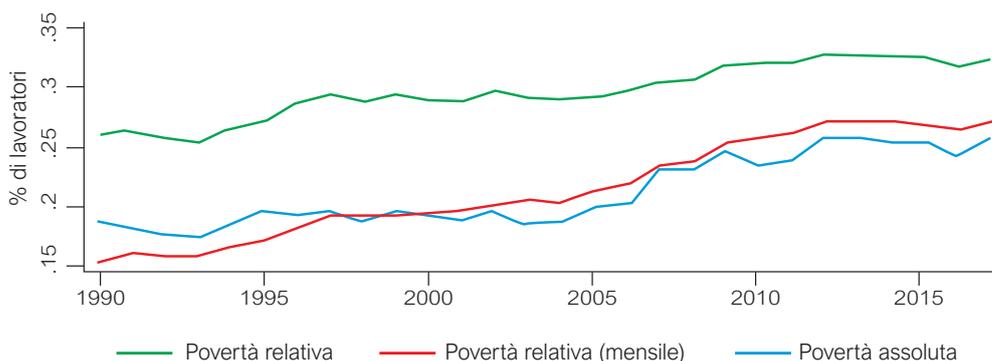


Grafico 2 - Povertà da lavoro in Italia. Anni 1990-2017



Studiando la probabilità di essere lavoratori poveri nel 2017 si coglie che i fattori correlati più importanti restano il genere, la cittadinanza e l'area geografica. Tuttavia, andando a considerare solo i lavoratori dipendenti si verifica come un ruolo fondamentale sia svolto dall'utilizzo di contratti part-time ed anche a tempo determinato (questi fattori sono anche quelli che spiegano l'andamento crescente del trend della povertà da lavoro nel periodo 1990-2017). Inoltre, la probabilità di essere un lavoratore povero aumenta costantemente con il numero di lavori svolti durante l'anno, delineando una pericolosa correlazione tra frammentazione e precarietà lavorativa e bassi salari.

Questo studio si pone l'obiettivo di fornire evidenza su un fenomeno che sta diventando molto diffuso nel nostro Paese. Sembra urgente la necessità di porre attenzione alle condizioni lavorative di alcune categorie in particolare, come le donne, i giovani ed i lavoratori del Mezzogiorno. Una particolare attenzione meriterebbe la qualità del lavoro ed il livello dei salari. I risultati finali del progetto prevedono l'analisi della dinamica del fenomeno della povertà da lavoro all'interno delle carriere, per comprendere la rilevanza della persistenza nello stato di povertà nello spiegare il fenomeno.

Riferimenti

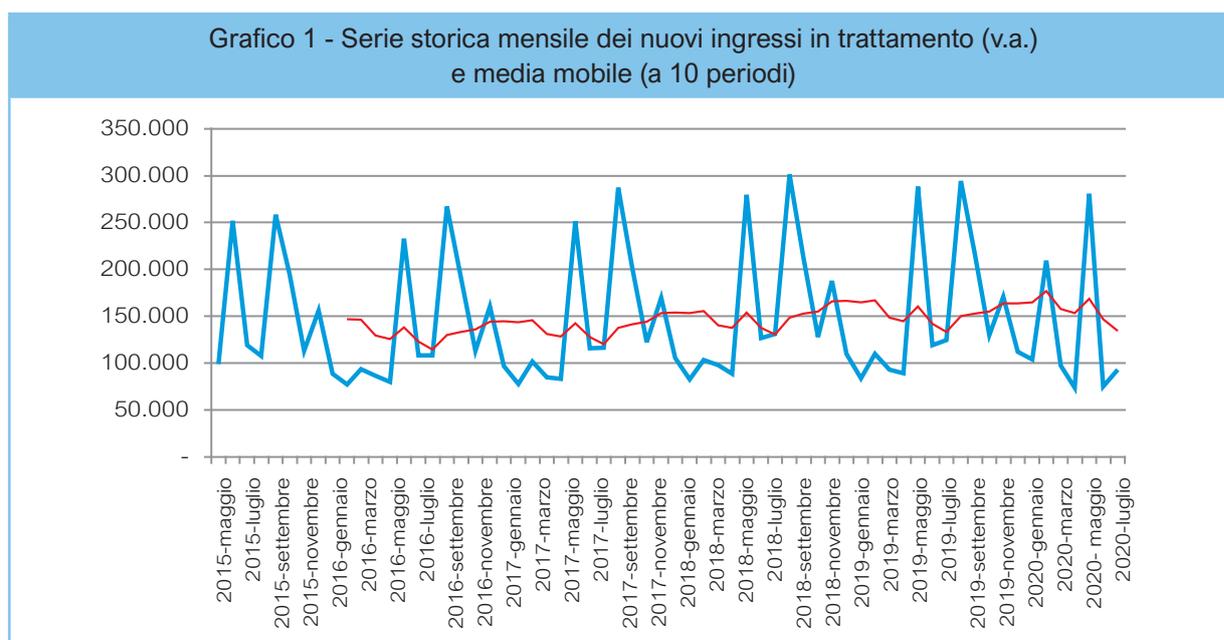
- Brandolini, A., P. Cipollone, and P. Sestito. 2002. "Earnings dispersion, low pay and household poverty in Italy", 1977-1998 (pp. 225-264). *The Economics of Rising Inequalities*.
- Lucifora, C. 1997. "Working poor? An analysis of low wage employment in Italy" (No. 93.1997). *Nota di Lavoro*.
- Raitano, M., M. Jessoula, E. Pavolini, and M. Natili. 2019. "In-work poverty in Italy". *European Commission, European Social Policy Network*.

LE PRESTAZIONI DI SOSTEGNO AL REDDITO IN CASO DI DISOCCUPAZIONE: ANDAMENTO E TASSI DI COPERTURA

G. De Blasio¹, R. De Vincenzi²

1. L'andamento della NASpl durante i primi mesi di emergenza economica seguente la pandemia da COVID-19

L'andamento mensile degli ingressi in trattamento NASpl (Grafico 1) mette in evidenza la sua stagionalità con i due “picchi” determinati dalle popolazioni dei lavoratori a termine del settore turistico (cessazione/chiusura del rapporto di lavoro a settembre di ciascun anno) e di quello dell'istruzione (a giugno di ciascun anno).



Fonte: elaborazioni su micro-dati INPS - archivio Prestazioni Sostegno al Reddito.

L'assoluta regolarità dell'andamento ciclico stagionale, però, è stata interrotta a marzo 2020, mese nel quale è stato registrato, rispetto allo stesso mese dell'anno precedente, il primo calo consistente delle attivazioni con particolare riferimento ai contratti a tempo determinato (-41,9%) concernenti soprattutto il settore della ricezione turistica (-72,4%)³.

La ricaduta sui nuovi ingressi in trattamento NASpl è stata immediata. È presumibile che tutti (o quasi) i lavoratori e le lavoratrici entrati in disoccupazione e in possesso dei requisiti

¹ Giuseppe De Blasio (Fondazione Studi dell'Ordine nazionale dei Consulenti del Lavoro).

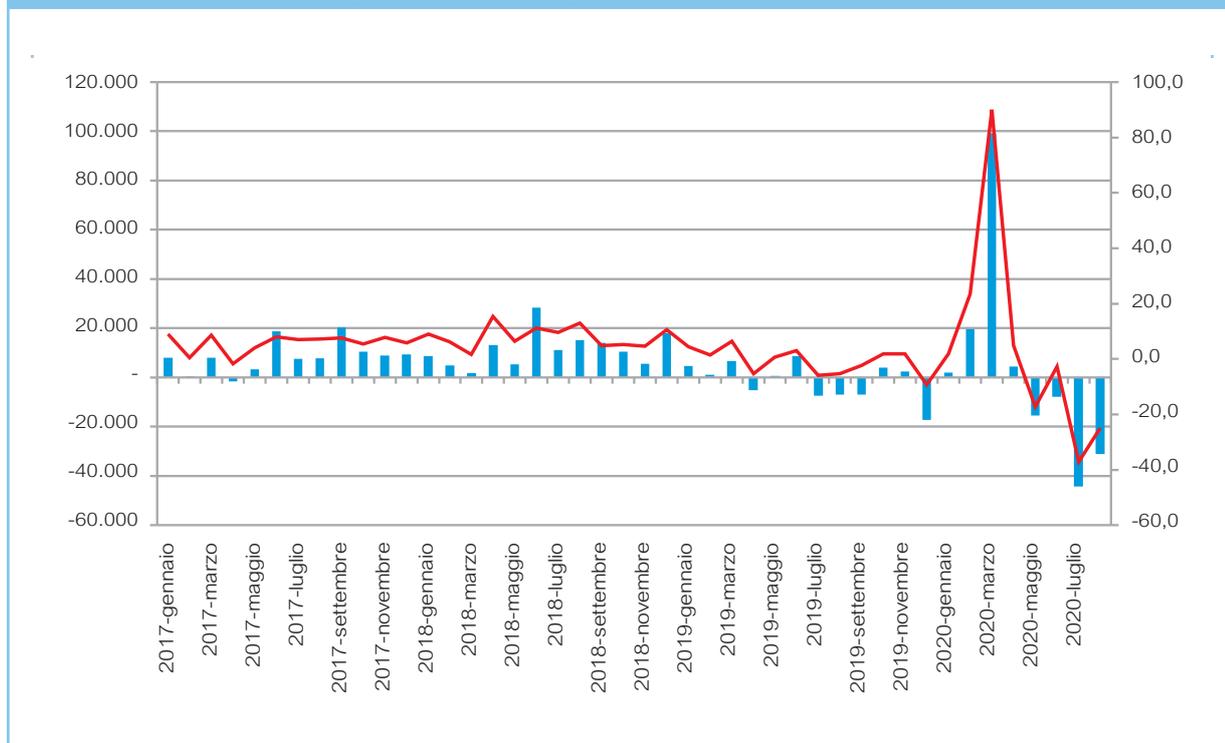
² Roberto De Vincenzi (Ricercatore INAPP - Istituto Analisi Politiche Pubbliche).

³ Ministero del Lavoro e delle Politiche sociali, giugno 2020.

lavorativi e contributivi necessari, abbiano presentato domanda di accesso al sussidio e - dopo un'attesa media di 16 giorni - abbiano iniziato a ricevere il sussidio per disoccupazione.

Rispetto al marzo 2019 i nuovi ingressi in trattamento NASpl nel marzo 2020 sono quasi raddoppiati passando da 110 mila a poco più di 209 mila, con una variazione tendenziale di +90% (Grafico 2). Nei mesi successivi, almeno fino a dove stato possibile spingere l'osservazione, la variazione tendenziale calcolata sullo stesso mese dell'anno precedente cala bruscamente, fino a diventare negativa da maggio ad agosto 2020 (ultimo mese disponibile in termini di dati stabilizzati). Molto probabilmente, questa netta diminuzione dei nuovi ingressi è legata sia alla progressiva ripresa delle attività legate al turismo a partire dal mese di maggio e per tutto il periodo estivo, sia al calo all'interno dei lavoratori in disoccupazione involontaria della sottopopolazione in possesso dei requisiti lavorativi e contributivi e all'aumento, per contro, di quella priva di tali requisiti.⁴

Grafico 2 - Ingressi in trattamento NASpl - Variazione tendenziale sulla serie storica da gennaio 2017 ad agosto 2020 (v.a. e variazioni %)



Fonte: elaborazioni su micro-dati INPS - archivio Prestazioni Sostegno al Reddito.

⁴ Quest'ultima sottopopolazione è presumibilmente transitata nelle nuove misure di contrasto alla disoccupazione dei lavoratori precari, stagionali o in somministrazione, previste con l'art. 84 del "Decreto Rilancio": Ai lavoratori dipendenti stagionali del settore del turismo e degli stabilimenti termali e ai lavoratori in somministrazione nelle medesime imprese che hanno cessato involontariamente il rapporto di lavoro tra il 1° gennaio 2019 e il 23 febbraio 2020 è riconosciuta una indennità di 600 euro per il mese di aprile, purché non titolari al 23 febbraio 2020 né di pensione né di rapporto di lavoro dipendente. A tali lavoratori è riconosciuta inoltre un'indennità di 1.000 euro per il mese di maggio se hanno cessato involontariamente il rapporto di lavoro tra il 1° gennaio 2019 e il 17 marzo 2020, purché non titolari alla data di entrata in vigore del decreto in esame né di pensione né di rapporto di lavoro dipendente né di NASpl.

2. Tasso di copertura della NASpl in base alle fonti amministrative

Su un periodo complessivo di 12 mesi il numero di disoccupati involontari mensili, ai quali è cessato uno o più contratti di lavoro di tipo subordinato (esclusi i lavoratori somministrati e intermittenti)⁵ per motivi diversi dalle dimissioni volontarie, è mediamente pari a circa 255 mila unità. Si tratta di un valore medio che, a causa delle dinamiche cicliche dell'occupazione stagionale o di quella concernente la scuola, oscilla mensilmente in modo marcato. I lavoratori cessati registrano valori massimi a settembre (in media poco più di 400 mila per effetto della chiusura dei contratti stagionali del turismo), a giugno (350 mila circa per effetto della chiusura dei contratti dei lavoratori precari della scuola pubblica e privata)⁶ e a dicembre (330 mila per la chiusura dei contratti di durata annuale-solare nei diversi settori produttivi). I valori minimi si registrano, invece, nel periodo compreso tra il mese di febbraio e quello di maggio di ciascun anno (150-190 mila unità).

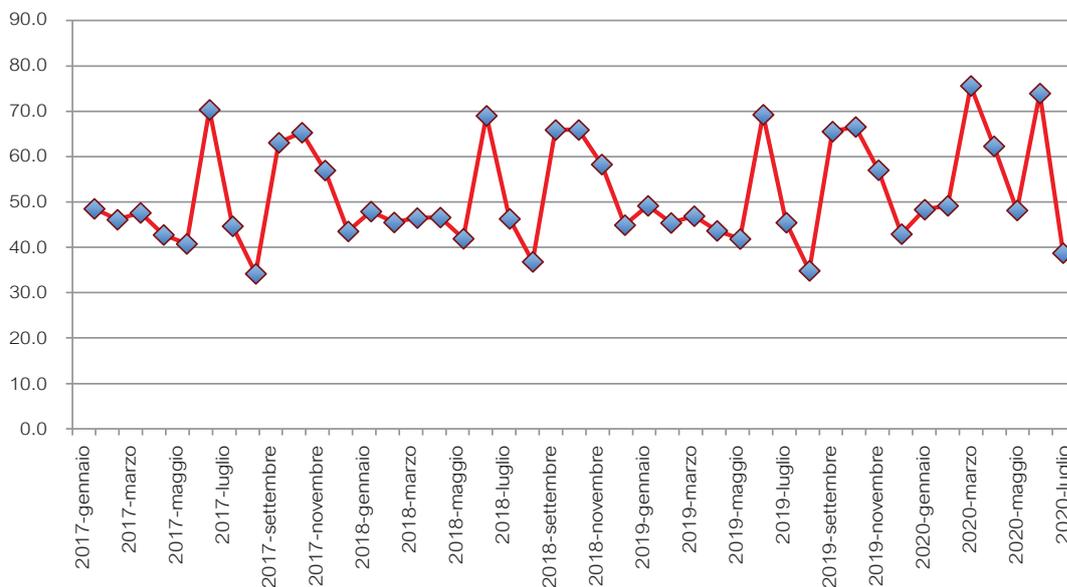
La NASpl, sempre al netto della quota dei lavoratori somministrati dei quali non si dispone di sufficienti informazioni, ogni anno interviene su circa la metà dei lavoratori che hanno perso involontariamente uno o più contratti di lavoro subordinato. In altri termini, i requisiti lavorativi e contributivi per l'accesso alla NASpl definiti dalle norme sono tali che il 51% del totale dei disoccupati involontari può accedere al sostegno al reddito. Infatti, sono 135 mila i disoccupati che mensilmente, in media, beneficiano del sussidio al reddito per disoccupazione. Il numero di entrate in trattamento NASpl ovviamente segue l'andamento ciclico delle cessazioni visto in precedenza con 270 mila entrate in trattamento nei mesi di settembre e giugno (come data di cessazione, mentre la decorrenza segue la data di cessazione mediamente di circa 16 giorni).

A marzo 2020, infatti, in concomitanza con la chiusura delle attività sancita con il primo decreto (cosiddetto "Rilancio"), dedicato a contrastare gli effetti dell'epidemia tuttora in corso, il numero di domande di sussidio è aumentato, così come gli ingressi in trattamento e il tasso di copertura - sempre in riferimento ai lavoratori cessati nel mese di marzo - ha raggiunto quota 76,2% (Grafico 3).

⁵ Per i quali al momento non si dispone di sufficienti informazioni sulle cause di cessazione in una delle fonti amministrative utilizzate.

⁶ Valori che oscillano più marcatamente degli altri a causa della crescita continua dei contratti a termine utilizzati per sostituire i tanti docenti e non docenti che ogni anno entrano in età pensionabile e dalle interruzioni di tale crescita per effetto del periodico espletamento delle procedure concorsuali per le immissioni in ruolo.

Grafico 3 - Tasso di copertura della Naspi rispetto alla più vasta platea di chi perde il lavoro in modo involontario



Fonte: elaborazioni su micro-dati Ministero del Lavoro e delle Politiche sociali (campione CICO aggiornamento al III trim. 2020) e su micro-dati INPS - archivio Prestazioni Sostegno al Reddito.

Riferimenti

- BANCA D'ITALIA. 2020. "Le dinamiche del mercato del lavoro nei mesi estivi: prime evidenze dalle regioni", Nota COVID-19 del 19 ottobre 2020.
- Croce, G. 2020. "Le politiche attive del lavoro nella crisi da Covid-19", *Economia & lavoro, Rivista di politica sindacale, sociologia e relazioni industriali*, n. 2/2020, pagg. 91-116, doi: 10.7384/98577.
- De Vincenzi, R., G. De Blasio. 2020. "La disoccupazione amministrativa: prestazioni di sostegno al reddito, copertura e persistenza", *WorkINPS Paper*, n. 29, ottobre https://www.inps.it/docallegatiNP/Mig/InpsComunica/WorkInps_Papers/29_WorkINPS_De_Vincenzi_roberto_ott2020.pdf.
- MINISTERO ECONOMIA E FINANZE - DIREZIONE STUDI E RICERCHE ECONOMICO FISCALI. 2020. "L'impatto del Covid-19 e degli interventi del Governo sulla situazione socio-economica delle famiglie italiane nei primi tre mesi della pandemia". *Analisi economica e statistica, Nota n.3, novembre 2020* <https://www.finanze.gov.it/export/sites/finanze/.galleries/Documenti/Varie/Nota-tematica-n.-3-Impatto-del-Covid-19-sulla-situazione-socio-economica-delle-famiglie-italiane.pdf>.

- *MINISTERO DEL LAVORO MINISTERO DEL LAVORO E DELLE POLITICHE SOCIALI. 2020. "I rapporti di lavoro nel I, II e III trimestre 2020", Direzione Generale dei Sistemi Informativi, Innovazione Tecnologica, Monitoraggio dati e Comunicazione, nn. 33, 34 e 35.*
- *MINISTERO DEL LAVORO MINISTERO DEL LAVORO E DELLE POLITICHE SOCIALI, INAIL, INPS, ISTAT e ANPAL. 2020. "Nota trimestrale sulle tendenze dell'occupazione - III trimestre 2020", 18 dicembre 2020.*
- *UFFICIO PARLAMENTARE DI BILANCIO. 2020. Audizione informale del Presidente dell'Ufficio parlamentare di bilancio sul DDL di conversione del DL 19 maggio 2020, n. 34 recante misure urgenti in materia di salute, sostegno al lavoro e all'economia, nonché di politiche sociali connesse all'emergenza epidemiologica da COVID-19, Commissione V della Camera dei deputati (Bilancio, Tesoro e Programmazione), 27 maggio 2020.*
- *Viviano, E. 2020. "Alcune stime preliminari degli effetti delle misure di sostegno al mercato del lavoro", Banca d'Italia, Nota COVID-19 del 16 novembre 2020 https://www.bancaditalia.it/media/notizie/2020/Nota-Covid-19.11.2020.pdf?language_id=1.*

DISUGUAGLIANZA URBANA E FLUSSI TURISTICI IN ITALIA NEL PERIODO 2001-2011¹

G. Lanzara², G. A. Minerva³

Il turismo è un settore importante dell'economia italiana in termini di Prodotto Interno Lordo e di occupazione e la promozione delle attività turistiche è un obiettivo perseguito sia a livello locale che a livello nazionale. Se l'impatto positivo a livello aggregato è spesso riconosciuto, la relazione tra turismo e disuguaglianza economica non è stata sufficientemente studiata. Nel nostro progetto di ricerca assumiamo la prospettiva dell'economia urbana e studiamo l'impatto del turismo su un'economia locale sotto l'ipotesi che l'offerta immobiliare sia fissa. In questo quadro teorico, ci attendiamo che i benefici economici del turismo siano capitalizzati in larga misura dal valore degli immobili e, di conseguenza, che la distribuzione del patrimonio immobiliare costituisca un fattore cruciale nello spiegare l'impatto del turismo sulla disuguaglianza economica.

In breve, la domanda che ci poniamo in questa ricerca è: il turismo ha contribuito alla crescita della disuguaglianza economica? E se sì, in che misura? Per rispondere a queste domande, abbiamo sviluppato un modello classico di economia urbana con due estensioni cruciali: 1) la presenza di due tipologie di residenti, proprietari di immobili e affittuari, e 2) la presenza di turisti. Il modello ci consente di derivare alcune semplici relazioni tra benessere economico e turismo, che usiamo per trarre alcune conclusioni.

La nostra analisi si basa sul confronto tra il benessere di un proprietario di casa rappresentativo ed il benessere di un affittuario rappresentativo. Utilizzando ipotesi simili a quelle contenute in un nostro precedente lavoro⁴ si può esprimere, a livello di ogni singola città c , la disuguaglianza come il rapporto tra le utilità indirette di un proprietario di casa, V_c^P , e di un affittuario, V_c^A . Tralasciando alcuni dettagli tecnici, il rapporto tra le utilità indirette può essere scritto come

$$\frac{V_c^P}{V_c^A} = 1 + \kappa \frac{n_{R,c}}{n_{R,c}^P} + \kappa \frac{n_{T,c} I_T}{w_c n_{R,c}^P}$$

La semplice espressione sopra riportata, dove il termine κ è una costante che dipende da alcuni parametri, dice che la disuguaglianza a livello comunale, c , è decrescente nella quota di residenti che sono proprietari immobiliari, $n_{R,c}^P/n_{R,c}$, (più è alta la quota di abitanti della città che sono proprietari di immobili, più è piccola la nostra misura della disuguaglianza) ed è crescente nella spesa totale dei turisti che visitano la città, $n_{T,c} I_T$, in rapporto al monte

¹ Progetto e risultati della ricerca ancora in fase preliminare e non completi.

² Gianandrea Lanzara (Università Bocconi di Milano, Assegnista di ricerca in Economia Politica).

³ G. Alfredo Minerva (Università di Bologna, Professore associato in Politica Economica).

⁴ Lanzara e Minerva, 2019.

salariale dei proprietari di casa, $w_c n_R^P$. Per stimare il salario urbano, w_c , lavorando con le basi di dati INPS abbiamo utilizzato la stessa metodologia descritta in Belloc, Naticchioni e Vittori (2019). La misura di disuguaglianza urbana, V_c^P/V_c^A , è poi pesata per la quota di residenti del comune sul totale nazionale, φ_c . Infine, calcoliamo la variazione dell'indice così ottenuto tra il 2001 ed il 2011. Pertanto, la variazione finale della disuguaglianza a livello di ogni singola città, c , è data da

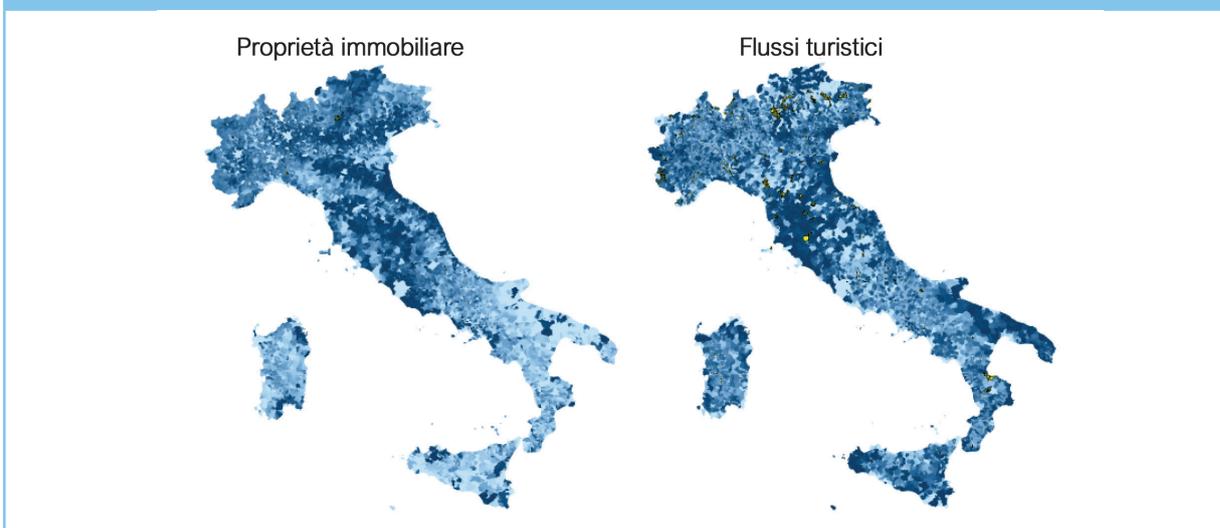
$$\Delta W_c = \left(\frac{V_c^P}{V_c^A} \varphi_c \right)_{2011} - \left(\frac{V_c^P}{V_c^A} \varphi_c \right)_{2001}$$

che a sua volta può essere decomposta in

- cambiamento nella disuguaglianza proveniente dalla variazione nella proprietà immobiliare;
- cambiamento nella disuguaglianza proveniente dai flussi turistici;
- cambiamento nella disuguaglianza proveniente dalla variazione nel peso comunale.

Rappresentiamo nel Grafico 1 le mappe a livello comunale del cambiamento nella disuguaglianza, ΔW_c , dovuto, rispettivamente, alla componente della proprietà immobiliare e alla componente dei flussi turistici. Tralasciamo di riportare la componente dovuta alla variazione nel peso comunale che è quantitativamente trascurabile. Colori tendenzialmente più chiari indicano un contributo ad una riduzione della disuguaglianza tra un proprietario di casa ed un affittuario, colori tendenzialmente più scuri indicano un contributo ad un aumento della disuguaglianza.

Grafico 1 - Contributo alla disuguaglianza: proprietà immobiliare e flussi turistici



Fonte: elaborazioni degli autori su dati INPS e ISTAT.

Andando a calcolare il valore aggregato per l'intero territorio nazionale, ottenuto sommando le singole componenti comune per comune, si ottiene per la componente della proprietà immobiliare un valore aggregato pari a $-0,02339$, mentre per la componente dei flussi turistici si ottiene un valore pari a $+0,00035$. Dato che in Italia la quota di abitanti che abitano in una casa di proprietà è aumentata tra il 2001 ed il 2011 (ISTAT, 2013), questo ha contribuito a ridurre la disuguaglianza urbana ed è pertanto riflesso nella nostra misura aggregata. I flussi turistici hanno invece operato in direzione opposta e, tramite la pressione esercitata sul mercato immobiliare, hanno aumentato la disuguaglianza urbana. In valore assoluto, andando a confrontare la grandezza delle due componenti, l'effetto sull'inasprimento della disuguaglianza dovuto ai flussi turistici può essere stimato in circa l'1,5% dell'effetto (di segno opposto) dovuto all'incremento della quota di residenti proprietari immobiliari. Si tratta di un valore non trascurabile e che diventa ancora più significativo se si pensa che ci sono centinaia di comuni, per lo più piccoli e mete turistiche, in cui la componente turistica è, in valore assoluto, più del 100% della componente di proprietà immobiliare.

Se i vantaggi economici del turismo sono spesso riconosciuti, la connessione tra turismo e disuguaglianza non è stata sufficientemente studiata. La nostra ricerca adotta la prospettiva dell'economia urbana per stabilire se e quanto il turismo crei "vincitori" e "vinti". I nostri risultati possono contribuire a spiegare come mai, nonostante i riconosciuti vantaggi aggregati, l'incremento dei flussi turistici sia spesso accompagnato a livello locale da un dibattito di segno opposto, che mette l'accento sulle conseguenze negative del turismo, ad esempio sul costo della vita.

Riferimenti

- Belloc, M., P. Naticchioni, and C. Vittori. 2019. "Urban wage premia, cost of living, and collective bargaining". *WorkINPS Papers No. 13*, Istituto Nazionale per la Previdenza Sociale, Roma.
- ISTAT. 2013. "Il Censimento in pillole: nuovi dati su popolazione, famiglie, abitazioni e stranieri". *Comunicato stampa 23 dicembre 2013*, Istituto Nazionale di Statistica, Roma.
- Lanzara, G., and G.A. Minerva. 2019. "Tourism, amenities and welfare in an urban setting". *Journal of Regional Science*, 59, 452-479.

DISUGUAGLIANZE DI LONGEVITÀ IN ITALIA: NUOVE EVIDENZE DAI DATI INPS

S. Ghislandi¹, B. Scotti²

La letteratura sulle disuguaglianze di salute in Italia ha documentato l'esistenza di differenze tangibili di longevità per status socioeconomico³. L'evidenza disponibile presenta, tuttavia, alcune lacune importanti. In primo luogo, gli studi esistenti misurano lo status socioeconomico prevalentemente in termini di istruzione o reddito, trascurando le differenze di mortalità che possono emergere lungo la dimensione occupazionale. In secondo luogo, l'evidenza relativa all'evoluzione nel tempo delle disparità nella speranza di vita è scarna e contraddittoria⁴. Questa lacuna è particolarmente rilevante alla luce dell'evidenza fornita dalla letteratura internazionale che ha documentato un inasprimento nel gradiente relativo alla speranza di vita per status socioeconomico in numerosi paesi OCSE⁵. È opportuno sottolineare, inoltre, che le disparità nella speranza di vita non catturano interamente le disuguaglianze di longevità tra sottogruppi di popolazione. A tal fine, è necessario guardare non solo alla media della distribuzione dell'età di morte, sintetizzata dalla speranza di vita, ma anche alla dispersione di tale distribuzione⁶. Muovendo da queste considerazioni, abbiamo provveduto ad affrontare le lacune evidenziate attraverso i dati amministrativi INPS. Il nostro lavoro si propone di offrire un duplice contributo. Da un lato, abbiamo studiato i *pattern* di mortalità tra i 65 e 74 anni sulla base della categoria occupazionale al pensionamento. Dall'altro, abbiamo analizzato l'evoluzione della speranza di vita e della dispersione dell'età di morte per quintile di reddito a 50 anni.

Per l'analisi sui differenziali di mortalità tra i 65 e i 74 anni per categoria occupazionale abbiamo impiegato il registro delle Comunicazioni Obbligatorie, che permette di identificare tutte le cessazioni dei rapporti di lavoro nel settore pubblico e privato in Italia tra il 2010 e il 2019. Per ogni rapporto di lavoro, il registro fornisce informazioni dettagliate sulla categoria occupazionale, definita sulla base della Classificazione delle Professioni ISTAT (CP 2011). Focalizzandoci sulle cessazioni legate al pensionamento e restringendo l'analisi agli individui in età compresa tra i 65 e i 74 anni, abbiamo stimato le curve di sopravvivenza in tale fascia d'età mediante lo stimatore di Kaplan-Meier per ciascuna categoria occupazionale, definita sulla base del secondo livello della classificazione CP2011. Il Grafico 1 riporta le stime della speranza di vita tra i 65 e i 74 anni calcolata a partire dalle suddette curve di sopravvivenza, con i relativi intervalli di confidenza, per uomini e donne. Nel caso degli uomini, emerge

¹ Simone Ghislandi (Università Bocconi & DONDENA).

² Benedetta Scotti (Università Bocconi).

³ Costa, et al., 1994; Leombruni, D'Errico, Stroschia, Zingarini, & Costa, 2015.

⁴ Costa, Stroschia, Zengarini, & Demaria, 2017; Luy, Di Giulio, & Caselli, 2011.

⁵ Sasson, 2016; Permanyer, Spijker, Blanes, & Renterla, 2018.

⁶ Raalte, Sasson, & Martikainen, 2018.

un chiaro gradiente occupazionale: gli individui impiegati in precedenza in occupazioni non manuali altamente qualificate (es. ingegneri e architetti) vantano un vantaggio di 0,3 - 0,4 anni rispetto agli individui precedentemente impiegati in occupazioni manuali poco qualificate o routinarie (es. operai non qualificati o addetti al montaggio). Estrapolando le curve di sopravvivenza, stimiamo che il differenziale nella speranza di vita a 65 anni tra gli uomini per le suddette categorie si attesti intorno ai 4-5 anni. Nel caso delle donne, al contrario, l'analisi non rileva disparità significative, in linea con le conclusioni di studi precedenti⁷.

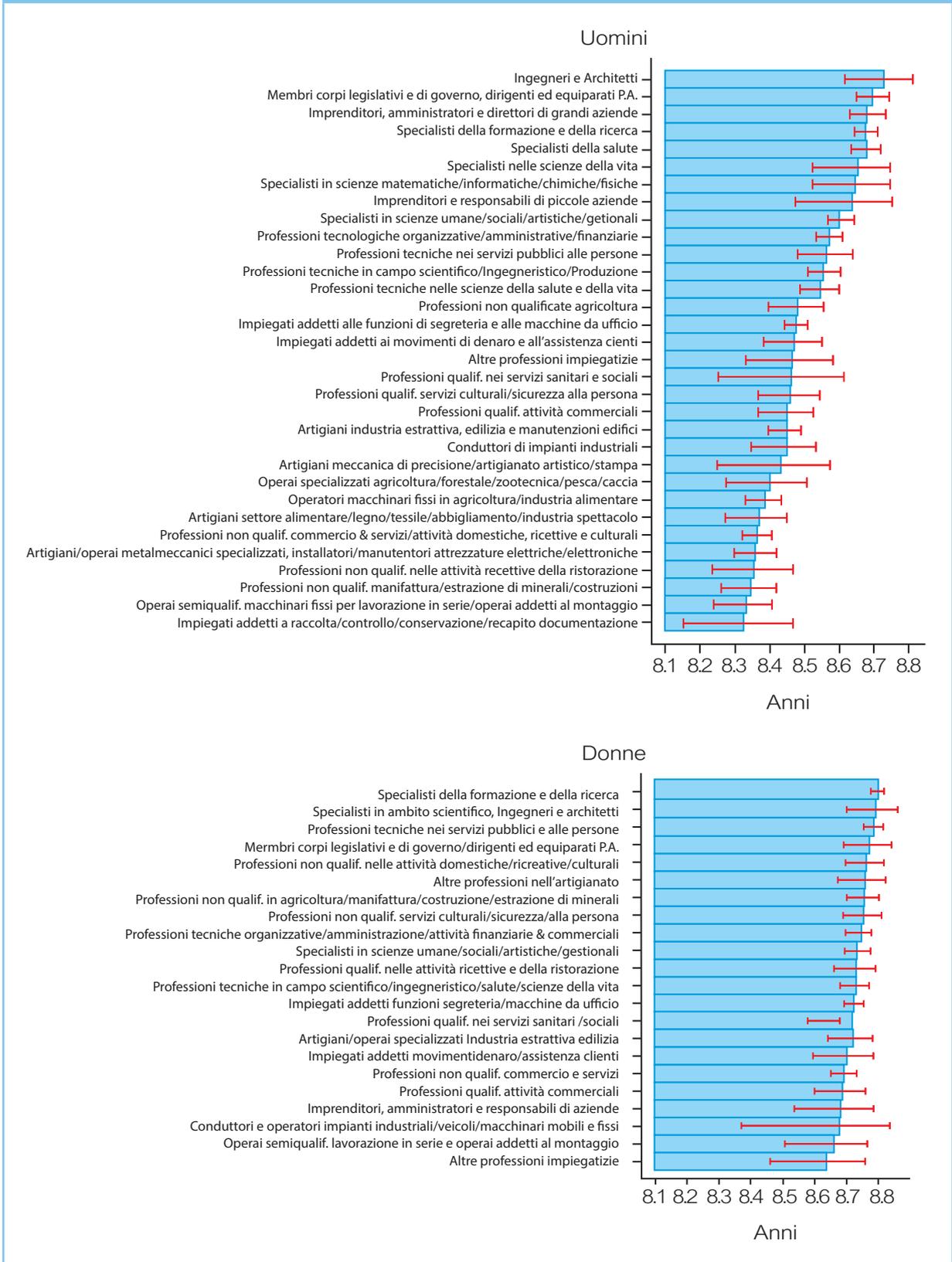
Le stime concernenti l'evoluzione della speranza di vita e dell'incertezza dell'età di morte a 50 anni sono state ricavate a partire dall'archivio INPS dei dipendenti del settore privato, la base dati UNIEMENS. Abbiamo dapprima selezionato gli individui presenti in UNIEMENS nati tra il 1930 e il 1957 per cui è possibile calcolare il reddito da lavoro dipendente percepito tra i 45 e 49 anni e per cui è possibile osservare la mortalità fino al 2019. Abbiamo poi stimato i profili di mortalità dai 50 in su per quintile di reddito percepito tra i 45 e i 49 anni, per ciascuna coorte di nascita, distinguendo tra uomini e donne. Il Grafico 2 e il Grafico 3 riportano l'evoluzione della speranza di vita e della dispersione dell'età di morte, calcolate a 50 anni, per quintile di reddito, assieme ai relativi intervalli di confidenza. Per quantificare la dispersione dell'età di morte, abbiamo fatto ricorso alla nozione di entropia della funzione di sopravvivenza⁸, un indicatore compreso tra 0 e 1, dove 0 è indice di dispersione nulla e 1 è indice di dispersione massima. Nel caso degli uomini si evidenzia la presenza di un marcato gradiente sia nella speranza di vita che nell'incertezza dell'età di morte, che è andato inasprendosi per le coorti più recenti. Gli uomini nati tra il 1930 e il 1939 appartenenti al quintile di reddito più ricco vantano un vantaggio medio in termini di speranza di vita a 50 anni rispetto agli appartenenti al quintile più povero di circa 3 anni. Per gli uomini della coorte 1950-1957, tale vantaggio si allarga a circa 4,5 anni. Nel caso delle donne, invece, il gradiente lungo la dimensione del reddito, tanto nella speranza di vita quanto nella dispersione dell'età di morte, comincia ad emergere per le coorti più recenti, ma rimane statisticamente indiscernibile, come evidenziato dagli ampi intervalli di confidenza. Come già sottolineato in letteratura⁹, la presenza di disuguaglianze di longevità solleva criticità rispetto a politiche previdenziali che ignorano tali eterogeneità, quali l'ancoraggio dell'età pensionabile alla speranza di vita media della popolazione o l'utilizzo di coefficienti di trasformazione indifferenziati per il calcolo delle pensioni secondo il metodo contributivo. Tali misure, infatti, penalizzano gli individui appartenenti a categorie caratterizzate da profili di mortalità sistematicamente sfavorevoli rispetto alla mortalità della popolazione generale. Se l'allungamento della vita media rende necessaria l'adozione di misure atte a garantire la sostenibilità e l'equità intergenerazionale del sistema previdenziale, le disuguaglianze che si celano dietro l'invecchiamento della popolazione pongono questioni di equità intra-generazionale altrettanto pressanti.

⁷Bertuccio, et al., 2018.

⁸Keyfitz, 1968.

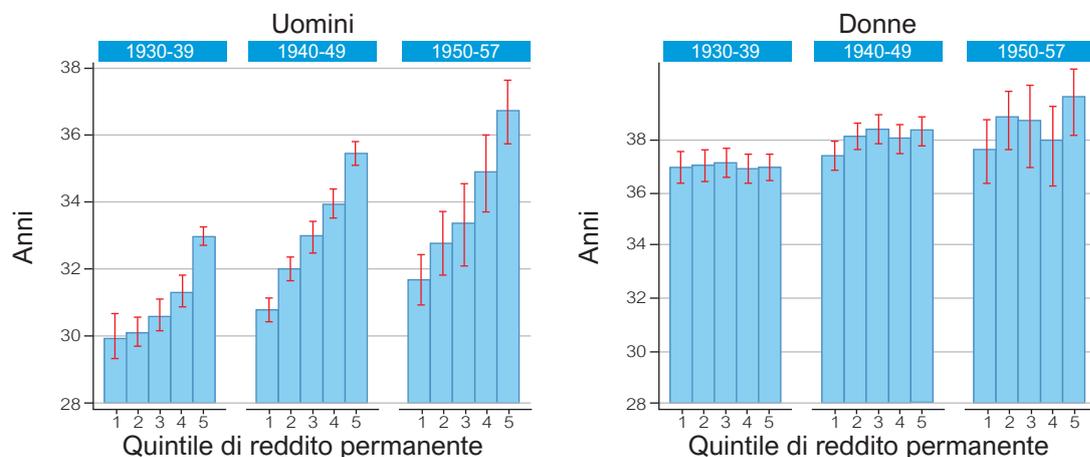
⁹Leombruni, D'Errico, Stroschia, Zingarini, & Costa, 2015.

Grafico 1 - Speranza di vita parziale 65 - 74 anni per sesso e occupazione al pensionamento



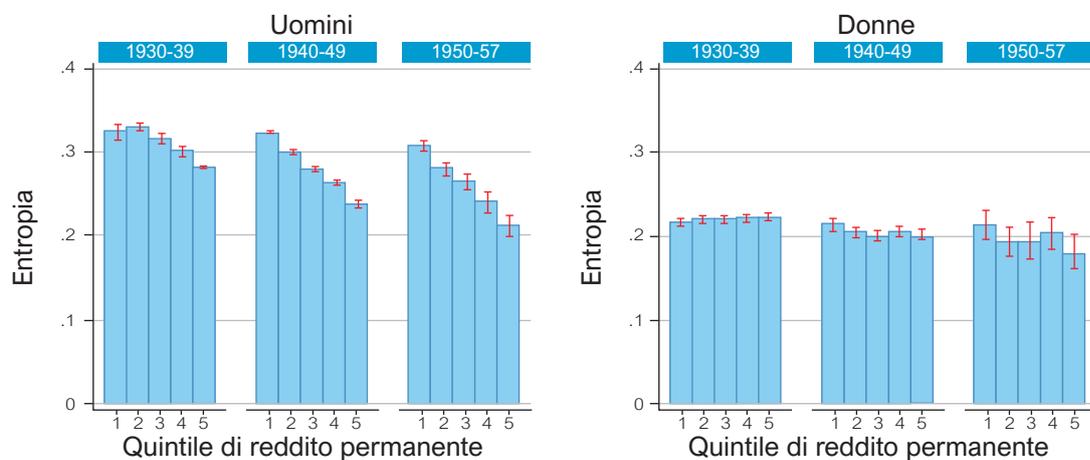
Fonte: elaborazione degli autori sulla base dei dati INPS. Le barre rosse rappresentano gli intervalli di confidenza al 95%.

Grafico 2 - Speranza di vita a 50 anni per sesso, coorte di nascita e quintile di reddito



Fonte: elaborazione degli autori sulla base dei dati INPS. Le barre rosse rappresentano gli intervalli di confidenza al 95%.

Grafico 3 - Indice di dispersione dell'età di morte per sesso, coorte di nascita e quintile di reddito



Fonte: elaborazione degli autori sulla base dei dati INPS. Le barre rosse rappresentano gli intervalli di confidenza al 95%.

Riferimenti

- Bertuccio, P., G. Alicandro, G. Sebastiani, N. Zengarini, G. Costa, C. Vecchia, et al. 2018. "Mortality by occupation-based social class in Italy from 2012 to 2014". *International Journal of Public Health*, 63, 865-874.
- Costa, G., F. Faggiano, S. Lagorio, M. Arcà, G. Farchi, M. Demarca, et al. 1994. "Le differenze sociali nella mortalità in Italia". In *L'equità nella salute in Italia*. Milano: Franco Angeli.

- Costa, G., M. Stroschia, N. Zengarini, M. Demaria. 2017. "40 anni di salute a Torino. Spunti per leggere i bisogni e i risultati delle politiche". Milano: Interferenze.
- Keyfitz, N. 1968. "Introduction to the mathematics of populations". Reading: Addison-Wesley.
- Leombruni, R., A. D'Errico, M. Stroschia, N. Zingarini, G. Costa. 2015. "Inequalities among pre-retirement individuals: life expectancy variations and implications for social security policies". *POLITICHE SOCIALI / Social Policies*, 3, 461-479.
- Luy, M., P. Di Giulio, G. Caselli. 2011. "Differences in life expectancy by education and occupation in Italy, 1980-94: Indirect estimates from maternal and paternal orphanhood". *Population Studies*, 65(2), 137-155.
- Permanyer, I., J. Spijker, A. Blanes, E. Renterla. 2018. "Longevity and Lifespan Variation by Educational Attainment in Spain: 1960-2015". *Demography*, 55, 2045-2070.
- Raalte, A. v., I. Sasson, P. Martikainen. 2018. "The case for monitoring life-span inequality". *Science*, 362(6418), 1002-1004.
- Sasson, I. 2016. "Trends in Life Expectancy and Lifespan Variation by Educational Attainment: United States, 1990-2010". *Demography*, 53, 269-293.

