

VOLUME LXXIII – N. 4

OTTOBRE – DICEMBRE 2019

RIVISTA ITALIANA DI ECONOMIA DEMOGRAFIA E STATISTICA



DIRETTORE

CHIARA GIGLIARANO

COMITATO SCIENTIFICO

GIORGIO ALLEVA, GIAN CARLO BLANGIARDO, LUIGI DI COMITE, MAURO GALLEGATI, GIOVANNI MARIA GIORGI,
ALBERTO QUADRIO CURZIO, CLAUDIO QUINTANO, SILVANA SCHIFINI D'ANDREA

COMITATO DI DIREZIONE

CHIARA GIGLIARANO, CLAUDIO CECCARELLI, PIERPAOLO D'URSO, SALVATORE STROZZA, ROBERTO ZELLI

REDAZIONE

LIVIA CELARDO, MARIATERESA CIOMMI, ANDREA CUTILLO, GIUSEPPE GABRIELLI, ALESSIO GUANDALINI,
SIMONA PACE, GIUSEPPE RICCIARDO LAMONICA, ANDREA SPIZZICHINO

Sede Legale: C/O Studio Associato Cadoni, Via Ravennan. 34 – 00161 ROMA.
info@sieds.it, rivista@sieds.it

SIEDS
SOCIETÀ ITALIANA
DI ECONOMIA DEMOGRAFIA E STATISTICA

CONSIGLIO DIRETTIVO

Presidenti Onorari: LUIGI DI COMITE, GIOVANNI MARIA GIORGI

Presidente: FRANCESCO MARIA CHELLI

Vice Presidenti: CLAUDIO CECCARELLI, PIERPAOLO D'URSO,
ROBERTO ZELLI

Segretario Generale: MATTEO MAZZIOTTA

Consiglieri: EMMA GALLI, CHIARA GIGLIARANO, STEFANIA GIRONE, LUCIANO NIEDDU,
STEFANIA RIMOLDI, SILVANA MARIA ROBONE, SALVATORE STROZZA, CECILIA VITIELLO

Segretario Amministrativo: ALESSIO GUANDALINI

Revisori dei conti: FABIO FIORINI, SIMONE POLI, DOMENICO SUMMO

Revisori dei conti supplenti: MARGHERITA GEROLIMETTO, GIUSEPPE NOTARSTEFANO

SEDE LEGALE:

C/O Studio Associato Cadoni, Via Ravenna n. 34 – 00161 ROMA

info@sieds.it

rivista@sieds.it

VOLUME FUORI COMMERCIO – DISTRIBUITO GRATUITAMENTE AI SOCI

INDICE

Claudio Ceccarelli, Silvia Pacini, Francesca Rossetti <i>Le prospettive metodologiche del registro del lavoro</i>	5
Daniele Vignoli, Andrea Ciccarelli, Elena Fabrizi <i>Labour market circumstances and fertility in Italy: a first glance through adsilc data</i>	17
Andrea Fasulo, Alessia Naccarato, Alessio Pizzichini <i>Nowcasting the Italian unemployment rate with Google Trends</i>	29
Esposito Laura, Fioroni Livia, Guandalini Alessio <i>Gross income projection in Labour Force Survey Data</i>	41
Anna Maria Cecchini, Patrizia Grossi <i>Lavoro part-time nelle regioni europee e italiane</i>	53
Gigante Sara, Pacini Silvia, Talucci Valentina <i>Quality of employment: costruzione di indicatori attraverso l'ausilio del registro statistico RACLI basato su fonti amministrative</i>	65
Nidia Batic <i>Il comportamento elettorale: indagine esplorativa</i>	77
Federico Brogi, Marco Zelano <i>Un indice sintetico a supporto della valutazione del piano straordinario per lo sviluppo dei servizi per la prima infanzia 2007-2016</i>	89
Arjeta Veshi, Maddalena Lenny Napoli, Elita Anna Sabella, Giovanna Da Molin <i>Young people: smoking, alcohol and disco. The case study of high school students from the city of Tirana</i>	101
Francesco Bozzo, Vincenzo Fucilli, Alessandro Petrontino, Giacomo Maringelli, Stefania Girone <i>Le differenze nel consumo di vino: un'analisi di genere</i>	111

Eleonora Meli <i>Helps received by families with at least one person with functional limitations.....</i>	125
Valentina Tocchioni, Carlotta Cangi, Daniele Vignoli <i>Incertezza economica e formazione dell'unione in Italia: un'analisi causale.....</i>	137
Gian Carlo Blangiardo, Simona Maria Mirabelli <i>L'opinione dei cittadini europei nell'anno pre-crisi e dieci anni dopo: sentimenti di appartenenza e percezione delle prospettive future.....</i>	149

LE PROSPETTIVE METODOLOGICHE DEL REGISTRO DEL LAVORO¹

Claudio Ceccarelli, Silvia Pacini, Francesca Rossetti

1. Introduzione

Negli ultimi anni l'Istat ha avviato un profondo processo di revisione e modernizzazione del sistema delle statistiche ufficiali allo scopo di perseguire ed implementare gli obiettivi della Vision 2020 di Eurostat (ESS, 2014). Il fine perseguito è quello di soddisfare la crescente domanda di informazione statistica migliorando l'efficienza dei processi produttivi attraverso la produzione integrata di indicatori. Tra gli strumenti adottati vi è il Sistema Integrato di Registri (SIR) statistici, basati principalmente su fonti amministrative, con informazioni a livello di dettaglio massimo possibile.

In questo contesto, il Registro Tematico del Lavoro (RTL) rappresenta un sistema integrato di produzione di variabili relative al mercato del lavoro ed è l'evoluzione naturale del Registro Annuale su retribuzione, ore e Costo del Lavoro per Individui e imprese (RACLI) da cui mutua l'unità d'analisi fondamentale, la posizione lavorativa, e la struttura di tipo *LinkedIn Employer-Employee Database* (LEED) con informazioni sia a livello di posizione lavorativa sia di impresa. Il campo di osservazione del nuovo RTL è più ampio rispetto a RACLI, include infatti la pubblica amministrazione ed il lavoro non dipendente, e tra le unità di analisi derivate vi è anche l'individuo pertanto costituisce un framework nell'ambito delle statistiche sul mercato del lavoro in grado di garantire un incremento della coerenza sull'intero dominio statistico. Un più intensivo sfruttamento delle fonti amministrative, inoltre, sta permettendo una progressiva riduzione dell'uso di informazioni da indagini statistiche presso le imprese.

In questo sistema in costruzione, il registro RACLI rappresenta non solo il sistema strutturato di partenza ma anche e soprattutto il laboratorio per sperimentazioni, analisi e strutturazioni di nuovi processi che potranno poi essere

¹ Claudio Ceccarelli è autore dei paragrafi 3 e 6, Silvia Pacini dei paragrafi 1 e 5 mentre Francesca Rossetti dei paragrafi 2 e 4. In ogni caso, l'articolo è stato possibile soltanto grazie al lavoro comune degli autori.

estesi a RTL di cui permette di apprezzare e comprendere già da ora il potere informativo (cfr. Ceccarelli C., et al, 2017).

Di seguito sono illustrati, attraverso delle sperimentazioni in corso sul registro RACLI, alcuni utilizzi delle informazioni da registro tra cui analisi ad hoc possibili grazie alla flessibilità della sua struttura (§ 2), il progetto di diffusione di una collezione di micro dati (§ 3) e il processo sperimentale per la stima di una nuova variabile (§ 4). Per concludere si presenta il Registro Tematico del Lavoro ed il suo ruolo nel SIR (§ 5).

2. Flessibilità del Registro

La standardizzazione e la replicabilità dei processi di stima del registro RACLI è accompagnata da un'elevata flessibilità che permette, per esigenze informative specifiche, il ritorno a fasi intermedie del processo di produzione, oltre che al dato amministrativo originale. La struttura LEED, inoltre, permette analisi con riferimento a più unità di analisi: la posizione lavorativa, il lavoratore dipendente e l'impresa. L'analisi condotta ai fini della quantificazione degli effetti di un innalzamento del salario minimo orario per i lavoratori dipendenti ne è un esempio esplicativo.

L'analisi è partita dall'informazione per posizione lavorativa relativa all'anno 2016 selezionando le osservazioni con retribuzione oraria inferiore alla soglia ipotizzata di 9 euro; per queste si è stimata una retribuzione "simulata" moltiplicando le ore retribuite effettive per il valore del salario minimo ipotizzato. Aggregando per anno e lavoratore, e quindi con riferimento all'unità di analisi individuo, è stato possibile stimare la retribuzione annuale da lavoratore dipendente simulata e confrontarla con la retribuzione effettivamente percepita per il 2016 dallo stesso lavoratore.

Tabella 1 – *Lavoratori beneficiari dell'incremento del salario minimo distribuiti per retribuzione annuale e incremento della retribuzione annuale per effetto dell'incremento salariale minimo a 9€. Anno 2016. (Valori in classi di euro. Percentuali di riga)*

Retribuzione annuale	Incremento di retribuzione annuale.								Totale
	<=20	20- 50	50- 150	150- 500	500- 1500	1500- 2750	2750- 4000	>4000	
<=450	37,1	28,0	26,1	8,2	0,7	0,0	0,0	0,0	100,0
450- 1050	11,8	14,5	34,9	30,0	8,5	0,3	0,0	0,0	100,0
1050- 3350	6,1	7,8	20,1	38,4	22,1	4,3	0,9	0,4	100,0
3350- 8000	3,4	4,3	11,0	26,3	35,9	11,7	4,0	3,6	100,0
8000- 13500	2,5	3,2	7,9	19,6	34,5	16,2	5,7	10,3	100,0
13500- 18000	1,5	1,9	4,8	12,0	29,7	29,0	13,6	7,5	100,0
>18000	4,4	5,8	13,9	32,4	36,0	5,5	1,2	0,6	100,0
Totale	5,4	5,9	12,6	23,5	29,2	13,3	5,1	4,9	100,0

La simulazione ha permesso di osservare come si sarebbero distribuiti i lavoratori coinvolti dall'eventuale innalzamento della retribuzione oraria minima suddivisi per classe di retribuzione effettivamente percepita e per classi di aumento della retribuzione (Tabella 1).

La flessibilità di RACLI ha consentito inoltre di riaggregare e integrare le informazioni per impresa al fine di valutare l'impatto del costo da sostenere per tipologia di impresa.

3. Sperimentazione di diffusione di micro dati da registro: il progetto.

Il primo rilascio ufficiale di dati tratti dal registro RACLI sulle retribuzioni orarie per caratteristiche del lavoratore, del datore di lavoro e del rapporto di lavoro è stato effettuato relativamente all'anno di competenza 2014 per le posizioni lavorative dipendenti delle unità economiche del settore privato extra-agricolo (Istat, 2016). A partire dal dicembre 2018 vengono pubblicati sul data warehouse I.stat con cadenza annuale i dati relativi alla retribuzione oraria per ora lavorata calcolati per posizione lavorativa e rilasciati con un elevato grado di dettaglio con riferimento alle caratteristiche del rapporto di lavoro (regime orario, durata del contratto, qualifica contrattuale, etc..), dell'individuo (tra cui sesso, età, paese di nascita, titolo di studio) e dell'unità economica (attività economica, classe dimensionale etc..).

Nel rispetto del nuovo Regolamento Europeo (UE 2016/679) sulla tutela della riservatezza, l'Istituto sta sperimentando nuove tipologie di diffusione dati per il sistema dei registri. In particolare, per il Registro del Lavoro, si sta sperimentando anche la forma maggiormente utilizzata in contesti di ricerca, ovvero collezioni di microdati.

L'esigenza di analisi basata sulle variabili e sugli indicatori prodotti a livello micro è sempre più diffusa, infatti, specie in ambito universitario. Questa esigenza trova degli ostacoli nella necessità di tutela della riservatezza dei dati in particolare nel caso in cui essi derivino dall'integrazione di più fonti amministrative. Fra le attività sperimentali nell'ambito del registro RACLI vi è il progetto di definizione di una procedura per il rilascio di una collezione campionaria di micro-dati anonimizzati. La sperimentazione in questione riguarda, invece, la diffusione di una collezione campionaria che sia rappresentativa dell'intero universo, in funzione delle principali variabili del registro, corredata di opportuni coefficienti di riporto all'universo al fine di riprodurre fedelmente le principali grandezze fornite dal registro stesso.

Questa procedura si articolerà in più fasi: la stratificazione delle unità del registro, l'estrazione del campione, la ponderazione e la validazione delle stime prodotte.

La stratificazione riguarderà le unità elementari del registro, ovvero le posizioni lavorative, sulla base delle principali variabili caratteristiche del rapporto di lavoro stabilendo un'ampiezza minima degli strati che garantisca la non identificabilità delle unità elementari. L'estrazione del campione verrà effettuata sulla base di un disegno casuale proporzionale. L'attribuzione dei pesi alle unità campionate seguirà una logica di post-stratificazione, in particolare si utilizzerà la metodologia sottostante agli stimatori calibrati.

Sarà possibile la validazione delle stime prodotte sulla base dei dati campionari per i principali indicatori di interesse grazie alla disponibilità dei valori noti nell'universo rappresentato dal registro stesso.

La collezione campionaria dei dati rilasciabili sarà anonimizzata e relativa ad una selezione di indicatori e variabili di classificazione derivati dai processi di stima non riferiti a dati sensibili.

4. Un esempio di un nuove procedure sperimentali sviluppate nell'ambito del processo RACLI: la retribuzione secondo il principio di cassa allargato.

Nell'ambito del processo RACLI sono in fase di studio e sperimentazione le procedure per migliorare le stime esistenti, prodotte sulla base della fonte previdenziale UniEmens secondo il principio di cassa, grazie all'integrazione con le informazioni provenienti dalla fonte fiscale Certificazione Unica (CU) la cui definizione di retribuzione imponibile previdenziale fa però riferimento al principio di cassa allargato. Indispensabile premessa all'uso integrato delle due fonti amministrative pertanto è la confrontabilità definitoria delle informazioni in termini di imponibile contributivo. Tra i miglioramenti prodotti dall'integrazione delle due fonti amministrative, ad esempio, ci sarebbe quello della stima del costo del lavoro a carico d'impresa a livello di singola posizione lavorativa grazie alla stima dell'aliquota contributiva a carico del singolo lavoratore (cfr. Ceccarelli C. et al. 2017).

Relativamente al contenuto delle variabili, la retribuzione lorda annua stimata da RACLI a partire dalle variabili dell'UniEmens è definita come *“salari, stipendi e competenze accessorie in denaro, al lordo delle trattenute fiscali e previdenziali, a carico del datore di lavoro e coincide con le retribuzioni imponibili ai fini contributivi erogate secondo il principio di cassa”*. Per criterio di cassa si fa riferimento a tutti quei fenomeni numerari che avvengono materialmente nel periodo, solitamente annuale, preso a riferimento. Il concetto di imponibile

previdenziale secondo il principio di cassa allargato viene definito nell'articolo 51 comma 1 del TIUR che disciplina il reddito da lavoro dipendente "si considerano percepiti nel periodo d'imposta anche le somme ed i valori in genere corrisposti dai datori di lavoro entro il giorno 12 del mese di gennaio del periodo d'imposta successivo a quello cui si riferiscono". La ricostruzione dell'imponibile a fini previdenziali secondo il principio di cassa allargato sulla base delle informazioni presenti nella fonte amministrativa UniEmens è la finalità dell'esercizio che qui andiamo a descrivere².

Tabella 2 – *Variazioni retributive: codici, significati delle correzioni ed effetti sull'imponibile del mese di riferimento e del mese di dichiarazione UniEmens.*

codice	Significato	mese di riferimento	mese di dichiarazione
AUMIMP	Indica che è avvenuto un aumento dell'imponibile del mese in corso in conseguenza di voci retributive (es.: straordinario) di competenza dell'anno precedente.	+	-
DIMIMP	Indica che è avvenuta una diminuzione dell'imponibile del mese in corso in conseguenza di eventi (es.: malattia, maternità) di competenza dell'anno precedente.	-	+
FERIE	Indica l'avvenuta fruizione delle ferie precedentemente assoggettate a contribuzione previdenziale e indicate nell'imponibile della denuncia originaria sulla quale deve agire la variabile in diminuzione. Ciò comporta la diminuzione dell'imponibile del mese della denuncia originaria ed il recupero, sulla denuncia corrente, della relativa contribuzione.	-	
ROL	Indica l'avvenuta fruizione dei permessi per riduzione di orario di lavoro e/o ex festività, precedentemente assoggettati a contribuzione previdenziale e indicati nell'imponibile della denuncia originaria sulla quale deve agire la variabile in diminuzione. Ciò comporta la diminuzione dell'imponibile del mese della denuncia originaria ed il recupero, sulla denuncia corrente, della relativa contribuzione.	-	
IMPNEG	Indica che l'imponibile del mese della denuncia originaria sul quale deve agire la variabile retributiva deve essere diminuito del valore indicato, in conseguenza dell'errato assoggettamento a contribuzione, in quel mese, dell'analogo importo.	-	
DIMSTK	(stock option) indica che l'imponibile della denuncia originaria deve essere diminuito del valore indicato, in conseguenza dell'errato assoggettamento a contribuzione delle azioni assegnate a partire dalla data del 25 giugno 2008 (messaggio n.25602 del 12/10/2010).	-	

² Nella fonte UniEmens gli importi versati dal datore di lavoro nel mese di gennaio a quello dell'anno di riferimento includono tutti gli importi e non solo quelli versati fino al giorno 12.

Nella fonte UniEmens le rettifiche operate in periodi diversi da quello della dichiarazione sono indicate nell'elemento "Variazioni retributive"³; questo elemento si configura nel flusso come una variabile quantitativa che definisce l'importo della correzione collegata ad un sistema di codici causale che ne specificano la natura delle correzioni.

Per poter applicare correttamente le correzioni e definire un processo standardizzato e replicabile si è reso necessario definire una tavola di metadati che associ a ciascun codice causale l'elenco delle componenti della retribuzione che vengono da esso corrette sia nel mese di competenza che nel mese di riferimento ma con segno opposto. Ad esempio il codice causale 'AUMIMP' indica che l'ammontare della variazione deve essere sottratto nell'imponibile del mese di dichiarazione ed aggiunto all'imponibile del mese di riferimento (Tabella 2).

Con riferimento all'anno 2016 le osservazioni cui risulta associato almeno uno dei codici di correzione fra quelli dalle variazioni retributive considerati riguardano circa il 10% dei lavoratori dipendenti e l'1,31% dei datori di lavoro. In termini di retribuzione secondo il principio di cassa esse rappresentano il 2,14% del totale, mentre rispetto allo stesso aggregato calcolato secondo il principio di cassa allargato rappresentano il 2,15%. L'importo complessivo della retribuzione calcolata secondo il principio di cassa allargato è superiore solo dello 0,01% rispetto allo stesso valore calcolato secondo il principio di cassa (Tabella 3).

Tabella 3 - *Principali indicatori calcolati rispettivamente sul totale delle osservazioni del Registro RACLI e sulle sole osservazioni con almeno una correzione e incidenze percentuali sul totale. Anno 2016.*

	Totale	Osservazioni con almeno una correzione	Incidenza percentuale sul totale
Individui	13.996.988	1.384.215	9,89
Imprese	1.542.791	20.230	1,31
Posizioni lavorative	11.694.066	114.056	0,98
Retribuzione lorda - principio cassa (milioni di euro)	307.139	6.569	2,14
Retribuzione lorda - principio cassa allargato (milioni di euro)	307.181	6.611	2,15

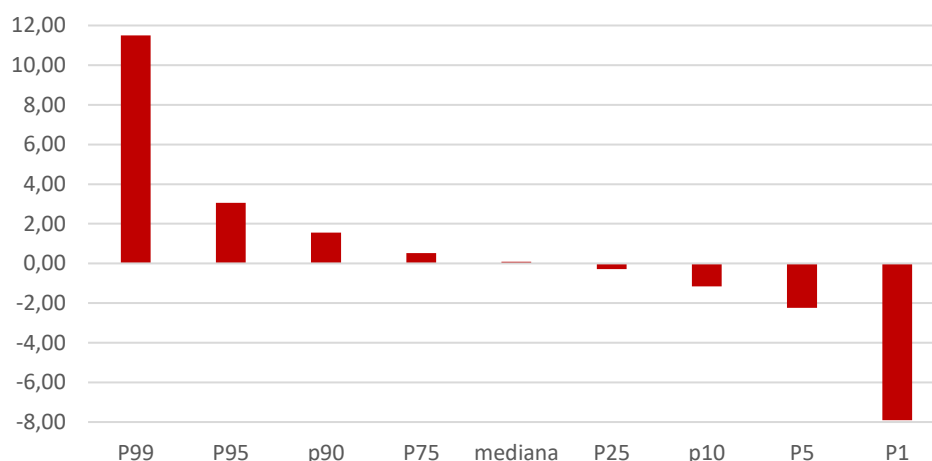
Fonte: elaborazione su dati RACLI

Per permettere il confronto fra la retribuzione annuale calcolata secondo il principio di cassa allargato e la stessa calcolata secondo il principio di cassa a

³ Contiene informazioni relative alle variabili retributive che hanno determinato l'aumento o la diminuzione dell'imponibile del mese corrente, ma che sono di competenza di periodi pregressi. Di norma le variabili retributive si riferiscono ad eventi del mese di dicembre, quali compensi per lavoro straordinario, indennità economica di malattia o maternità ecc., dichiarati nel mese di gennaio.

livello di micro dato, è stato utilizzato l'indicatore differenza percentuale delle retribuzioni: la differenza fra i due aggregati per ciascuna coppia datore di lavoro – lavoratore è stato rapportato alla retribuzione secondo il principio di cassa con riferimento alle sole osservazioni con almeno una correzione nell'anno. Ordinando le osservazioni per il valore della differenza percentuale delle retribuzioni si nota come la distribuzione appare pressoché simmetrica rispetto al valore mediano, pari allo 0,09%, ma gli effetti della correzione intervengono su una metà della distribuzione incrementando il valore della retribuzione e sull'altra metà decurtandolo. A parità di distanza dal valore centrale i valori delle differenze percentuali positive sono maggiori rispetto a quelli negativi: il 99° ed il 1° percentile sono pari rispettivamente a 11,5% e -7,9%, il 95° ed il 5° sono pari a 3,6% e -2,23% (Figura 1).

Figura 1– *Distribuzione delle differenze percentuali fra le retribuzioni lorde imponibili secondo il principio di cassa allargato e le retribuzioni lorde imponibili secondo il principio di cassa calcolate a livello di singola coppia datore di lavoro-lavoratore nell'anno. Valori percentuali. Anno 2016.*



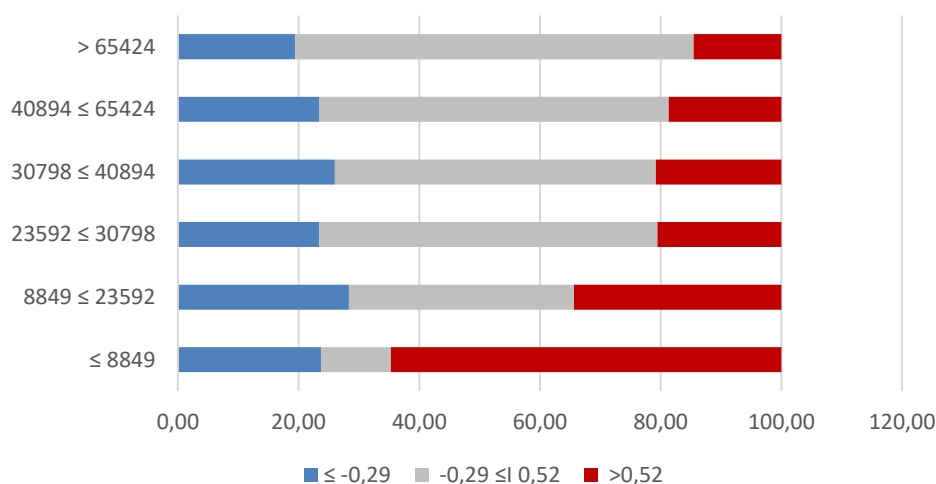
Fonte: elaborazione su dati RACLI

Maggiore è il valore della retribuzione annua⁴ minore è l'impatto delle correzioni in termini percentuali. Al crescere delle retribuzioni, infatti, aumenta la percentuale

⁴ Le classi di retribuzione lorda annua secondo il principio di cassa hanno come valori soglia i percentili della distribuzione delle coppie datore di lavoro – lavoratore con almeno una correzione nell'anno. In ordine crescente tali valori rappresentano il 5°, il 25°, la mediana, il 75° ed il 95° percentile.

di coppie datore di lavoro – lavoratore che hanno una differenza percentuale fra le retribuzioni, calcolate secondo il principio di cassa allargato e secondo il principio di cassa, contenuta fra $-0,29\%$ e $0,52\%$ ⁵. Per la classe di retribuzione annuale inferiore (minore di 8.849 euro) solo l'11,53% è rappresentato dalla classe centrale di differenze percentuali fra le retribuzioni (fra $-0,29\%$ e $0,52\%$); all'opposto per la classe di retribuzione superiore (maggiore di 65.424 euro) questa percentuale rappresenta il 66,04% (Figura 2).

Figura 2 – Distribuzione percentuale delle coppie datore di lavoro-lavoratore per classi di retribuzione lorda annua secondo il principio di cassa e classi di differenze percentuali fra le retribuzioni lorde imponibili secondo il principio di cassa allargato e lo stesso aggregato calcolato secondo il principio di cassa. Valori percentuali. Anno 2016.



Fonte: elaborazione su dati RACLI

5. Il Registro Tematico del Lavoro

Il Registro Tematico del Lavoro ha come unità di analisi la posizione lavorativa ovvero la relazione tra un'unità economica e un individuo avente per oggetto un'attività lavorativa. Tale unità è caratterizzata da i soggetti coinvolti, la data di

⁵ I valori soglia $-0,29\%$ e $0,52\%$ corrispondono rispettivamente al primo ed al secondo quartile della distribuzione della differenza percentuale delle retribuzioni.

attivazione e la forma di lavoro⁶. Questa definizione è più generica rispetto a quella del registro RACLI e permette l'inclusione di una più ampia tipologia di relazioni lavorative⁷. Il campo di osservazione del RTL, infatti, è esteso ai dipendenti pubblici, ai dipendenti agricoli e anche ai lavoratori autonomi nonché alle attività lavorative non remunerate come quelle del settore *no-profit*. Fra le unità economiche, sono incluse società e quasi società non finanziarie, società e quasi società finanziarie, famiglie, istituzioni sociali private al servizio delle famiglie, Amministrazioni pubbliche e il resto del mondo per classificare entità non nazionali. Per forme di lavoro si considerano tutte le tipologie di rapporto di lavoro subordinato e non subordinato.

L'estensione del campo di osservazione permetterà al Registro del Lavoro di svolgere un ruolo fondamentale nell'ambito delle statistiche sul mercato del lavoro supportando la produzione di una pluralità di indicatori previsti dai regolamenti europei sia dal lato imprese (LCS, SES, LCI, GPG, etc.) sia dal lato famiglie (LFS, Eu-Silc). RTL inoltre fornirà informazioni utili ai Censimenti oltre che alle statistiche sulle imprese (SBS, STS etc.). Le variabili prodotte nel Registro statistico a partire dai dati amministrativi saranno utilizzate direttamente per la diffusione, oltre che come informazioni ausiliarie di supporto alle altre statistiche e alle varie fasi dei processi di indagine, dal disegno campionario, alla precompilazione del questionario, al controllo e correzione. L'effetto di questa integrazione fra Registro ed indagini sarà la riduzione dei quesiti rivolti a imprese/individui e quindi la diminuzione del burden statistico, una coerenza *ex-ante* del sistema informativo piuttosto che *ex-post*, un più tempestivo aggiornamento degli indicatori richiesti attraverso i dati da registro.

Il Registro Tematico del Lavoro mutua dal registro RACLI anche la struttura di tipo LEED che consente il collegamento e l'integrazione da un lato al Registro Base degli Individui, dall'altro al Registro delle Unità Produttive (ASIA) e quindi la produzione di variabili su differenti unità di analisi: individuo, impresa e posizione lavorativa. Da RTL viene derivato inoltre anche il Registro degli Occupati (RO) realizzato sintetizzando le informazioni del RTL stesso a livello di individuo e integrandolo con altre fonti amministrative (come ad esempio la Certificazione Unica) e di indagine (tra cui la Rilevazione sulle Forze Lavoro - RFL). La possibilità di sintetizzare le informazioni del Registro Tematico del Lavoro a livello di individuo permetterà un flusso informativo verso il Registro Tematico dei Redditi per la stima delle retribuzioni e dei redditi da lavoro dipendente.

⁶ Vengono rilevate solo le forme di lavoro regolari.

⁷ Nel registro RACLI la posizione lavorativa è definita come la relazione che si instaura tra una datore di lavoro ed un lavoratore definito da una data di inizio ed è assimilabile con il contratto di lavoro.

6. Conclusioni

Il Registro del Lavoro, all'interno del Sistema Integrato di Registro, ha potenzialità tematiche che ne fanno un potente strumento di analisi delle caratteristiche dei rapporti di lavoro a livello micro sia dal punto di vista degli indicatori e delle variabili proposte che dal lato del grado di copertura dell'universo di riferimento.

Elemento fondamentale è che RTL ha una ricchezza informativa che deriva anche dalla possibilità di cambiare l'unità di analisi e passare dalla posizione lavorativa all'individuo fino all'unità economica oltre alla dimensione longitudinale che rappresenta un valore aggiunto notevole anche per le valutazioni delle politiche economiche sul mercato del lavoro.

In questo quadro, il lavoro illustra, mediante l'ausilio di sperimentazioni in atto o già realizzate, le prospettive metodologiche di RTL innestate all'interno di una vera e propria "palestra", il registro RACLI, dove sono condotte tutte le sperimentazioni. La finalità è di arrivare al consolidamento dei risultati delle nuove metodologie introdotte che vanno dalle strategie di diffusione fino alla proposta di nuovi indicatori utili all'analisi del costo del lavoro, delle retribuzioni e non solo. Rispetto agli altri registri di base e tematici che costituiscono il Sistema Integrato dei registri, l'unicità di RACLI rappresenta una piattaforma ideale per lo sviluppo di nuove metodologie, di processo e tematiche, del Registro del Lavoro.

Ringraziamenti

Si ringrazia Sara Gigante per i preziosi suggerimenti e per il lavoro che svolge costantemente nello sviluppo del registro RACLI e del Registro Tematico del Lavoro.

Riferimenti bibliografici

AUDIZIONE PARLAMENTARE 2019. Esame dei disegni di legge n. 310 e n. 658 in materia di istituzione del salario minimo orario 11^a Commissione "lavoro pubblico e privato, previdenza sociale" del Senato della Repubblica, Roma, <https://www.istat.it/it/archivio/228400>.

- BALDI C., CECCARELLI C., GIGANTE S., PACINI S., ROSSETTI F. 2018. The labour register in Italy: the new heart of the system of labour statistics, *Rivista Italiana di Economia Demografia E Statistica*. Vol. 52, No.2.
- BALDI C., CECCARELLI C., GIGANTE S., PACINI S. 2018. The Development Of The Italian Labour Register: Principles, Issues And Perspectives, 49th Scientific meeting of the Italian Statistical Society, Palermo, 20-22 giugno.
- BALDI C., CIARALLO M., GIGANTE S., PACINI S., ROSSETTI F. 2019. The development of the labour register in Italy and its use for labour market statistics on the private sector, Workshop LMI, Varsavia, Polonia, 6 - 7 maggio, <http://workshoplmi.stat.gov.pl/images/pliki/E3%20-%20Labour%20Register-SES%20Italy.pdf>.
- BALDI C., CIARALLO M., DE SANTIS S., PACINI S., CONGIA C., CASCIANO C. 2016. Designing the integration of register and survey data in earning statistics. European conference on quality in official statistics, Q2016, Madrid, 31 may-3 june, <http://q2016.ine.es/>.
- BALDI C., CIARALLO M., DE SANTIS S., PACINI S. 2014. The converging pattern between business statistics and administrative data. Towards an “industrialized” statistical production process. European conference on quality in official statistics, Q2014, 2-5 june, Vienna.
- CANBERRA GROUP 2011. *Handbook on household income statistics*, Second edition.
- CECCARELLI C., CECCATO F., PACINI S., ROSSETTI F. 2017. Stima del costo del lavoro a livello individuale: un approccio da registro, *Rivista Italiana di Economia, Demografia e Statistica*, Vol. 51, No. 3.
- ESS VISION 2020. 2014 Building the future of European statistics, 21st meeting of the European statistical system committee, Luxembourg, 14 -15 may 2014.
- GRANT E., QUARANTA R. 2013. La ricostruzione delle informazioni sugli oneri sociali obbligatori e sul costo del lavoro a partire dai dati individuali e di impresa di fonte inps, *Istat Working paper*, No.7.
- ILO 2017. Quick guide on sources and uses of labor. Switzerland, Geneva.
- INPS 2017. Documento tecnico per la compilazione dei flussi delle denunce retributive e contributive individuali mensili Uniemens (individuale) - allegato tecnico release 3.6.1 dell’08/02/2017, <https://www.inps.it>.
- ISTAT 2013. Retribuzioni di fatto e costo del lavoro. - Nota metodologica, Statistiche Flash, <https://www.istat.it>.
- ISTAT 2016. Il programma di modernizzazione dell’Istat, https://www.istat.it/it/files/2010/12/programma_modernizzazione_istat2016.pdf.
- ISTAT 2016. I differenziali retributivi nel settore privato, Statistiche Report, 30 dicembre 2016, <https://www.istat.it>.

ISTAT 2015. Atti del 9° censimento dell'industria e dei servizi e censimento delle istituzioni non profit - Fascicolo 2, <https://www.istat.it/it/archivio/179737>.

ISTAT 2018. I differenziali retributivi nel settore privato, anni 2014 – 2016. Statistiche Report, 11 Dicembre 2018, <https://www.istat.it>.

SUMMARY

Methodological perspectives in the Labour register

In the integrated system of registers, the ongoing development of a Labour Register (LR) is the natural evolution of the annual Registry on salaries, hours and labor costs for individuals and companies (RACLI) from which the unit of analysis and the structure of type LEED (Linked Employer-Employee Database) with information both at the level of employment and business.

The Labour Register represents an integrated and re-engineered system for the production of statistical variables necessary for the labour market statistics system and is an extension of the field of observation of the RACLI register to the public administration and to non-employee work. The LEED system allows the connection and integration of the RTL on the one hand to the basic register of individuals, on the other to the Statistical register of active enterprises (ASIA) and therefore the production of variables on different units of analysis: individual, enterprise and work relationship.

In this system under construction, RACLI represents not only the structured starting system but also and above all the laboratory for experimentation, analysis and structuring of new processes that can then be extended to the Labour Register and allow us to appreciate and understand its power on information. In RACLI, processes for the production of new indicators are being validated. Thanks to the plurality of information available at micro level it was possible to carry out simple simulations and estimates relating to employee for ad hoc analysis purposes.

The role of RACLI as a gym and experimentation of the processes of the Labor Registry can also be considered in terms of diffusion: the data are released with a high level of detail in the I.stat data warehouse. For RTL, the dissemination policy is limited only to the internal processes of the institution but among the future activities the planning of a policy of release of information directly from the register to external users is envisaged.

Claudio CECCARELLI, Istat, clceccar@istat.it

Silvia PACINI, Istat, pacini@istat.it

Francesca ROSSETTI, Istat, frrosset@istat.it

LABOUR MARKET CIRCUMSTANCES AND FERTILITY IN ITALY: A FIRST GLANCE THROUGH ADSILC DATA¹

Daniele Vignoli, Andrea Ciccarelli, Elena Fabrizi

1. Introduction

Since the 1980s, the labour market of countries with industrialized economies has experienced a strong process of deregulation/segmentation, leading to a substantial change in its overall functioning. The deregulation process and other aspects of the globalization wave (such as privatization and liberalization) have generated an unprecedented level of economic uncertainty in contemporary societies (Mills & Blossfeld, 2005, 2013). In the realm of fertility research, various studies showed that youth unemployment, term-limited working contracts, and unstable economic and employment scenarios cause a postponement in childbearing (Adsera, 2004; Adsera et al., 2011; Barbieri et al., 2011; Barbieri et al., 2015; Kreyenfeld and Andersson, 2014; Pailhé and Solaz, 2012; Vignoli et al., 2012). This is especially true among the childless, who put off their plans for family formation (Neels, Theunynck, and Wood, 2013).

On this backdrop, Southern Europe is known for having high employment protection and (consequently) high unemployment and high temporary employment among the young (Adsera, 2011; Barbieri et al., 2015; Barbieri et al., 2016). For example, in Italy the process of labour-market deregulation began with the introduction of the so-called work-and-training contracts (1983–1984), followed by a weakening of the strict rules for fixed term contracts (L.56/1987), which were subsequently made increasingly more attractive for firms (L.451/1994; L.608/1996). The major step in labour-market deregulation was taken in 1997 ('Treu Law', L.196/1997), which introduced temporary contracts and extended the applicability of fixed-term contracts. In 2003, the 'Biagi Law' (L.30/2003) gave further impulse to the spread of 'flexible' forms of employment, which lead to jobs that were far less 'protective' than before, when open-ended jobs were typically the rule (Barbieri and

¹ The authors acknowledge the financial support provided by the ERC Consolidator Grant EU-FER "Economic Uncertainty and Fertility in Europe", financed by the European Research Council under the European Union's Horizon 2020 research and innovation programme, grant agreement No 72596 (PI: Daniele Vignoli).

Scherer, 2009). There are only a few studies that explored the association between adverse economic circumstances and fertility in the era of economic uncertainty in Italy (e.g., Barbieri et al., 2015; Busetta et al., 2019; Caltabiano, Comolli, Rosina, 2017; Fiori, Graham, Rinesi, 2018; Vignoli et al., 2012).

This paper adds to these prior studies by utilizing a unique and innovative dataset for fertility research in Italy, which allows to link a wealth of labour-market related information and fertility at the micro-level. It is named Administrative SILC, henceforth ADSILC, obtained by matching longitudinal information from administrative archives gathered by INPS (National Institute of Social Security) with survey micro-data (IT)SILC, the Italian database of the European Union Survey on Income and Living Conditions (EUSILC), collected by ISTAT (National Institute of Statistics), which has been developed as a flexible yet comparable instrument for the follow-up and monitoring of poverty and social exclusion at the EU and national levels. Cross-sectional data of (IT)SILC includes nine waves, that is data collected in (IT)SILC in the 2004-2012 period.

2. Data and methods

2.1. ADSILC dataset

The sample design of (IT)SILC is based on a two-stage procedure. For each region, municipalities are clustered into auto-representative (with larger population size) and not auto-representative (smaller size) ones. For the first group, households are systematically drawn from the register office records. For the latter group, instead, households are randomly selected on a sample of municipalities.

The scheme of (IT)SILC envisages two components: a cross-sectional one and a longitudinal one. In particular, a rotational panel is set, in which a new sample of households and persons is introduced each year to replace a quarter of the existing sample.

Therefore, the cross-sectional sample is composed by the union of four samples, each belonging to its specific wave, where a quarter of the households participate to the survey for only one wave, a second quarter participate in two waves, an additional quarter for three waves and a latter quarter has been interview four times. Each quarter of households is therefore followed for a maximum of four consecutive years.

The fiscal code represents the key to identify the individuals in INPS and (IT)SILC. All individuals sampled in the nine waves of (IT)SILC are drawn out in INPS database. Then, to the information recorded by (IT)SILC, that ensure the representativeness to the target population, was added the variables recorded by

administrative archives for all individuals that had been registered by INPS in their lifetimes.

As a result, this procedure has created a very long retrospective and forward-looking panel ADSILC about individuals' work history patterns recorded from the entry in the labour market up until the end of 2013, and longitudinal data about individuals' and households' socio-economic characteristics collected in (IT)SILC.

2.2. Statistical methods

Time to event have been analyzed applying a survival analysis to our data-set. For each individual we have measured the random variable T that represents the time from the age of 15 and the transition to first birth. In case the event occurs after the follow up, or in any case after 45 years old, the information is considered censored.

We have then k distinct event times $t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_k$ and at each event time t_j there are n_j women are at risk to have the first child, meaning that they have not experienced the event nor have they been censored before time t_j . Let d_j be the number of women who have the first child at time t_j , the Kaplan-Meier estimator is defined as:

$$\hat{S}(t) = \prod_{j:t_j \leq t} \left[1 - \frac{d_j}{n_j} \right] \quad \text{for } t_1 \leq t \leq t_k$$

This means that each event time can be interpreted as the conditional probability of having the transition to parenthood to time t_{j+1} , given that it is not occurred at time t_j .

In order to measure the differences in groups, different survivor functions have been analyzed. The approach followed is to test the null hypothesis that the survivor functions are the same across the groups, using the log-rank test (Mantel-Haenzel test) and the Wilcoxon test (see, among others, Collett, 2003).

3. Main results

The analysis has been based on ADSILC data and (IT)SILC cross section related to 2004-2012 period.

The descriptive statistics are summarized in Table 1. The sample comprises of 32,000 women between 15 and 45 years of age, and nearly half of the sample belongs to the older generation (born before 1970). They live in the North of Italy in the 45%

of the cases, 31% in the South, 24% in the Centre of Italy. One year before childbearing, or one year before the end of the follow up for censored data², 43% had a permanent contract, 27% was with a fixed term contract and 30% was unemployed or out the labour market. The distribution of employment changes dramatically looking at the area of residence. One out of five women is unemployed in the North, vis-à-vis in the South, where the percentage rises to almost 50%. The situation is the opposite considering the open-ended contract.

Table 1 – *Sample distribution of women aged 15-45 by cohort, employment status one year before the childbearing and area of residence (row percentages)*

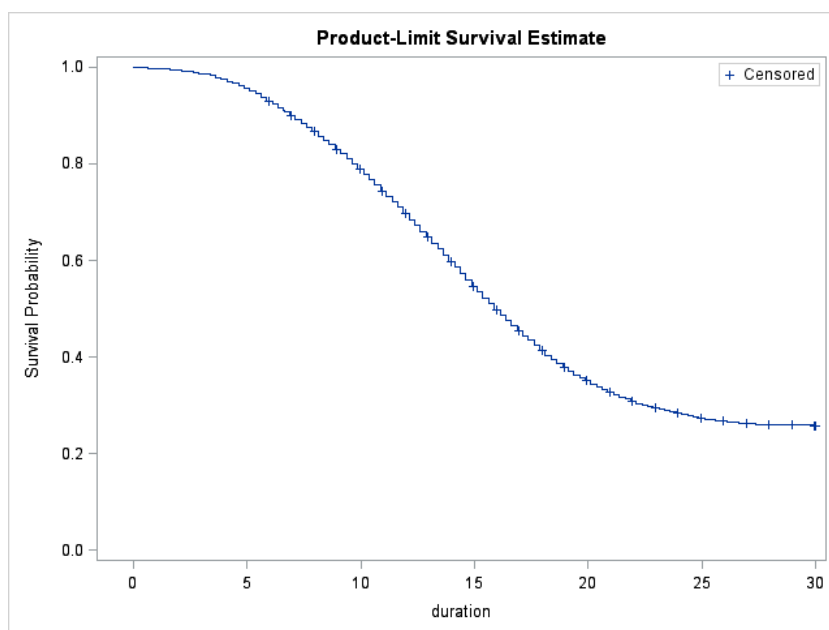
<i>Generation</i>	<i>Frequency</i>		<i>Percent</i>
before 1970	15,754		48.92
1970-1974	6,471		20.09
1975-1979	5,342		16.59
1980-1984	4,637		14.40
Total	32,204		100.00

<i>Area</i>	<i>Work History Pattern 1 year before childbearing</i>			
	<i>open ended contract</i>	<i>temporary</i>	<i>unemployed</i>	<i>Total</i>
North	54.6	26.4	19.0	45.0
Centre	42.1	29.3	28.6	23.9
South & Islands	26.3	25.2	48.5	31.1
Total	42.8	26.7	30.5	100.0

Elaboration on ADSILC dataset.

In figure 1 a survival function has been plotted. The curve estimates the proportion of the event. The steeper the curve, the higher the proportion of individuals moving into early motherhood. After an initial flatness, the curve begins to decrease. The median waiting time (after 15 years old) is about 16 years (with confidence interval from 15.87 to 16.12). This result is in line with Eurostat data, providing a direct validation of the use of ADSILC in fertility research. At the end of the follow up about 1/3 of our sample is still observed without a transition to motherhood.

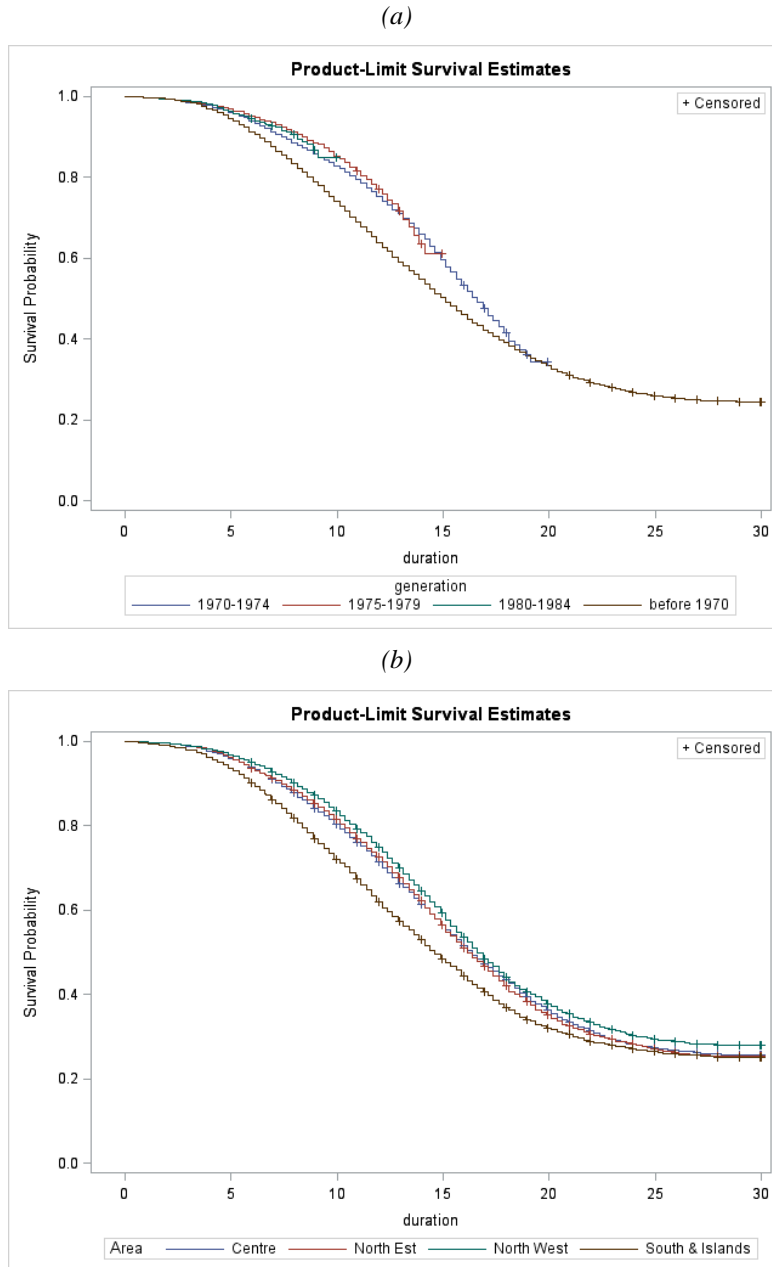
² In the case of labour market outcome we are considering the subsample of women with a first baby after 1999 in order to be able to distinguish open ended contract from temporary contract one year before the childbearing (a first form of temporary contract in Italy has been introduced with labour market reform in 1998 with the so called “Pacchetto Treu”, Law n. 196, year1997).

Figure 1 – Time for the first child for women

Elaboration on ADSILC dataset.

We have then considered the changing pattern over time of the timing of the first transition to motherhood, comparing different cohorts of women. As expected, women belonging to the older generation (before 1970) get the first child significantly before than the cohort of younger women (Figure 2a). The test of equality over strata, (Log-Rank and Wilcoxon), confirm that the cohort before 1970 is significantly different from the other cohorts. Comparing with the following cohort, 1970-1974, the median waiting time for the childbearing is about two years shorter than the one observed in the follow cohort. The gap is abated at the end of the follow up, meaning that, over the time, there is a shift of the intention to motherhood. Looking at the differences within the country, it is in the South of Italy that we observe the early transition to motherhood with respect to the rest of the country (Figure 2b). Only after about 20 years the differences within the country are indistinguishable.

The focus of this study is in taking into account the effect of the employment status and characteristics on the probability to have a child. In order to focus on the differences between permanent and temporary contract, we focus on women who conceived their child after 1998.

Figure 2 – Timing of entry into motherhood, by cohort (a) and area of residence (b)

Elaboration on ADSILC dataset.

In this way we can look backward one year before the conception and we can isolate the in/security of work history patterns depending on the type of contract in that time-span. A further category is made up of women who do not work in the year before conception. Our findings show that the three categories have different dynamics over time (Figure 3a). Unemployed women have a quick time to event but at the end of the follow up a lower number of them experiment the event if compared with the ones with the stable contract. The most penalized women are the ones with a temporary contract. In this case the survivor function is above the others two and, at the end of the follow up, the curve is undistinguishable from the one of the unemployment women. The best scenario, looking at women that experiment the event is that of women with a permanent contract. Despite an initial flatness, at the end of the period maternity is experienced by about 5% more than the others.

Finally, we segmented the overall pattern by area of residence. The main results discussed above are confirmed in the North of Italy (Figure 3b) and become even stronger in the Centre (Figure 3c), while became not significant in the South (Figure 3d), where the high levels of female unemployment determine differences, with respect to the rest of the country, in the timing of the first child.

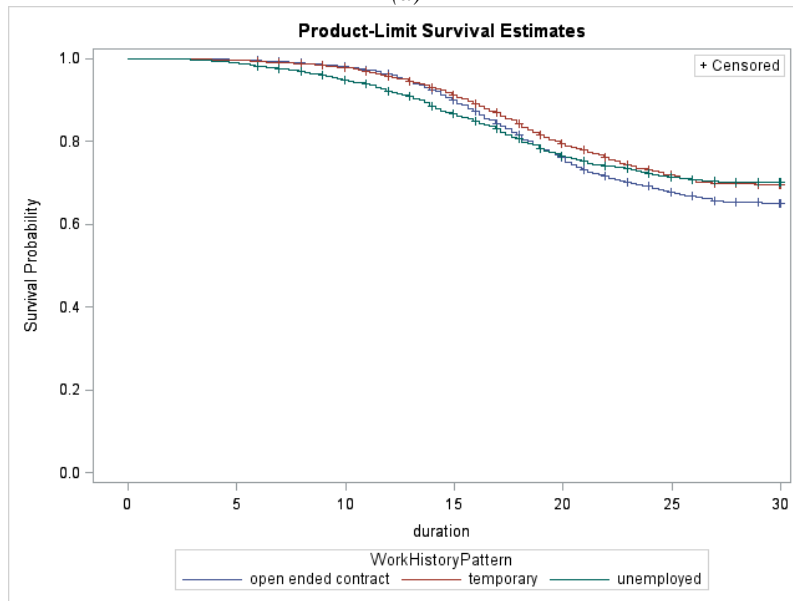
4. Conclusions (so far) and future plans

In this study we utilized a new and original data-set for fertility research in Italy: ADSILC. Detailed analyses provide a validation of fertility histories stemming from ADSILC. Also differences by cohort and area of residence accord with prior research (Matysiak and Vignoli 2013), and confirm the appropriateness of employing Italian ADSILC data in fertility analyses.

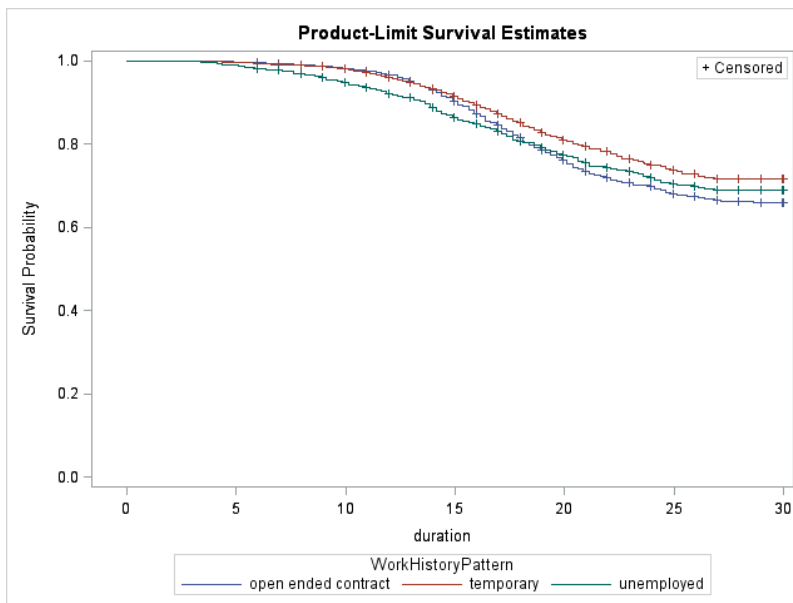
Most importantly, the use of this data opens up new perspectives in fertility research for Italy, as they offer the possibility to follow couples over time, considering the combination of partners' employment status and characteristics. In addition, the large sample size provides us with the opportunity to investigate differences by employment sector, work history, and employment security – all aspects that have been proved to be crucial for fertility choices (Vignoli et al 2012, 2018; Busetta et al 2019), but that have never been considered simultaneously because of a lack of large-enough samples.

Figure 3 – Time for the first child by employment status one year before the childbearing, overall pattern and by area of residence.

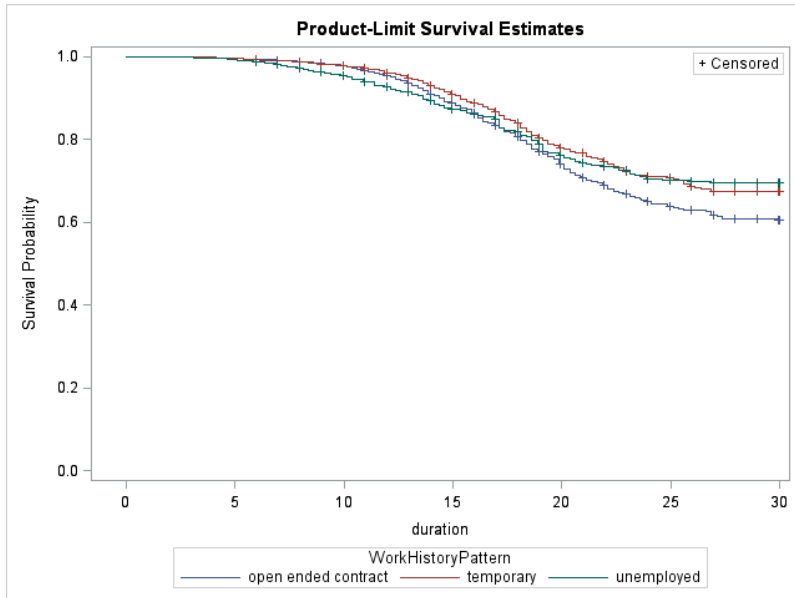
(a)



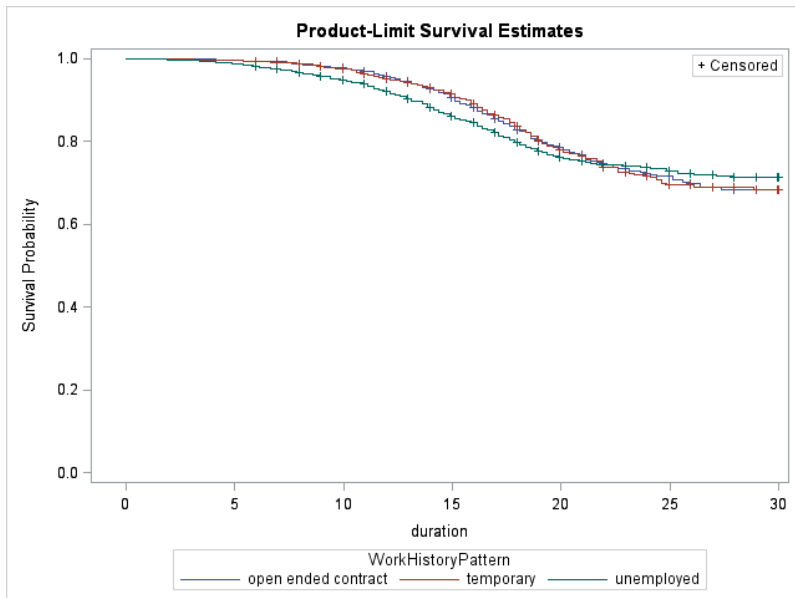
(b)



(c)



(d)



Riferimenti bibliografici

- ADSERA, A. 2004. Changing fertility rates in developed countries. The impact of labor market institutions, *Journal of Population Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 17–43.
- ADSERA, A. 2011. Where are the babies? *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, Vol. 27, No. 1, pp. 1–32.
- ADSERA A., MENENDEZ A. 2011. Fertility changes in Latin America in periods of economic uncertainty, *Population Studies*, Vol. 65, No. 1, pp. 37–56.
- BARBIERI, P. 2011. Italy: No country for young men (and women). In BUCHHOLZ S., HOFÄCKER D. (Eds) *The flexibilization of European labor markets: The development of social inequalities in an era of globalization*, Cheltenham (UK) and Northampton (US): Edward Elgar, pp. 142–160.
- BARBIERI P., BOZZON R. 2016. Welfare, labour market deregulation and households' poverty risks: An analysis of the risk of entering poverty at childbirth in different European welfare clusters, *Journal of European Social Policy*, Vol. 26, No. 2, pp. 99–123, <https://doi.org/10.1177/0958928716633044>.
- BARBIERI P., BOZZON R., SCHERER S., GROTTI R., LUGO M. 2015. The Rise of a Latin Model? Family and fertility consequences of employment instability in Italy and Spain, *European Societies*, Vol. 17, No. 4, pp. 423–446, <https://doi.org/10.1080/14616696.2015.1064147>.
- BARBIERI P., SCHERER S. 2009. Labour market flexibilisation and its consequences in Italy, *European Sociological Review*, Vol. 25, No. 6, pp. 677–692.
- BUSETTA A., MENDOLA D., VIGNOLI D. 2019. Persistent Joblessness and Fertility Intentions, *Demographic Research*, Vol. 40, pp. 185–218.
- CALTABIANO M., COMOLLI C. L., ROSINA A. 2017. The effect of the Great Recession on permanent childlessness in Italy, *Demographic Research*, Vol. 37, pp. 635–668.
- COLLETT, D. 2003. *Modelling Survival Data in Medical Research. 2nd ed.* London: Chapman & Hall/CRC.
- FIORI F., GRAHAM E., RINESI F. 2018. Economic reasons for not wanting a second child: Changes before and after the onset of the economic recession in Italy, *Demographic Research*, Vol. 38, pp. 843–854.
- KREYENFELD M., ANDERSSON G. 2014. Socioeconomic differences in the unemployment and fertility nexus: Evidence from Denmark and Germany, *Advances in Life Course Research*, Vol. 21, pp. 59–73.
- MATYSIAK A., VIGNOLI D. 2013. Diverse Effects of Women's Employment on Fertility: Insights From Italy and Poland, *European Journal of Population*, Vol. 29, pp. 273–302.
- MILLS M., BLOSSFELD H.-P. 2005. Globalization, uncertainty and changes in

- early life courses. In BLOSSFELD H.-P., KLIJZING E., MILLS M., KURZ K. (Eds) *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*, London (UK) and New York (US): Routledge, pp. 1–24.
- MILLS M., BLOSSFELD H.P. 2013. The Second Demographic Transition meets globalisation: a comprehensive theory to understand changes in family formation in an era of rising uncertainty. In EVANS A., BAXTER J. (Eds) *Negotiating the life course. Stability & change in life pathways*, New York: US: Springer, pp. 9–33.
- NEELS K., THEUNYNCK Z., WOOD J. 2013. Economic recession and first births in Europe: recession-induced postponement and recuperation of fertility in 14 European countries between 1970 and 2005, *International Journal of Public Health*, Vol. 58, No. 1, pp. 43–55, <https://doi.org/10.1007/s00038-012-0390-9>.
- PAILÉ A., SOLAZ A. 2012. The influence of employment uncertainty on childbearing in France: A tempo or quantum effect? *Demographic Research*, Vol. 26, No. 1, pp. 1–40.
- VIGNOLI D., DREFAHL S., DE SANTIS G. 2012. Whose job instability affects the likelihood of becoming a parent in Italy? A tale of two partners, *Demographic Research*, Vol. 26, pp. 41–62.
- VIGNOLI D., TOCCHIONI V., MATTEI A. 2018. First-Birth Gains and Losses from the First Job in Italy: The Role of Employment Uncertainty, *DiSIA Working Papers*, 2018/02.

SUMMARY

Labour Market Circumstances and Fertility in Italy: a First Glance Through ADSILC Data

A number of studies have shown that economic uncertainty could have significant impacts on fertility: youth unemployment, term-limited working contracts, and unstable employment conditions may lead to a postponement in childbearing. Following this line of research and focusing on ADSILC data (a dataset that merge individuals' work history patterns with their socio-economic characteristics), the aim of this paper is to evaluate the effects of the employment status and characteristics on the probability to have a child. As we might expect, data show significant differences both at the cohort level and at the territorial level; we also find that women in different statuses (i.e., unemployed, permanent contract, temporary contract) experience different dynamics over time in terms of probability to have a child and in the timing of the first transition to motherhood. Even if the path to thorough knowledge of these phenomena is still long, we are aware that the use of ADSILC data open up new perspectives in fertility research for Italy, as they offer the possibility to follow couples over time, considering the combination of partners' employment status and characteristics.

Daniele VIGNOLI, University of Florence, daniele.vignoli@unifi.it
Andrea CICCARELLI, University of Teramo, aciccarelli@unite.it
Elena FABRIZI, Ministry of Economy and Finance and University of Teramo,
efabrizi@unite.it

NOWCASTING THE ITALIAN UNEMPLOYMENT RATE WITH GOOGLE TRENDS

Andrea Fasulo, Alessia Naccarato, Alessio Pizzichini

1. Introduction

The Italian National Institute of Statistics (ISTAT), as well as most of the National Statistical Institutes in the world, produces forecasts of socio-economic indicators by means of statistical models that make no use of information from external sources and rely only on the data provided by its own sample survey. In the field of Official Statistics, some studies have recently been conducted to assess whether online search data can be used to facilitate the estimation of phenomena of interest or to produce additional information, starting from data such as internet search data, whose main features are easy availability and low cost. Several studies have used the Google Trends (GT) time series for the now cast of important short-term economic indicators. This research topic has spread over the last ten years, but the first papers are less recent, like “Using web-based search data to predict macroeconomic statistics” (Ettredge et al., 2005) or “Forecasting the US unemployment rate” (Montgomery et al., 1998). The most significative year was the 2009, during which Google published “Detecting influenza epidemics using search engine query data” (Ginsberg et al., 2009), better known as Google Flu Trends, “Predicting the present with google trends” (Choi and Varian, 2009) and “Predicting Initial Claims for Unemployment Benefits” (Choi and Varian, 2009). In these papers, the GT time series are used as auxiliary information to predict indicators and values of different areas: the weekly flu trend in every state of USA, the cars’ sales in the current month, the trend of the real estate market, the turnout of tourists, the unemployment rate. About this, other papers confirm the goodness of the use of GT as auxiliary information: “Google econometrics and unemployment forecasting” (Askitas and Zimmerman, 2009), “Query indices and a 2008 downturn: Israeli data” (Suhoy, 2009), “The predictive power of Google searches in forecasting unemployment” (D’Amuri, and Marcucci, 2012). About the Italian labor market was recently published, “Combining official and Google Trends data to forecast the Italian youth unemployment rate” (Naccarato et al., 2018) to verify if the use of big data, with official ISTAT data, could improve or not the accuracy and timeliness of

the Italian young unemployment rate. This paper instead tries to verify the goodness of GT series by checking the consistency and comparing different models for the nowcast of the quarterly unemployment rate for different age classes, specifically 15-24, 25-34 and 35-49.

2. Data and methodology

For this analysis, time series of different macroeconomics indicators were used, published by ISTAT: the Italian unemployment rate of three different age categories, the Industrial Production Index (IPI), the Harmonised Index of Consumer Prices (HICP), Exportation value (EXP) and Importation value (IMP). The above mentioned macro-economic indicators are shared with the literature as very important leading indicators of the unemployment rate. In addition GT relatives were used to the online searches of "offerte di lavoro" (the Italian translation of job offers). For each of these six variables, the data were collected from January 2004 (when the GT tool was published for the first time) to December 2017. The first step was adjusted the time series from the seasonality, which were quartered using the average value of every three months. Then every series was transformed into index numbers based on the maximum value of GT data: each series is 100 in the quarter in which the value of the variable GT is greater, and all other values have been calculated based on these. The tables provided in the appendix show the correlation between the variables, each considered at period t , with a lag of order 1 and 2 ($t-1$, $t-2$).

Looking at these three tables we can see how the unemployment rate (LF = Labor Forces) is positively correlated with the variable GT, a correlation that increases as the increase of lags. The LF variable, however, is more strongly correlated with the IPI, HICP and EXP variables: in the first two cases the correlation increases as the increase of lags, for exports it remains almost constant. It is also interesting to note that there is a non-negligible correlation between the Industrial Production Index and the "job offers" searches on Google, a negative correlation like that between IPI and LF, but less strong. These time series were used to estimate different ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) and ARIMAX (ARIMA with Explanatory Variable) models, both of them theorized by George Box and Gwilym Jenkins (Box and Jenkins, 1970) and was followed their methodology for the analysis. The first step is the identification: we observed the values of the time series to verify that there are not anomalous or missing values. Then the stationarity of the series was verified using the Augmented Dickey-Fuller test (ADF) and the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS). The graphs of the time series, their autocorrelation (ACF) and partial autocorrelation (PACF) functions were analyzed to select the best (p , d , q) values. The second step is the estimation: we

studied different ARIMA models (Table 1) to select the best one in terms of stationarity and goodness of fit. In the analysis, chosen the best ARIMA models and taken them as a reference, other fifteen ARIMAX models were estimated for each age category.

1	Benchmark model	4.1	Benchmark model + HICP _{t-1}
2	Benchmark model + GT _t	4.2	Benchmark model + HICP _{t-2}
2.1	Benchmark model + GT _{t-1}	5	Benchmark model + IMP _t
2.2	Benchmark model + GT _{t-2}	5.1	Benchmark model + IMP _{t-1}
3	Benchmark model + IPI _t	5.2	Benchmark model + IMP _{t-2}
3.1	Benchmark model + IPI _{t-1}	6	Benchmark model + EXP _t
3.2	Benchmark model + IPI _{t-2}	6.1	Benchmark model + EXP _{t-1}
4	Benchmark model + HICP _t	6.2	Benchmark model + EXP _{t-2}

Table 1. Benchmark model and augmented models

Finally, the results and residuals diagnostics were performed for each model, that is the third step of the Box-Jenkins methodology. For the residuals were calculated the Ljung-Box test (24 lags) for serial autocorrelation, the Jarque-Bera test for the normality distribution and graphs, average, asymmetry and kurtosis were analyzed. To measure the goodness of fit of the models, the AIC (Akaike's Information Criterion), the BIC (Bayesian Information Criterion) and the likelihood (log-likelihood) have been calculated. Then, for each model, estimated using data up to the end of 2016, unemployment rate forecasts were made for the four quarters of 2017 using a rolling regression and comparing the estimated values with the real ones. Finally, the Mean Relative Error (MRE), the Mean Absolute Relative Error (MARE) and the Root Mean Squared Error (RMSE) were calculated for the predictions of each model, to be able to compare, in strictly predictive terms, models of the same or different age class.

$$MRE = 100 \times \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(Y_t - \hat{Y}_t)}{Y_t} \quad MARE = 100 \times \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|Y_t - \hat{Y}_t|}{Y_t}$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{T}}$$

3. Results

3.1 *The consistency of the GT time series*

The Google Trends tool provides data related to Google searches for certain queries in index numbers, but does not specify how large the sample extracted from the total searches is. Unofficial rumors say that it is around 5%, so very low, but nothing official was ever declared. So to check how much you can trust GT data and if and how much the data change depending on the extraction, the monthly time series related to "job offers" searches from January 2004 to September 2018 were downloaded for forty consecutive days. The series have been downloaded simultaneously from two different Google accounts with different IPs, to check if data change from person to person. It emerged that data do not change changing the account, but change depending on when they are downloaded. The forty time series were ordered in a dataset where the columns indicate the day of the drawing and the lines the month and year. With the first thirty series were calculated average, standard deviation and three confidence intervals: 90%, 95% and 99%. Then, for each interval, it was verified how many of the values of the ten remaining time series fall or not in the confidence interval. It was found that only the 35.59% of the observations fall into the 90% confidence interval, the 38.30% in the 95% range and 44.63% in the 99% range. Finally, after having ascertained that data change daily, thirteen monthly time series were downloaded in the same day. What has emerged is that data change in the same day as they change from one day to another. They do not vary by a simple refresh of the page, but at random. Sometimes five minutes are enough to see differences from the previous data, other times it takes one hour. Although the series trend remains the same from a download to another, values for the same month also change by ten units, which on a scale from zero to one hundred is certainly not cheap.

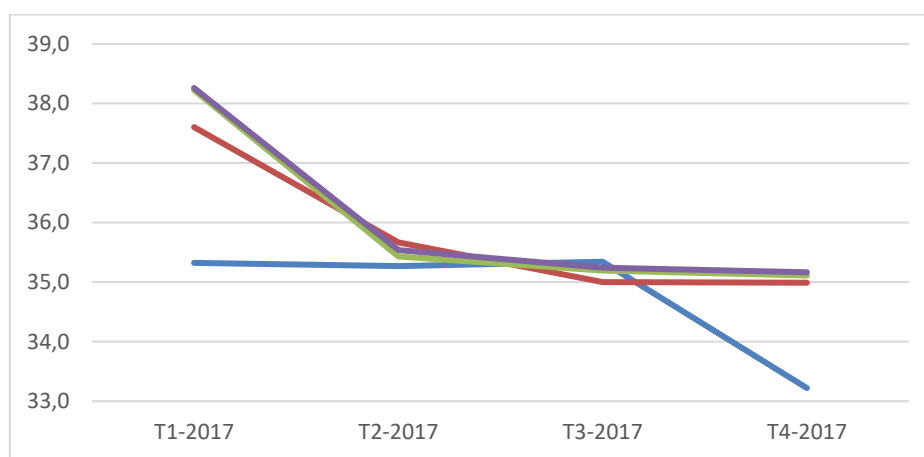
3.2 *The nowcast of the Italian unemployed rate*

For the 15-24 age category the best model is an ARIMA (1,1,0), while for the 25-34 and 35-49 age categories it is an ARIMA (2,1,0). In each model of each age considered the p value of the Ljung Box test and of the Jarque Bera test determine the acceptance of the null hypothesis, so there is not serial correlation up to 24 lags and the residues are normally distributed.

For the 15-24 age group, the best model in terms of AIC, BIC and log-likelihood is the 2.2, the ARIMAX model where the exogenous variable is the time series of Google Trends relatives to "job offers" searches, with two lags. In general, each

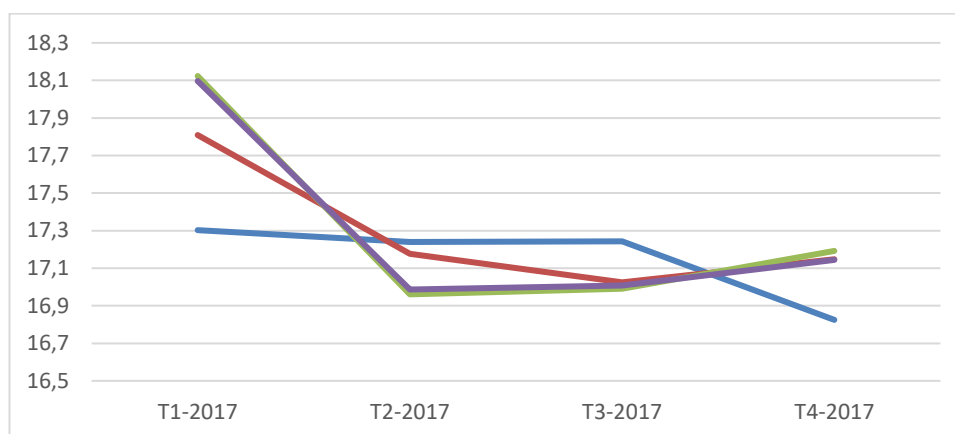
model shows better results when the exogenous variable is considered with two lags, and worsens when lags decrease. Considering exclusively the goodness of fit, the difference between the model 2.2 and the other models with the variables at t-2 is not so marked. Looking at the forecasts, the 2.2 model remains the best with the lowest values of MRE, MARE and RMSE. Models 2 and 2.1 that use GTs also show lower values than almost of the other estimated models. Figure 1 shows the nowcasting results for the four quarters of 2017 using the three best models.

Figure 1 - 15-24 age group prediction (LF blue line; Model 2.2 red line; Model 5 purple line; Model 6 green line).



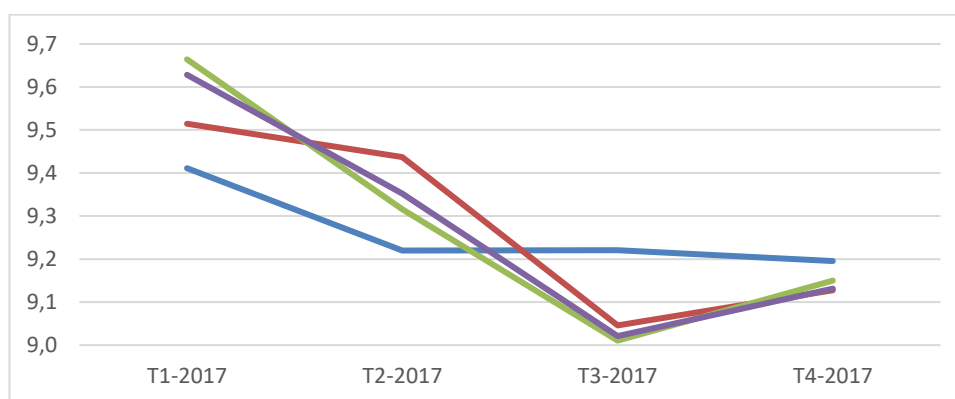
Considering the following age category, 25-34 years, in terms of goodness of fit, the models with GTs as exogenous variables offer good results, but not the best ones. The 5.1, 6.1, 3.1 and 3.2 models have lower AIC and BIC values and higher log-likelihood, as shown in the following table. The correlations between the LFT series and the three GTt, GTt-1 and GTt-2 series are in fact stronger for the first age class analyzed than this one. Nevertheless, in predictive terms the best model is 2.2, as for the 15-24 age category. The models with the best AIC, BIC and log-likelihood values have higher MRE, MARE and RMSE than any model with the GT. Figure 2 compares the prediction results for the four quarters of 2017 using the three best models.

Figure 2. - 25-34 age group prediction (LF blue line; Model 2.2 red line; Model 4.1 purple line; Model 5 green line).



Finally, analyzing the third age category, 35-49 years, the best models are the 4.2, where the exogenous variable is HICP with two lags, and the 6.1, which considers exports with a lag. Also in this case the values of AIC, BIC and log-likelihood of models 2, 2.1 and 2.2 are good, but not better than most of the estimated models. The correlations between the L_{Ft} series and the three G_{Tt}, G_{Tt-1} and G_{Tt-2} series are the weakest among the three age categories analyzed, because Google's use for job searching obviously decreases with the increase of age. But even in this case, in predictive terms, the best model remains the 2.2, while the 4.2 and the 6.1, with better AICs, BICs and log-likelihood values, have higher MRE, MARE and RMSE. Figure 3 shows the nowcasting results for the four quarters of 2017 using the three best models.

Figure 3 - 35-49 age group prediction (LF blue line; Model 2.2 red line; Model 4 purple line; Model 6 green line).



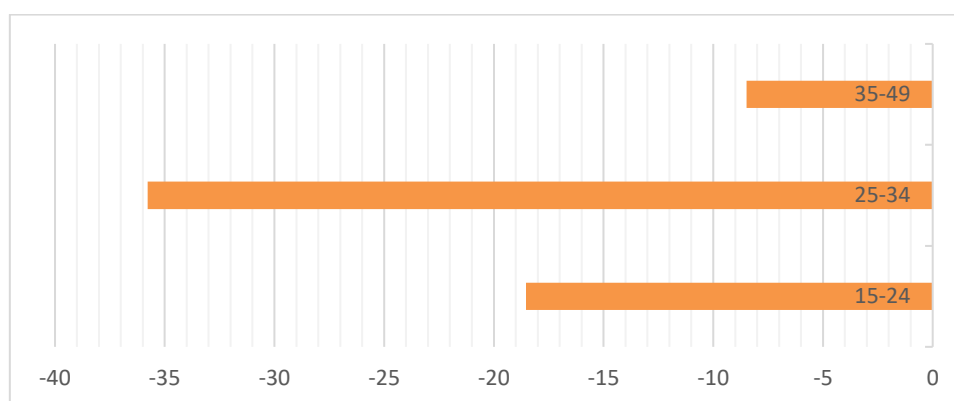
For each of the three age categories analyzed, the models that use GT give better forecasts than a classic ARIMA model in which is considered only the historical series of the unemployment rate. In particular it is always the ARIMAX model with exogenous variable GTt-2 that gives the best forecasts, both in respect of the benchmark model and of other ARIMAX models in which a macroeconomic indicator is used as exogenous variable.

Finally, in order to analyze how much the unemployment rate forecasts change in every age category, it is useful to observe the following table that compares, for each case considered, the values of the MRE, the MARE and the RMSE. For each type of error calculated, it is the 35-49 age category that presents the lowest values, while they increase by not much in the 25-34 class and are definitely higher for age 15-24.

This analysis confirms, first of all, that GT improves the nowcasting of the unemployment rate, as previously shown by other papers. In addition, the analysis on forecasts for different age categories shows that despite the correlations between the LFt series and the three GT series decrease while age increases, forecast accuracy improves, in line with the variability of the three unemployment rates considered, which decreases when age increases. If we look at the three percentage variations of the RMSE between the 2.2 models and the benchmark models, as shown in figure 4, it is the 25-34 year class that gets the most improvement from using GT with a decrease of the error of 35.77%. However, in the other two age categories we can see good results, with a decrease of 18.54% for 15-24 years and 8.48% for 35-49 years.

Table 2 - Nowcasting results for the three age classes by MRE, MARE and RMSE.

Model	MRE			MARE			RMSE		
	15-24	25-34	35-49	15-24	25-34	35-49	15-24	25-34	35-49
Model 1	3,26	0,80	0,18	3,41	2,57	1,61	4,11	0,50	0,17
Model 2	3,32	0,85	0,32	3,66	2,54	1,42	4,15	0,50	0,16
Model 2.1	3,23	0,97	0,27	3,79	2,65	1,71	4,17	0,54	0,18
Model 2.2	2,81	0,77	0,18	3,30	1,59	1,51	3,35	0,32	0,15
Model 3	3,22	0,85	0,24	3,85	2,61	1,58	4,22	0,51	0,17
Model 3.1	17,94	6,03	2,87	17,94	6,03	2,87	17,65	1,24	0,34
Model 3.2	18,20	12,95	8,09	18,20	12,95	8,09	17,84	2,57	0,83
Model 4	4,21	0,93	0,21	4,21	2,60	1,62	4,75	0,52	0,17
Model 4.1	4,49	0,88	0,28	4,49	2,45	1,76	4,74	0,49	0,18
Model 4.2	4,67	1,28	0,74	4,67	2,12	1,55	4,77	0,47	0,17
Model 5	3,42	0,85	0,26	3,56	2,28	1,75	4,03	0,46	0,17
Model 5.1	5,48	4,22	1,64	5,48	4,22	1,65	5,39	0,87	0,19
Model 5.2	5,00	2,59	1,46	5,00	2,76	1,78	5,17	0,66	0,18
Model 6	3,25	0,81	0,19	3,46	2,48	1,65	3,96	0,49	0,16
Model 6.1	4,66	3,85	1,90	4,66	3,85	1,90	4,88	0,84	0,21
Model 6.2	4,80	3,05	1,87	4,80	3,06	2,16	5,09	0,76	0,23

Figure 4 - RMSE percentage relative variation for each age classes.

4. Conclusion

Although Google Trends data can generally be found at very low cost and in a short time, there are some aspects of the use of data processing in GT that cannot be overlooked. Among these, one of the most important is the choice of keywords to be used for the selection of data sets. Different keywords lead to different results; however, if the selection criterion derives from an adequate knowledge of the phenomenon under examination and by performing checks on a large number of keywords and their recurrence, it is possible to obtain useful results.

Considering jointly the results about the consistency and the nowcast, are clear both the pros and the cons about the use of the GT for the production of Official Statistics. The pros are well showed by the results reached by the nowcast using GT, especially for the age class 25-34, while the cons are connected with the high variability of the GT time series. Concluding, this methodology for the nowcast of the Italian unemployment rate show better results than the traditional approach, but the biggest challenge is to certify the quality of Google Trends data, hoping for the future to have GT time series based on the entire flow of query share and no longer on sample data.

Appendix

Correlation matrix, 15-24 age class.

	LF _t	IPI _t	IPI _{t-1}	IPI _{t-2}	HICP _t	HICP _{t-1}	HICP _{t-2}	EXP _t	EXP _{t-1}	EXP _{t-2}	IMP _t	IMP _{t-1}	IMP _{t-2}	GT _t	GT _{t-1}	GT _{t-2}
LF _t	1,000	-0,850	-0,869	-0,878	0,872	0,880	0,886	0,652	0,649	0,651	0,269	0,286	0,321	0,560	0,612	0,638
IPI _t	-0,850	1,000	0,972	0,913	-0,820	-0,830	-0,838	-0,405	-0,440	-0,502	-0,080	-0,158	-0,276	-0,611	-0,598	-0,540
IPI _{t-1}	-0,869	0,972	1,000	0,973	-0,821	-0,830	-0,839	-0,436	-0,429	-0,464	-0,106	-0,115	-0,195	-0,569	-0,601	-0,579
IPI _{t-2}	-0,878	0,913	0,973	1,000	-0,823	-0,829	-0,838	-0,496	-0,458	-0,451	-0,188	-0,138	-0,152	-0,500	-0,560	-0,583
HICP _t	0,872	-0,820	-0,821	-0,823	1,000	0,999	0,997	0,846	0,856	0,863	0,578	0,613	0,646	0,286	0,282	0,265
HICP _{t-1}	0,880	-0,830	-0,830	-0,829	0,999	1,000	0,999	0,839	0,851	0,861	0,555	0,594	0,631	0,291	0,289	0,273
HICP _{t-2}	0,886	-0,838	-0,839	-0,838	0,997	0,999	1,000	0,831	0,844	0,857	0,532	0,572	0,613	0,293	0,294	0,280
EXP _t	0,652	-0,405	-0,436	-0,496	0,846	0,839	0,831	1,000	0,976	0,930	0,819	0,794	0,739	-0,098	-0,077	-0,040
EXP _{t-1}	0,649	-0,440	-0,429	-0,458	0,856	0,851	0,844	0,976	1,000	0,976	0,773	0,821	0,799	-0,065	-0,078	-0,067
EXP _{t-2}	0,651	-0,502	-0,464	-0,451	0,863	0,861	0,857	0,930	0,976	1,000	0,687	0,779	0,828	-0,014	-0,049	-0,073
IMP _t	0,269	-0,080	-0,106	-0,188	0,578	0,555	0,532	0,819	0,773	0,687	1,000	0,927	0,791	-0,301	-0,345	-0,331
IMP _{t-1}	0,286	-0,158	-0,115	-0,138	0,613	0,594	0,572	0,794	0,821	0,779	0,927	1,000	0,932	-0,183	-0,291	-0,344
IMP _{t-2}	0,321	-0,276	-0,195	-0,152	0,646	0,631	0,613	0,739	0,799	0,828	0,791	0,932	1,000	-0,040	-0,182	-0,298
GT _t	0,560	-0,611	-0,569	-0,500	0,286	0,291	0,293	-0,098	-0,065	-0,014	-0,301	-0,183	-0,040	1,000	0,933	0,835
GT _{t-1}	0,612	-0,598	-0,601	-0,560	0,282	0,289	0,294	-0,077	-0,078	-0,049	-0,345	-0,291	-0,182	0,933	1,000	0,932
GT _{t-2}	0,638	-0,540	-0,579	-0,583	0,265	0,273	0,280	-0,040	-0,067	-0,073	-0,331	-0,344	-0,298	0,835	0,932	1,000

Correlation matrix, 25-35 age class.

	LF _t	IPI _t	IPI _{t-1}	IPI _{t-2}	HICP _t	HICP _{t-1}	HICP _{t-2}	EXP _t	EXP _{t-1}	EXP _{t-2}	IMP _t	IMP _{t-1}	IMP _{t-2}	GT _t	GT _{t-1}	GT _{t-2}
LF _t	1,000	-0,821	-0,855	-0,876	0,896	0,904	0,912	0,726	0,715	0,712	0,306	0,304	0,329	0,430	0,500	0,547
IPI _t	-0,821	1,000	0,972	0,913	-0,820	-0,830	-0,838	-0,405	-0,440	-0,502	-0,080	-0,158	-0,276	-0,611	-0,598	-0,540
IPI _{t-1}	-0,855	0,972	1,000	0,973	-0,821	-0,830	-0,839	-0,436	-0,429	-0,464	-0,106	-0,115	-0,195	-0,569	-0,601	-0,579
IPI _{t-2}	-0,876	0,913	0,973	1,000	-0,823	-0,829	-0,838	-0,496	-0,458	-0,451	-0,188	-0,138	-0,152	-0,500	-0,560	-0,583
HICP _t	0,896	-0,820	-0,821	-0,823	1,000	0,999	0,997	0,846	0,856	0,863	0,578	0,613	0,646	0,286	0,282	0,265
HICP _{t-1}	0,904	-0,830	-0,830	-0,829	0,999	1,000	0,999	0,839	0,851	0,861	0,555	0,594	0,631	0,291	0,289	0,273
HICP _{t-2}	0,912	-0,838	-0,839	-0,838	0,997	0,999	1,000	0,831	0,844	0,857	0,532	0,572	0,613	0,293	0,294	0,280
EXP _t	0,726	-0,405	-0,436	-0,496	0,846	0,839	0,831	1,000	0,976	0,930	0,819	0,794	0,739	-0,098	-0,077	-0,040
EXP _{t-1}	0,715	-0,440	-0,429	-0,458	0,856	0,851	0,844	0,976	1,000	0,976	0,773	0,821	0,799	-0,065	-0,078	-0,067
EXP _{t-2}	0,712	-0,502	-0,464	-0,451	0,863	0,861	0,857	0,930	0,976	1,000	0,687	0,779	0,828	-0,014	-0,049	-0,073
IMP _t	0,306	-0,080	-0,106	-0,188	0,578	0,555	0,532	0,819	0,773	0,687	1,000	0,927	0,791	-0,301	-0,345	-0,331
IMP _{t-1}	0,304	-0,158	-0,115	-0,138	0,613	0,594	0,572	0,794	0,821	0,779	0,927	1,000	0,932	-0,183	-0,291	-0,344
IMP _{t-2}	0,329	-0,276	-0,195	-0,152	0,646	0,631	0,613	0,739	0,799	0,828	0,791	0,932	1,000	-0,040	-0,182	-0,298
GT _t	0,430	-0,611	-0,569	-0,500	0,286	0,291	0,293	-0,098	-0,065	-0,014	-0,301	-0,183	-0,040	1,000	0,933	0,835
GT _{t-1}	0,500	-0,598	-0,601	-0,560	0,282	0,289	0,294	-0,077	-0,078	-0,049	-0,345	-0,291	-0,182	0,933	1,000	0,932
GT _{t-2}	0,547	-0,540	-0,579	-0,583	0,265	0,273	0,280	-0,040	-0,067	-0,073	-0,331	-0,344	-0,298	0,835	0,932	1,000

Correlation matrix, 35-49 age class

	LF _t	IPI _t	IPI _{t-1}	IPI _{t-2}	HICP _t	HICP _{t-1}	HICP _{t-2}	EXP _t	EXP _{t-1}	EXP _{t-2}	IMP _t	IMP _{t-1}	IMP _{t-2}	GT _t	GT _{t-1}	GT _{t-2}
LF _t	1,000	-0,828	-0,849	-0,863	0,923	0,931	0,937	0,757	0,757	0,761	0,340	0,356	0,389	0,408	0,465	0,500
IPI _t	-0,828	1,000	0,972	0,913	-0,820	-0,830	-0,838	-0,405	-0,440	-0,502	-0,080	-0,158	-0,276	-0,611	-0,598	-0,540
IPI _{t-1}	-0,849	0,972	1,000	0,973	-0,821	-0,830	-0,839	-0,436	-0,429	-0,464	-0,106	-0,115	-0,195	-0,569	-0,601	-0,579
IPI _{t-2}	-0,863	0,913	0,973	1,000	-0,823	-0,829	-0,838	-0,496	-0,458	-0,451	-0,188	-0,138	-0,152	-0,500	-0,560	-0,583
HICP _t	0,923	-0,820	-0,821	-0,823	1,000	0,999	0,997	0,846	0,856	0,863	0,578	0,613	0,646	0,286	0,282	0,265
HICP _{t-1}	0,931	-0,830	-0,830	-0,829	0,999	1,000	0,999	0,839	0,851	0,861	0,555	0,594	0,631	0,291	0,289	0,273
HICP _{t-2}	0,937	-0,838	-0,839	-0,838	0,997	0,999	1,000	0,831	0,844	0,857	0,532	0,572	0,613	0,293	0,294	0,280
EXP _t	0,757	-0,405	-0,436	-0,496	0,846	0,839	0,831	1,000	0,976	0,930	0,819	0,794	0,739	-0,098	-0,077	-0,040
EXP _{t-1}	0,757	-0,440	-0,429	-0,458	0,856	0,851	0,844	0,976	1,000	0,976	0,773	0,821	0,799	-0,065	-0,078	-0,067
EXP _{t-2}	0,761	-0,502	-0,464	-0,451	0,863	0,861	0,857	0,930	0,976	1,000	0,687	0,779	0,828	-0,014	-0,049	-0,073
IMP _t	0,340	-0,080	-0,106	-0,188	0,578	0,555	0,532	0,819	0,773	0,687	1,000	0,927	0,791	-0,301	-0,345	-0,331
IMP _{t-1}	0,356	-0,158	-0,115	-0,138	0,613	0,594	0,572	0,794	0,821	0,779	0,927	1,000	0,932	-0,183	-0,291	-0,344
IMP _{t-2}	0,389	-0,276	-0,195	-0,152	0,646	0,631	0,613	0,739	0,799	0,828	0,791	0,932	1,000	-0,040	-0,182	-0,298
GT _t	0,408	-0,611	-0,569	-0,500	0,286	0,291	0,293	-0,098	-0,065	-0,014	-0,301	-0,183	-0,040	1,000	0,933	0,835
GT _{t-1}	0,465	-0,598	-0,601	-0,560	0,282	0,289	0,294	-0,077	-0,078	-0,049	-0,345	-0,291	-0,182	0,933	1,000	0,932
GT _{t-2}	0,500	-0,540	-0,579	-0,583	0,265	0,273	0,280	-0,040	-0,067	-0,073	-0,331	-0,344	-0,298	0,835	0,932	1,000

References

- ASKITAS N., ZIMMERMAN K. 2009. Google econometrics and unemployment forecasting, *Applied Economics Quarterly*.
- BOX G.E.P., JENKINS G.M. 1970. Time Series Analysis, *Forecasting and Control*.
- D'AMURI F., MARCUCCI J. 2012. The predictive power of Google searches in forecasting unemployment, *Banca d'Italia working papers*, No. 891.
- CHOI H., VARIAN H. 2009. Predicting Initial Claims for Unemployment Benefits, *Google Technical Report*.
- CHOI, H., VARIAN, H. 2009. Predicting the Present with Google Trends, *Google Research Blog*.
- ETTREDGE M., GERDES J., KARUGA G. 2005. Using Web-Based Search Data to Predict Macroeconomic Statistics, *Communications of the ACM*, Vol. 48, No. 11.
- GINSBERG J., MOHEBBI M., PATEL R., BRAMMER L., SMOLINSKI M., BRILLIANT L. 2009. Detecting influenza epidemics using search engine query data, *Nature*, Vol. 457.
- MONTGOMERY A., ZARNOWITZ V., TSAY R., TIAO G. 1998. Forecasting the U.S. Unemployment Rate, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 93 No. 442.
- NACCARATO A., FALORSI S., LORIGA S., PIERINI A. 2018. Combining official and Google Trends data to forecast the Italian youth unemployment rate, *Technological Forecasting & Social Change*, No. 130.

SUHOY, T. 2009. Query indices and a 2008 downturn: Israeli data, *Technical report*, Bank of Israel.

SUMMARY

Nowcasting the Italian unemployment rate with Google Trends

The Italian National Institute of Statistics, as well as most of the National Statistical Institutes in the world, produces forecasts of socio-economic indicators by means of statistical models that make no use of information from external sources and rely only the data provided by its own sample survey.

In the field of Official Statistics, some studies have recently been conducted to assess whether online search data can be used to facilitate the estimation of phenomena of interest or to produce additional information, starting from data such as internet search data, whose main features are easy availability and low cost.

Several studies have used the Google Trends (GT) time series for the nowcast of important short-term economic indicators. One of the most studied is the unemployment rate and specifically many studies have focused on the prediction of the youth unemployment rate because it is assumed that these use more than the others the online job search channel.

The paper tries to verify the consistency of the time series available from GT and compare different models for the nowcast of the quarterly unemployment rate for different age categories, specifically 15-24, 25-34 and 35-49.

Some analysis aimed at studying the volatility of the time series provided by GT are provided in the paper. The results show critical issues in terms of high variability for the GT time series, questioning the use of them for the production of Official Statistics.

Furthermore, the nowcast results show that for each age category analyzed the best predictions are always those provided by the ARIMA model in which the exogenous variable is the GT query share. The results obtained also showed that the age category that has the greatest prediction improvements is the 25-34.

Andrea FASULO, Istat, fasulo@istat.it

Alessia NACCARATO, Università degli Studi Roma 3, alessia.naccarato@uniroma3.it

Alessio PIZZICHINI, Università degli Studi Roma 3, alessiopizzichini@gmail.com

GROSS INCOME PROJECTION IN LABOUR FORCE SURVEY DATA¹

Esposito Laura, Fioroni Livia, Guandalini Alessio

Introduction

The Labour Force Survey (LFS) is subject to improvement efforts in the context of the new Integrated European Social Statistics framework regulation (IESS FR). The regulation requires that a new variable on gross income from main job for employees is transmitted to Eurostat. This variable will be transmitted from year 2021. Although the target variable concerns gross income, countries can collect net remuneration to reduce the statistical burden on respondents. The regulation proposes several strategies to derive the target variable, as applying a net/gross conversion model, record linkage with administrative data or a combination of the previous strategies.

The aim of this paper is to explore the possibility of using the projection estimator in this context. The projection estimator (Kim and Rao, 2011) allows to "project" on the LFS sample the gross income estimated by a working model on the EU-SILC sample.

The work is structured as follows. Section 2 provides the general framework and shows the strategies proposed by Eurostat to obtain gross income for employees from LFS. Section 3 and 4 describe the methodology and the projection estimator adapted to this context. Section 5 and 6 show the empirical analysis and main results. Section 7 concludes and displays future prospective.

1. The variable on gross income in LFS

The IESS FR establishes that LFS will have to transmit to Eurostat, from 2021, a new variable concerning gross income from main job. All the employees (about 18 million individuals), full-time and part-time, fixed-term and permanent, regular and

¹ Introduction and section 6 is the result of the cooperation between the authors; section 3 is attributed to Alessio Guandalini; sections 1, 2, 4 and 5 are attributed to Laura Esposito and Livia Fioroni.

irregular, represent the observation field. We consider private sector (agricultural and non-agricultural) and public sector. While self-employed and retired people are not included.

Currently LFS collects a variable on the monthly net remuneration paid after deduction of income tax and national insurance contributions, concerning the remuneration for main job perceived in the month preceding the reference week. It includes regular overtime, extra compensation for shift work, seniority bonus, regular travel allowances ad per diem allowances and compensation for meals. It excludes holidays bonus as 13th and/or 14th month and amounts not received regularly every month, as not regular overtime, annual productivity bonus and arrears. There is not a question about gross income in the LFS questionnaire.

Eurostat suggests several strategies for obtaining the gross remuneration: asking for the gross income perceived during the previous month (for employees); collecting the net income and applying a net/gross conversion model (estimated on EU-SILC or administrative data); obtaining it from record linkage with administrative data or a combination of the previous strategies. In case of record linkage with administrative data, countries have the possibility to transmit this variable to Eurostat at least 15 months after the end of the reference period.

An alternative strategy, explored in this paper, is using information on gross income collected by the Survey on Incomes and Living Conditions (EU-SILC). The aim is to improve the potential information connecting two different sample surveys (LFS and EU-SILC). EU-SILC is a reliable survey for income data. In fact, EU-SILC respondents answer to specific questions about monthly net income and monthly gross income. In both cases, income includes regular overtime and 13th and/or 14th month proportionally included, dividing their amounts by 12.

2. Eu-Silc variables on monthly gross income

We focus on two quantitative variables over the period 2014-2016 starting from monthly and annual remuneration collected by EU-SILC. These variables represent the main information on individuals' gross remuneration collected by survey in Istat. The first variable (Y_1) is the gross monthly current remuneration collected by EU-SILC through a dedicated question, including regular overtime plus proportional part of additional monthly payments. The second variable (Y_2) is the EU-SILC annual gross remuneration integrated with administrative data. The combined use of administrative data and survey data gives the opportunity to provide additional information. Even Y_2 includes regular overtime and part of additional month payments.

The advantage of Y_1 is the same reference period of LFS variable, but the variable is less “accurate” as it is asked to the respondent. On the other hand Y_2 refers to EU-SILC survey year, that is the previous year compared with LFS reference period², on furthermore, the variable may be considered more “precise” because of the integration with administrative sources. In the latter case, it was necessary to consider only the observations for which current work is the same as in the survey year (more than 90% of total sample). Both estimated variables have different definitions compared with the net LFS remuneration that not includes part of supplementary monthly payments. For this reason, in the empirical analysis, a new variable of net monthly remuneration is calculated: “*RetrLFS**”. The new variable includes part of 13th month (dividing the annual amount by 12), to make it similar to EU-SILC remuneration definition:

$$RetrLFS^* = retrLFS + (1/12)retrLFS$$

where *retrLFS* is the net monthly remuneration collected by survey and $(1/12)retrLFS$ represents a proportional part of 13th month.

3. Estimation methodology and error evaluation

3.1. Projection estimator

The projection estimator (Kim and Rao, 2011) represents an alternative to the methods suggested by Eurostat. In fact, this estimator aims to combine data from two independent surveys.

Projection estimator perfectly fits to this application context. In our case, the main survey is LFS having a larger sample on which just auxiliary information are collected, while, the secondary survey, is EU-SILC, that have a smaller sample which collects auxiliary information and moreover is more focused on the variable of interest. It is worth noting that the samples of the two surveys are independent.

The first step for deriving the estimates with the projection estimator was to build a working model, $E(y_i/x_i) = m(x_i; \beta)$ where y_i and x_i are the values observed on i -th unit in the EU-SILC sample respectively for the target variable and the auxiliary variable. Furthermore, β is the regression coefficient. Of course, the model can involve more than one auxiliary variable, as in our case.

² EU-SILC is an annual survey. The information collected through the questionnaire refer to two distinct periods. Some refer to the survey year (t), other (mainly those on income) refer to the previous year ($t-1$).

Then, the working model and the estimated coefficients have been applied on the unit in the LFS sample ($i \in s_{RFL}$) and the proxy values \tilde{y}_i , for the unobserved y_i in LFS, have been derived. Successively, the LFS sampling weights, w_{iRFL} , have been associated with those values. Finally, to produce projection estimate of the total of y in the population U , $\sum_{i \in U} y_i$, on LFS data, this expression has been used:

$$\hat{Y}_p = \sum_{i \in s_{RFL}} w_i \tilde{y}_i. \quad (1)$$

In practice, projection estimator is applied to LFS sample units and uses proxy values computed on the basis of the working model estimated on the EU-SILC sample. Therefore, it looks clear that the choice of auxiliary variables in the working model is a crucial point.

The auxiliary variables in the working model have been chosen among those that are common and harmonized between the two surveys. Among them there are variables on household characteristics (number of components, type of households, relationship among components), current job (professional status, kind of work, economic activity, number of employees in the local unit, fixed-term or permanent contract, full-time or part-time), individual characteristics (sex, age, citizenship, educational level, seniority) and geographical areas.

3.2. Variance estimator

The estimates \hat{Y}_p depend on the working model built on EU-SILC data and the proxy variables on LFS sampling units. The linearized variance estimator reflects both the source of errors, that is:

$$\text{var}(\hat{Y}_p) = \text{var}(\tilde{y}_i) + \text{var}(\hat{e}_i),$$

where the first component depends on the sampling design of LFS, while the second one, $\hat{e}_i = y_i - \hat{y}_i$, are the residuals of the working model. Of course, they depend on the EU-SILC sample. Ignoring $\text{var}(\hat{e}_i)$, can lead to serious underestimation of the variance, although the bias-correction is guaranteed.

Access to full data from both the surveys would be needed for computing $\text{var}(\hat{Y}_p)$. However, we did not have access to the EU-SILC data and only the working models have been provided to us. Then, as suggested by Kim and Rao (2001) in these cases, the pseudo-replication method of variance estimator is the most suitable for estimating the sampling variance (Rust and Rao, 1996). Indeed, this method enables to compute the variance without requiring access to data on which the working model has been estimated.

4. From gross to net remuneration

To understand the relationship between gross and net remuneration of employees, it is necessary to identify the several elements that allow the transition from gross to net remuneration. In this paper, we not consider the employer's contribution. From a theoretical point of view, gross annual remuneration is the sum of the amounts paid to the employee over a year. The taxable remuneration is obtained:

- 1- deducting social and security contribution due by the employee (and other contributions if exist);
- 2- adding deduction/benefits.

We apply to this remuneration the income tax levied to the individuals. In Italy the main income tax are: *Imposta sui redditi delle persone fisiche* (Irpef) and the regional and municipal income taxes that compose gross tax. Irpef is a personal income tax computed by applying marginal progressive rate to increasing income bracket. The regional and municipal taxes present different percentages for individuals that depend on the region and the municipality of residence. Municipalities can establish progressive tax rates applicable to the national income bracket. The gross tax could decrease thanks to deductions for employee work, for dependent family members and for the bonus Renzi³. The net remuneration is the difference between remuneration for tax purpose and net tax.

³Bonus Renzi is a monthly amount of 80 euros representing a tax credit for employees who declare a gross annual income lower than 26,000 euros. Between 24,000 and 26,000 euros, the amount is gradually reduced as income increases.

Figure 1 – Gross and net remuneration density distribution for full-time employees. Total economy-year 2014.

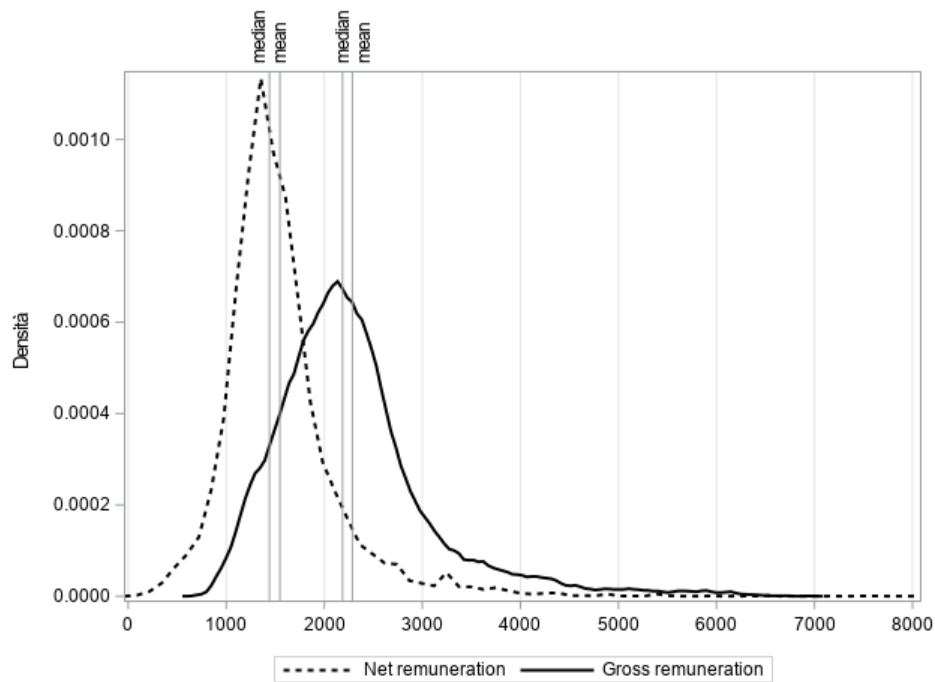


Figure 1 displays gross and net remuneration density distributions just described. Net monthly income is collected by LFS, while projection estimator estimates gross monthly remuneration. The reference year is 2014 and Y_1 is the variable plotted. It shows data referred only full-time employees for all economic activities sectors.

A weak positive asymmetry characterizes the distribution. Net remuneration shows a distribution shifted to the left and characterized by a greater degree of concentration than gross remuneration. This is probably because information on net wages derives from survey and it is possible to answer an approximate amount selecting income bands. The density distribution of Y_1 and Y_2 present similar characteristics⁴.

⁴ The application, for both the estimated variables, is reiterated for years 2015 and 2016. Because the distributions have the same characteristics, for the sake of brevity, only 2014 results are shown.

5. Empirical analysis

A preliminary analysis, for studying the relationships between net and gross remuneration, concerns the consistency between the estimated gross remuneration and the net remuneration collected by the LFS survey.

In Table 1 and Table 2 the estimates are shown, as well as the related confidence intervals, coefficients of variation (CV%) at national level (NUTS-0) and for geographical areas (NUTS-1) for the two variables Y_1 and Y_2 described in paragraph 3.

Table 1 – Estimates of Y_1 , confidence intervals at 95% and coefficients of variation (CV%). Italy, 2014.

Domain	Estimate	Confidence interval 95%		CV%
		LB	UB	
Italy	2'072	2'065	2'079	0.2
North-West	2'204	2'191	2'217	0.3
North-East	2'142	2'129	2'155	0.3
Center	2'120	2'104	2'137	0.4
South	1'816	1'802	1'830	0.4
Island	1'803	1'784	1'823	0.6

Table 2 – Estimates of Y_2 , confidence intervals at 95% and coefficients of variation (CV%). Italy, 2014.

Domain	Estimate	Confidence interval 95%		CV%
		LB	UB	
Italy	2'286	2'277	2'295	0.2
North-West	2'462	2'446	2'481	0.4
North-East	2'358	2'341	2'375	0.4
Center	2'285	2'264	2'307	0.5
South	1'987	1'969	2'005	0.5
Island	2'066	2'040	2'093	0.7

In this paragraph, we report only Y_1 results because analysis produces the same results for Y_2 . The study, replicated for 2014, 2015 and 2016, is conducted by comparing the values of the "implicit tax and contribution wedge" with the corresponding theoretical wedge values identified for each income class⁵. We

⁵ From a theoretical point of view, "tax and contribution wedge" is calculate by expressing the sum of personal income tax and employee social and security contributions, minus any benefit received by the employee.

identified five annual gross income classes, following the Irpef brackets, according to the fiscal and tax regulations in force in Italy, during the years considered.

The "implicit tax and contribution wedge" is the incidence of the difference between the projected gross remuneration (\tilde{y}) and the net remuneration including 1/12 of 13th month ($retrLFS^*$) on the gross remuneration:

$$implicit\ wedge = \frac{\tilde{y} - retrLFS^*}{\tilde{y}} * 100$$

Then, for each income class the "maximum theoretical tax and contribution wedge" was identified without considering:

- 1- the progressivity of personal income tax rate⁶;
- 2- the territorial differences for the determination of regional and municipal taxes;
- 3- the sector of economic activity.

For each income class, we identify a maximum rate. To the maximum personal tax rate, we added a rate of 9% for social and security contributions and a rate of 2% for regional and municipal taxes. Any deductions that cut down the taxable income or gross tax are not considered. Table 3 shows the elements that make up the maximum tax and contribution wedge for employees.

Table 3 – Maximum tax and contribution wedge for income class.

Gross annual income classes	Maximum personal income tax rate	Social and Security contribution	Regional and municipal tax rate	Maximum tax and contribution wedge
not over 15,000	23%	9%	2%	34%
from 15,001 to 28,000	27%	9%	2%	38%
from 28,001 to 55,000	38%	9%	2%	49%
from 55,001 to 75,000	41%	9%	2%	52%
more than 75,000	43%	9%	2%	54%

We consider the observations with an implicit negative wedge or with a wedge higher than the theoretical maximum not coherent. The distribution of implicit

⁶ Not considering the progressivity of the tax rate and identifying a maximum rate for each income class, implies an overestimation of the taxation. For example, an employee with an annual gross income of 25,000 euros will pay a tax rate of 23% for remuneration up to 15,000 euros and a tax rate of 27% for remuneration from 15.001 up to 25,000 euros. Therefore, its average rate is 25% while in the proposed exercise we consider a tax rate of 27% consistent.

wedges by income class and by theoretical wedge class are shown in Table 4⁷. Only coherent observations are highlighted using bold. For example, in the income class from 15,001 to 28,000 euros, 69% of observations have a wedge between 0% and 38%; 25% present a wedge greater than the maximum (38%) and the remaining 6% show a negative wedge. In general, the lower income classes show a greater number of incoherent observations, while in the higher classes these percentages decrease.

Table 4 – *Implicit tax and contribution wedge for income classes (Y₁) compared with the theoretical wedge. Year 2014.*

Gross annual income classes	Negative	Maximum theoretical tax and contribution wedge					More than
		Not over 34%	from 35% to 38%	from 39% to 49%	from 50% to 52%	from 53% to 55%	
not over 15,000	17%	45%				38%	
from 15,001 to 28,000	6%		69%			25%	
from 28,001 to 55,000	2%		83%			15%	
from 55,001 to 75,000	4%			81%			15%
more than 75,000	0%				94%		6%

Table 5 displays the observations with a wedge negative or higher than the maximum threshold established for income classes. An interesting feature concerns the concentration of observations with a negative wedge in the lowest income class (17.0%), generally more subject to the presence of irregular work.

In fact, a gross income lower than the net value could indicate the existence of "out of wrap" perceived by the worker, as for example, in case of an individual who has a part-time contract despite working full-time.

At the same time, the variable on net value is subject to imputation for item non-response and therefore it could be present measurement errors.

⁷ The results obtained are very similar in the three-years period 2014-2016 and for both estimated variables.

Table 5 – *Incoherent implicit tax and contribution wedge for income class (Y₁). Year 2014*

Gross annual income class	Negative wedge (%)	Higher wedge than theoretical threshold (%)	Total Incoherent observation
not over 15,000	17.0%	38.0%	55.0%
15,001 – 28,000	6.0%	25.0%	31.0%
28,001 – 55,000	2.0%	15.0%	17.0%
55,001 – 75,000	4.0%	15.0%	19.0%
more than 75,000	0.0%	6.0%	6.0%

In the 2014-2016 period, 70% of the respondents of LFS answered to the question on the monthly net salary giving the exact amount, around 15% answered in classes and the remaining 15% did not respond.

6. Conclusions

The purpose of this work is to investigate whether the projection estimator can be a valuable method for providing accurate estimates of gross income for LFS in the context of the new IESS framework regulation.

Nowadays methods for data integration from surveys and administrative sources are assuming an important role in official statistics. Even if, the application to this specific context is just a preliminary approach, the projection estimator has proved to be a valid alternative to the methodologies suggested by Eurostat. In fact, good results in terms of estimation and estimation error are provided. On the other hand it is worth noting that the results here shown concern the employees for total economy, so the findings should be examined more closely.

Further developments will concern analysis with a finer detail, as well as by economic activity sector, contractual sector and professional profile of the worker. In this context, we expect further improvements in the estimates by refining the specification of the working model used for the projection estimator. Moreover, the integration with administrative data can allow validation of the estimated data.

Acknowledgement

The authors want to thank Doriana Frattarola, Stefano Gerosa and Mattia Spaziani for their help with Eu-Silc data and, moreover, to Silvia Loriga for her relevant contribution on this work.

References

- BETTI G., DONATIELLO G., VERMA V. 2010. The Siena microsimulation model (sm2) for net-gross conversion of EU-SILC income variables, *International Journal Of Microsimulation*, Vol. 4, No. 1, pp. 35-53.
- DONATIELLO G., D'ORAZIO M., FRATTAROLA D., RIZZI A., SCANU M., SPAZIANI M. 2014. Statistical Matching of Income and Consumption Expenditures, *International Journal of Economic Sciences*, Vol. 3, No. 3, pp. 50-65.
- EUROSTAT 2013. Statistical matching: a model based approach for data integration. <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/3888793/5855821/KS-RA-13-020-EN.PDF>.
- KIM J.K., RAO J.N.K. 2011. Combining data from two independent surveys: a model-assisted approach, *Biometrika*, Vol. 99, No. 1, pp. 85-100.
- ISTAT 2018. Condizioni di vita, reddito e carico fiscale delle famiglie, Anno 2017. *Statistiche report*.
- ISTAT 2006. La rilevazione sulle forze di lavoro: contenuti, metodologie, organizzazione. *Collana Metodi e norme*, No. 32.
- RUST K.F., RAO J.N.K. 1996. Variance estimation for complex surveys using replication techniques, *Statistical methods in medical research*, Vol. 5, No. 3, pp. 283-310.

SUMMARY

Gross income projection on labour force survey data

The EU Labour Force Survey (EU-LFS) is subject to improvement efforts in the context of the new Integrated European Social Statistics framework regulation (IESS FR). The new Regulation states that countries will have to provide gross values on income from main job for employees. The new variable will be transmitted to Eurostat from 2021.

Eurostat proposes several strategies to obtain this variable: asking the net income and then applying a net/gross conversion model (estimated on EU-SILC or administrative data); obtaining it by record linkage with administrative data; a combination of the previous strategies.

In this work an alternative methodology, the projection estimator, is tested. This estimator "projects" the gross income available in the EU-SILC sample to the LFS sample using a set of harmonized variables present in both surveys.

Laura ESPOSITO, Istat, laesposi@istat.it

Livia FIORONI, Istat, fioroni@istat.it

Alessio GUANDALINI, Istat, alessio.guandalini@istat.it

LAVORO PART-TIME NELLE REGIONI EUROPEE E ITALIANE¹

Anna Maria Cecchini, Patrizia Grossi

1. Introduzione

I cambiamenti avvenuti nell'organizzazione e nei contenuti del lavoro dovuti all'avvento della tecnologia digitale, ovvero la moltiplicazione dei canali d'accesso all'informazione, hanno rapidamente modificato i processi produttivi e l'erogazione dei servizi, sia nel settore pubblico che in quello privato. Le trasformazioni sociali ed economiche che ne sono scaturite hanno favorito forme flessibili di lavoro, tra cui il lavoro a tempo parziale. *Governance e policymakers* si dimostrano sempre più interessati ad analisi dettagliate che distinguano tra contratti a tempo pieno e contratti *part-time* e tra occupazione femminile e quella maschile.

Il contratto di lavoro *part-time* può essere di tipo orizzontale, verticale o misto (la combinazione di entrambe le tipologie precedenti), e rappresenta una delle principali forme di flessibilità del mercato del lavoro. La riduzione dell'orario di lavoro si configura come una scelta individuale del lavoratore e della lavoratrice per la conciliazione delle esigenze familiari con quelle lavorative, o l'accettazione di una condizione proposta dal datore di lavoro per adattare la struttura degli orari alle necessità dell'organizzazione/impresa. In Italia, come in molti paesi europei, si tratta di una tipologia di contratto molto utilizzato dai lavoratori che hanno degli impegni familiari o di altra natura nel corso della giornata/in certi periodi dell'anno, ovvero un contratto utilizzato dalle lavoratrici madri, dagli studenti, dai lavoratori in età matura in cerca di nuovo impiego.

L'occupazione a tempo parziale infatti è un indicatore importante dal duplice significato: da un lato, la percentuale di occupati che dichiarano di svolgere un lavoro a tempo parziale perché hanno scelto di avere più tempo a disposizione per conciliare vita e lavoro (*part-time* volontario), dall'altro, la percentuale di occupati che dichiarano di svolgere un lavoro a tempo parziale perché non ne hanno trovato uno a tempo pieno (*part-time* involontario). Non si tratta di una tipologia

¹ Anna Maria CECCHINI ha scritto l'Introduzione, il Paragrafo 2 e le Conclusioni; Patrizia GROSSI ha scritto il paragrafo 3 e il Paragrafo 4. Tuttavia, il presente documento è il risultato di un lavoro congiunto.

contrattuale alternativa, bensì di un particolare regime orario che implica un orario di lavoro inferiore a quello ordinario (40 ore settimanali), ovvero minore rispetto a quello previsto dalla contrattazione collettiva nazionale.

Il presente lavoro focalizza l'attenzione su alcuni tratti specifici dell'andamento dell'occupazione *part-time* negli ultimi anni segnati dalla recessione economica, in particolare sulle caratteristiche territoriali e di genere e sul *part-time* involontario.

2. Obiettivi e metodologia

Le analisi condotte utilizzano i dati della rilevazione campionaria sulle forze di lavoro (RLF² - condotta sia a livello nazionale che internazionale), che costituisce la principale fonte statistica sull'andamento del mercato del lavoro. Da essa derivano le stime ufficiali degli occupati e delle persone in cerca di impiego. L'obiettivo in questa sede è quello di analizzare le caratteristiche territoriali e di genere dell'incidenza degli occupati a tempo parziale (volontario e involontario) nel contesto europeo (paragrafo 3) e nel contesto italiano (paragrafo 4).

La misurazione dell'incidenza degli occupati a tempo parziale si ottiene dal rapporto tra gli occupati che dichiarano di lavorare *part time* e il totale degli occupati per cento. Occorre tenere in considerazione che gli occupati *part-time* comprendono sia i dipendenti, sia gli indipendenti, i lavoratori a tempo indeterminato e i lavoratori a termine. Ma, mentre per i dipendenti si fa riferimento alle indicazioni contenute nel contratto di lavoro, per gli indipendenti resta valida la dichiarazione e la valutazione dell'intervistato, considerando l'orario "standard" per categoria professionale.

3. Occupazione a tempo parziale nel contesto europeo

Dal Trattato di Amsterdam³ (luglio 1997) con cui l'Unione europea formalizza per la prima volta l'importanza di attivare politiche di sostegno all'occupazione, numerosi fino ad oggi gli interventi comunitari a favore del pieno impiego, dell'aumento della tasso di occupazione e del livello di occupazione femminile, in un'ottica di rafforzamento della coesione sociale. Vedremo più avanti come il quadro europeo relativo ai tassi di *part-time* nei vari Paesi dell'Unione sia in forte

² ISTAT, 2017. Rilevazione sulle Forze di lavoro- RLF. Roma

³ Nel novembre dello stesso anno, a Lussemburgo, si svolge un Consiglio straordinario dei Ministri europei che decide di adottare una strategia europea sull'occupazione.

crescita, pur con significative differenze di articolazione territoriale. La spiegazione è da ricercarsi prevalentemente nelle dinamiche economiche dei singoli Stati membri, sempre più nelle rispettive politiche occupazionali, ma certamente anche nelle policy comunitarie che lo incentivano e incoraggiano da anni, oltre che nella più generale trasformazione del mondo del lavoro. In Olanda, in particolare, è prevista una normativa specificatamente dedicata alla regolazione del part-time (*Part-time Employment Act*, parte integrante del *Work and care act*⁴ adottato a partire dal 2001) con l'obiettivo di promuovere il doppio reddito familiare, incentivando contemporaneamente la condivisione dei compiti di cura. A tutto ciò si accompagna uno sforzo diffuso, multisetoriale, volto a promuovere l'immagine positiva di questa modalità occupazionale.

3.1. Disuguaglianze di genere nell'Unione europea

Nell'Unione europea, la quota dei lavoratori la cui attività lavorativa principale si svolge a tempo parziale⁵ corrisponde mediamente al 19,4 per cento (ovvero quasi un occupato su cinque lavora in *part-time*). Pressoché in tutti gli stati europei si registra una marcata differenziazione tra i tassi di *part-time* in relazione al genere: l'occupazione *part-time* si conferma una prerogativa femminile nell'intero ambito comunitario: in media la percentuale è del 31,7 per cento per le donne, a fronte dell'8,8 per cento per gli uomini. La percentuale di gran lunga più elevata di lavoratori a tempo parziale nel 2017 (Fig.1) si è rilevata quella relativa ai Paesi Bassi (49,8 per cento è la media nazionale), seguiti da Austria, Germania, Belgio, Regno Unito, Svezia, Danimarca e Irlanda, con medie percentuali superiori al 25 per cento. Per contro, il lavoro a tempo parziale è relativamente poco frequente in Bulgaria (2,2 per cento degli occupati), in Ungheria, Croazia, Repubblica Ceca e Slovacchia (tra il 4,3 per cento e il 6,2 per cento). Esistono significative differenze di genere tra gli Stati membri con quote di part-time femminile più alte rispetto alle quote maschili: nei Paesi Bassi (il 75,8 per cento per le femmine a fronte del 27 per cento dei maschi), in Austria (47,2 per cento per le femmine; 10,6 per i maschi), in Germania (46,4 per cento per le femmine; 9,7 per i maschi), e in Danimarca (35,3 per cento per le femmine; 16,2 per cento per i maschi).

⁴ Il campo politico che combina il lavoro retribuito con i compiti di assistenza è definito "lavoro e cura" (*arbeid en zorg*) nei Paesi bassi. Utilizzato per la prima volta nel dibattito politico olandese a metà degli anni Ottanta, questo concetto è identificato nel 1985 come un importante obiettivo politico del piano politico di Emancipazione che vede la realizzazione dell'indipendenza economica delle donne come una condizione necessaria per la loro emancipazione.

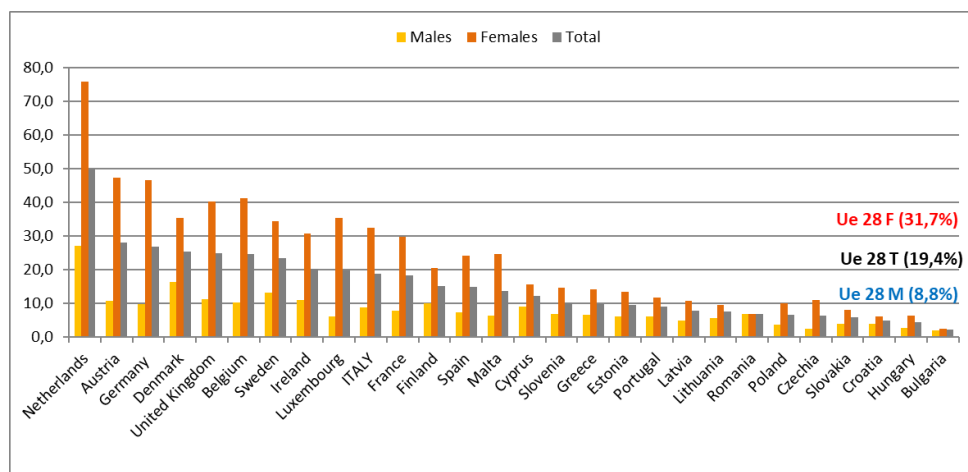
⁵ EUROSTAT, 2017. *LFS. Labour Force Survey*.

3.2. Disuguaglianze e flessibilità nell'Unione Europea

Differenze spiccate si riscontrano, inoltre, sui dati dell'Unione Europea relativi al *part-time* volontario e involontario. In media, il 23,2 per cento delle donne occupate *part-time* dichiarano di svolgere un lavoro a tempo parziale perché non hanno trovato un'occupazione a tempo pieno, mentre il 36,2 per cento degli uomini occupati *part-time* svolge un lavoro a tempo parziale in mancanza di occasioni di impiego a tempo pieno (Fig.2). Tra gli Stati membri, gli scarti più evidenti riguardano il *part-time* involontario, con quote di occupati a cui "viene imposto" di svolgere un lavoro a tempo parziale molto alte in Grecia (al 75,3 per cento dei maschi; al 66,9 per cento delle femmine), a Cipro, in Italia, in Spagna, Bulgaria, Romania, Portogallo e Francia, mentre nei Paesi Bassi il lavoro *part-time* si conferma una scelta volontaria (infatti la quota di *part-time* involontaria si attesta al 12,7 per cento per i maschi e al 6,5 per cento per le femmine).

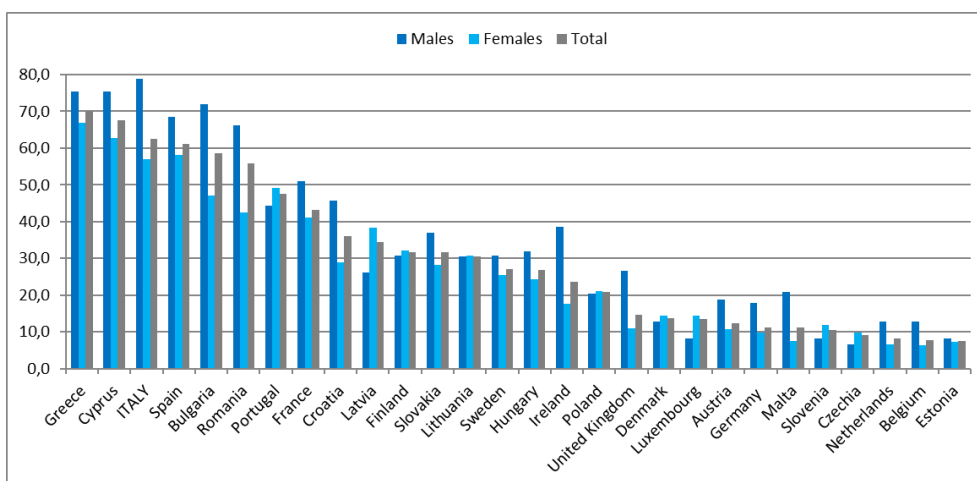
Per Grecia, Italia e Spagna si registra la più forte crescita di lavoro *part-time* involontario nell'ultimo decennio, crescita superiore ai 16 punti percentuali per Italia e Spagna (20 punti percentuali per la Grecia), a fronte della crescita della media dei paesi europei che corrisponde soltanto a un punto percentuale (Fig.3).

Figura 1 – Occupati a tempo parziale nei Paesi europei distintamente per genere. Anno 2017 (percentuale sul totale degli occupati).



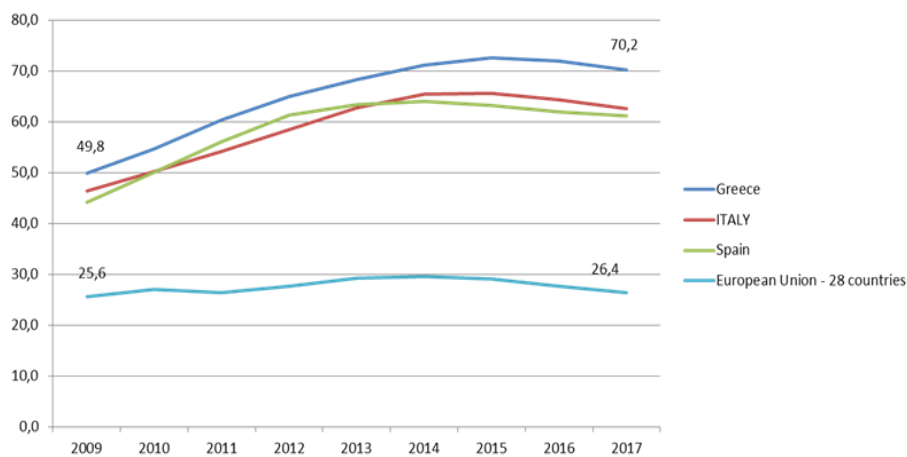
Source: Eurostat – LFS – Labour Force Survey - anno 2017.

Figura 2 – Occupati a tempo parziale involontario nei Paesi europei distintamente per genere. Anno 2017 (percentuale sul totale degli occupati part time).



Source: Eurostat – LFS – Labour Force Survey - anno 2017.

Figura 3 – Andamento degli occupati a tempo parziale involontario in alcuni Paesi europei. Anni 2009-2017 (percentuale sul totale degli occupati part time).



Source: Eurostat – LFS – Labour Force Survey - anno 2017.

4. Occupazione a tempo parziale nel contesto italiano

Il legislatore italiano introduce il *part-time* tra le «Misure urgenti a sostegno e ad incremento dei livelli occupazionali», con il Decreto legge 30 ottobre 1984 n. 726, convertito poi in legge 19 dicembre 1984 n. 863, ma è solo molto più tardi che in Italia, con la legge 24 dicembre 2007, n. 247 (art. 44), ispirata a un'idea più ampia di *welfare*, si incentiva la stipula di contratti a tempo parziale e vengono agevolate le trasformazioni da *full-time* a *part-time* su richiesta di lavoratrici o lavoratori per la cura dei figli minori.

Il contratto di lavoro a tempo parziale risponde inoltre a strategie aziendali anti crisi. Utilizzato, infatti, come uno strumento di policy volto ad affrontare il nodo della disoccupazione, agisce sia dal lato della domanda che dell'offerta (di lavoro), ovvero opera da mediatore fra le esigenze delle imprese e quelle dei lavoratori.

L'istituto del *part-time* è stato oggetto di numerose e continue modifiche negli ultimi quindici anni, cambiamenti che hanno ampliato o ridotto, a fasi alterne, la discrezionalità del datore di lavoro, assecondando le richieste di maggiore flessibilità della domanda. Nel 2017, in Italia, la quota percentuale degli occupati a tempo parziale sul totale degli occupati (81,3 per cento) è del 18,3 per cento, ma le differenze di ripartizione del *part-time* tra i generi sono accentuate: infatti, sulla quota di forza lavoro femminile (42 per cento), circa una donna su tre lavora in regime di *part-time*, ovvero, ben il 32,5 per cento, mentre sulla quota di forza lavoro maschile (58 per cento) solo l'8,7 per cento ha un contratto *part-time*; questo significa che per ogni uomo occupato a tempo parziale ci sono circa quattro donne con lo stesso regime orario. Senza escludere i casi di accudimento di uno o più familiari in stato di bisogno, il tema della conciliazione resta uno dei nodi più delicati da sciogliere per l'occupazione in "rosa", penalizzata dalla possibilità concreta di trovare e mantenere un'occupazione dopo la nascita della prole e gli impegni familiari che ne seguono.

4.1. Disuguaglianze di genere in Italia

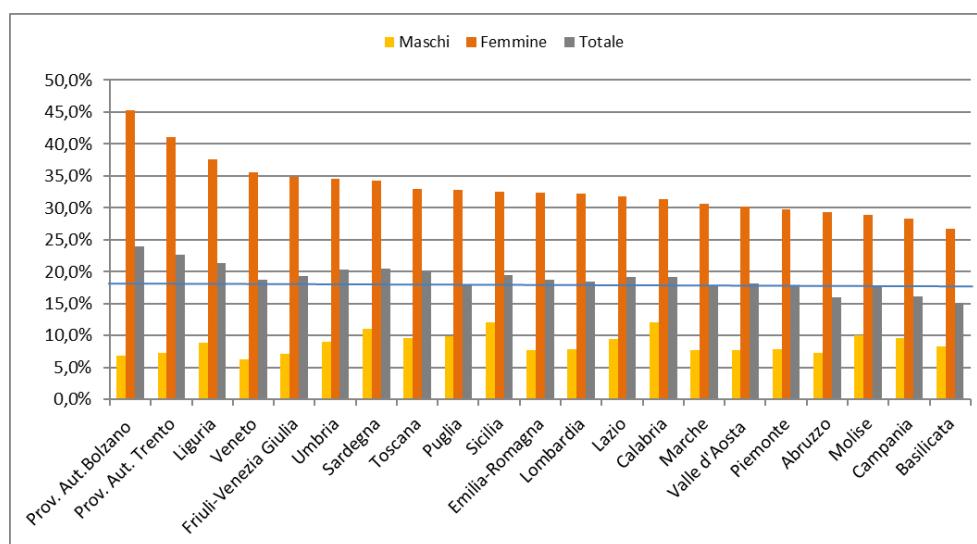
Nelle regioni italiane l'incidenza del lavoro *part-time* è particolarmente accentuato per la componente femminile (32,5 per cento). Le differenze di genere sono marcate, con uno scarto che si aggira tra i 20 e 25 punti percentuali.

Nel Nord Italia, e in particolare nella Provincia Autonoma di Bolzano, la quota della lavoratrici con un'occupazione *part-time* è del 45,2 per cento, mentre nella provincia autonoma di Trento è del 41,1 per cento; le donne in *part-time* sono il 37,7 per cento in Liguria, il 35,5 per cento nel Veneto, il 34,8 per cento nel Friuli Venezia Giulia, il 34,6 per cento in Umbria e il 34,2 per cento in Sardegna, di contro Campania e Basilicata presentano i valori più bassi (rispettivamente 28,3 e 26,7 per cento), ma vicini alla media nazionale (Fig. 4).

Il lavoro a tempo parziale maschile è più diffuso in Sicilia e Calabria (12,1 per cento), in Sardegna (11 per cento) e nel Molise (10 per cento), mentre il tasso più basso si rileva nel Veneto (il 6,3 per cento).

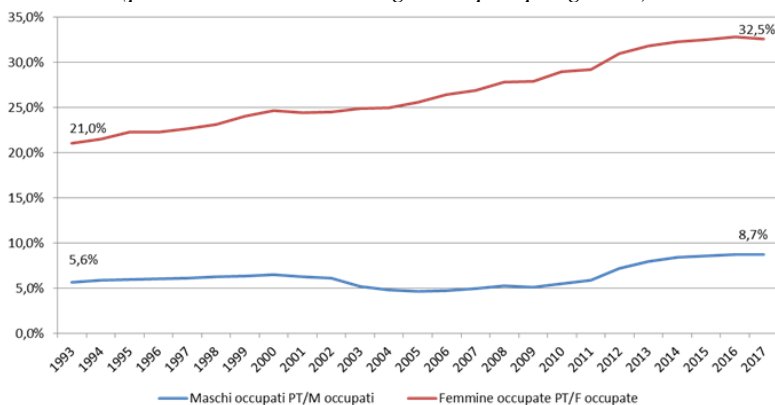
La quota complessiva degli occupati a tempo parziale è cresciuta negli anni: si passa da 2 milioni e 300 mila (11,2 per cento degli occupati totali) nel 1993 a 4 milioni e 300 mila (18,7 per cento degli occupati totali) nel 2017. Tra il 1993 e il 2017, l'incremento è particolarmente accentuato per la componente femminile, cresciuta di oltre 1 milione e mezzo di occupate, ovvero di 12,5 punti percentuali (Fig.5).

Figura 4 – Occupati a tempo parziale nelle regioni italiane distintamente per genere. Anno 2017 (percentuale sul totale degli occupati).



Fonte: Istat – Rilevazione sulle Forze di lavoro - anno 2017

Figura 5 – Andamento degli occupati a tempo parziale per genere. Anni 1993-2017 (percentuale sul totale degli occupati per genere).



Fonte: Istat – Rilevazione sulle Forze di lavoro - anno 2017

4.1. Disuguaglianze e flessibilità in Italia

In Italia, nel 2017, la quota percentuale di *part-time* involontario sul totale degli occupati *part-time* si attesta al 60,9 per cento, ovvero una quota molto alta di lavoratori dichiara di svolgere un lavoro a tempo parziale in mancanza di occasioni di impiego a tempo pieno. Anche in questo caso spiccano le differenze tra i generi: la media percentuale maschile degli occupati con contratto di lavoro *part-time* “involontario” è superiore (73,4 per cento) rispetto a quella femminile (56,3 per cento) (Fig.6).

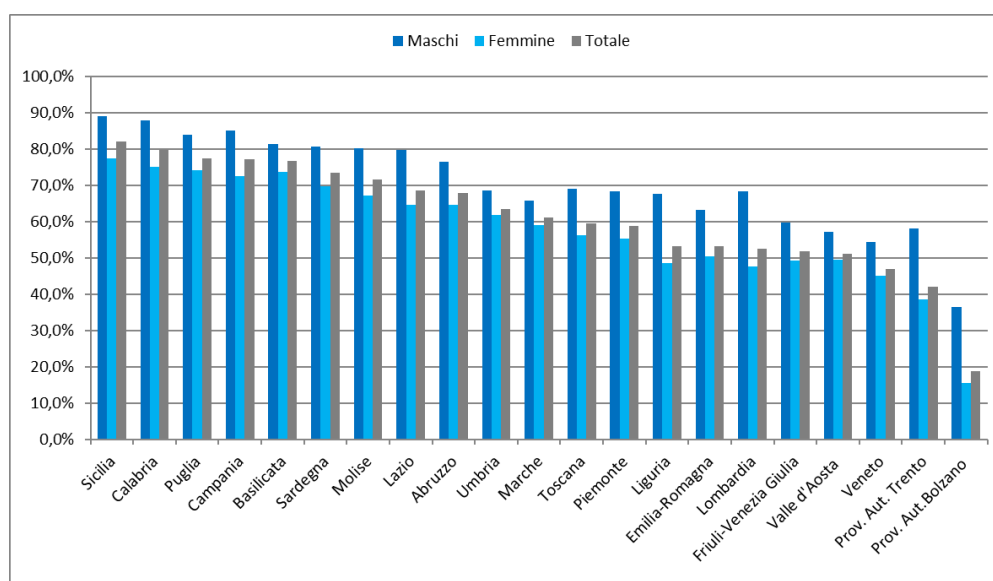
Se osserviamo la distribuzione del fenomeno a livello territoriale, notiamo che l’incidenza del *part-time* involontario varia visibilmente tra le regioni italiane: si concentra prevalentemente al Sud, mentre al Nord si rilevano tassi molto contenuti, in coerenza con l’andamento delle distribuzioni a livello comunitario. La forbice percentuale tra Nord e Sud è ben rappresentata dai valori percentuali della Provincia autonoma di Bolzano, con un valore totale del 18,7 per cento sul totale degli occupati *part-time*, e della Sicilia che registra, per contro, ben l’82,2 per cento di involontario sul totale degli occupati in *part-time*. Le quote femminili di lavoro *part-time* involontario sono rispettivamente 15,5 per cento e 77,3 per cento (Fig. 6). Le donne che ripiegano verso un lavoro *part-time*, in mancanza di occasioni di impiego a tempo pieno, crescono esponenzialmente dal 2004 al 2016 (da 726 mila a 1 milione e 800 mila) con lieve flessione nel 2017, mentre quelle che scelgono il lavoro *part-time* crescono fino al 2008 (fino ad arrivare a 1 milione e 600 mila) poi decrescono dal 2008 al 2012, per poi risalire negli ultimi anni. Gli uomini che ripiegano su un lavoro *part-time* crescono linearmente dal 2004 al 2017

(da 300 mila a 850 mila), mentre quelli che lo scelgono sono circa 300 mila ogni anno (Fig. 7).

In Italia, negli ultimi quattordici anni, il *part time* involontario è cresciuto in misura significativa, passando da circa 1 milione di lavoratori nel 2004 a 2 milioni 600 mila nel 2017, con rilevanti differenziazioni per le ripartizioni territoriali.

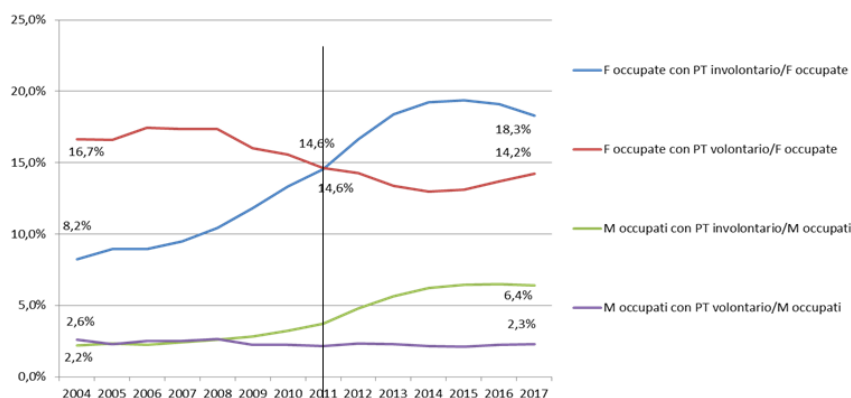
Nelle regioni del Mezzogiorno d'Italia, la quota di popolazione maschile che ripiega verso un lavoro *part-time* è molto alta e raggiunge l'85 per cento degli occupati *part-time*, mentre soltanto il 15 per cento opera una scelta reale (ovvero 342 mila uomini su 400 mila svolgono un lavoro *part-time* non trovando un'occupazione a tempo pieno) (Fig.8).

Figura 6 – Occupati a tempo parziale involontario nelle regioni italiane distintamente per genere. Anno 2017 (percentuale sul totale degli occupati part time).



Fonte: Istat – Rilevazione sulle Forze di lavoro - anno 2017

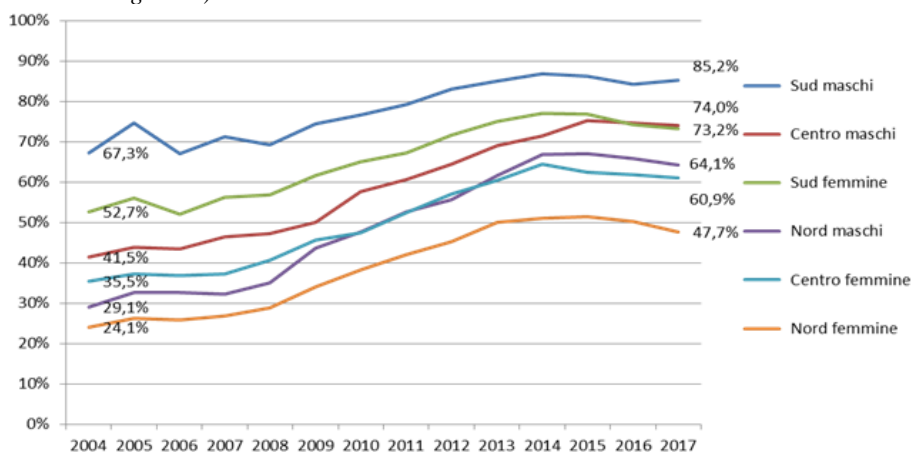
Figura 7 – Andamento degli occupati a tempo parziale volontario e involontario per genere. Anni 2004-2017 (percentuale sul totale degli occupati per genere).



Fonte: Istat – Rilevazione sulle Forze di lavoro - anno 2017

Nel Mezzogiorno d'Italia è molto alta anche la quota di popolazione femminile a cui viene imposto un lavoro *part-time* (73 per cento), pur attestandosi su valori inferiori rispetto a quelli maschili. Dal 2004 al 2017 il numero di donne con un impiego *part-time* involontario è più che raddoppiato.

Figura 8 – Andamento dell'incidenza degli occupati a tempo parziale involontario per genere. Anni 2004-2017 (percentuale sul totale degli occupati part time per genere).



Fonte: Istat – Rilevazione sulle Forze di lavoro - anno 2017

5. Conclusioni

Da un secolo a questa parte, nella maggior parte dei paesi industrializzati, il numero medio annuo di ore dedicate al lavoro è diminuito da circa 4.000 a meno di 2.000. Questa riduzione dell'orario di lavoro è stata accompagnata paradossalmente da una forte crescita della produttività che ha consentito un aumento dei redditi e del tempo libero.⁶ Per questo i *policymakers* si dimostrano sempre più interessati ad analisi dettagliate che distinguano tra contratti a tempo pieno e contratti a tempo parziale e tra occupazione femminile e maschile.

In Europa, il lavoro *part-time* viene utilizzato come strumento di sostegno all'invecchiamento anagrafico, prevenzione della disoccupazione di lunga durata, sostegno alla riorganizzazione aziendale e alle pari opportunità. È interessante, a quest'ultimo proposito, notare come i paesi scandinavi e i Paesi Bassi, soprattutto, accentuino gli aspetti di non discriminazione di questo strumento, incentivando la sua diffusione anche tra la popolazione di genere maschile e tra le posizioni professionali più qualificate (posizioni manageriali e specialistiche) e facilitando le possibilità di una effettiva "scelta" dell'orario di lavoro attraverso l'offerta diffusa di servizi per la famiglia. Dal presente contributo emerge che la crescita media del lavoro *part-time* involontario in Europa, nell'ultimo decennio, corrisponde solo a un punto percentuale, ma per alcuni Paesi del Sud Europa, come Grecia, Italia e Spagna, si registra una crescita superiore a sedici punti percentuali, il che rappresenta un evidente fenomeno della più generale trasformazione dell'intero mondo del lavoro.

L'Italia ha raggiunto i valori medi europei nell'occupazione a tempo parziale (2017), tuttavia si tratta generalmente di occupati che vi ripiegano in mancanza di occasioni a tempo pieno. Il fenomeno ha riguardato tutte le ripartizioni territoriali per entrambi i generi, con prevalenza per le regioni del Mezzogiorno. Si registra invece invariato nel tempo il numero di occupati *part time* per scelta, costituito prevalentemente dai dipendenti del settore pubblico, che richiedono generalmente un'occupazione a tempo parziale per conciliare tempi di vita e di lavoro.

Per concludere, il lavoro *part-time* può essere considerato uno strumento di politica attiva volta ad aumentare la partecipazione e l'occupazione di alcuni segmenti di popolazione (donne, giovani, anziani, soggetti svantaggiati), ovvero uno strumento di assorbimento dei cicli economici e attenuazione delle crisi aziendali.

⁶ GIARINI ORIO, PATRICK M. LIEDTKE. 2007. *Come lavoreremo. Servizi, tecnologia e occupazione nella nuova economia del servizio*. Milano. Franco Angeli 2007. Pag. 131.

Riferimenti bibliografici

GIARINI O., LIEDTKE P. M. 2007. *Come lavoreremo. Servizi, tecnologia e occupazione nella nuova economia del servizio*. Milano: Franco Angeli.

EUROSTAT 2017. *LFS. Labour Force Survey*.

ISTAT 2017. *Rilevazione sulle Forze di lavoro*. Roma

SUMMARY**Part-time work in European and Italian regions**

Modern economies are characterised by flexible forms of work, many of which have arisen following the introduction of information and communication technologies. Part-time work is one of the main forms of flexibility in the labour market: on the demand side it allows to adapt the structure of timetables to the needs of the company, while on the supply side it tends to reconcile life time with working time. There are a number of reasons why an individual may choose or accept to work on a part-time basis, for example: to have greater flexibility to do other things; to supplement an income or pension; to avoid being unemployed; to seek financial independence; to avoid having to pay for childcare. The paper presents the evolution of part-time work in the European and Italian regions and the differences between male and female employment.

**QUALITY OF EMPLOYMENT:
COSTRUZIONE DI INDICATORI ATTRAVERSO L'AUSILIO DEL
REGISTRO STATISTICO RACLI BASATO SU FONTI
AMMINISTRATIVE¹**

Gigante Sara, Pacini Silvia, Talucci Valentina

1. Quality of employment: principali riferimenti internazionali

L'utilizzo congiunto di indicatori quantitativi ed indicatori qualitativi per una corretta valutazione del mondo del lavoro ha sempre maggiore spazio in ambito europeo. L'adozione il 17 novembre 2017 da parte della Commissione europea del *'Il pilastro europeo dei diritti sociali in 20 principi'* (EUROPEAN COMMISSION, 2017) in occasione del Vertice sociale per l'occupazione e la crescita eque (Social Summit for Fair Jobs and Growth) a Gothenburg segna un ulteriore passo in questa direzione. I principi sanciti dal testo sono articolati in tre categorie: pari opportunità e accesso al mercato del lavoro, condizioni di lavoro eque e protezione e inclusione sociali. Ulteriori riferimenti internazionali alla base del lavoro sono rappresentati dal manuale prodotto a partire dagli anni 2000 da due gruppi di esperti della Commissione delle Nazioni Unite per l'Europa i quali hanno lavorato per produrre una serie di strumenti statistici sulla qualità dell'occupazione che potrebbero essere utilizzati in vari contesti nazionali (UNECE, 2015). Sono, inoltre, state oggetto di studio le linee guida sviluppate nel contesto della Better Life Initiative dell'OCSE lanciata nel 2011 (OECD, 2017) e quelle sviluppate nel contesto del vertice di Laeken (2001) dove vengono definiti con precisione gli indicatori della "qualità nel lavoro" considerati rilevanti, includendo tanto variabili oggettive che valutazioni soggettive della soddisfazione dei lavoratori (European Commission, 2001). Il riferimento più noto riguarda l'Organizzazione Internazionale del Lavoro che ha lanciato il suo programma di lavoro dignitoso nel 1999, adottando una serie di indicatori nel 2012 per monitorarne l'applicazione. Lo scopo di questi indicatori era consentire ai governi e alle parti sociali di valutare i progressi verso il lavoro dignitoso e offrire informazioni comparabili per l'analisi e lo sviluppo delle politiche (ILO, 2013).

¹ Silvia Pacini è l'autrice del paragrafo 2, Sara Gigante dei paragrafi 1, 3.1, 3.3, Valentina Talucci del paragrafo 4. Il paragrafo 3.2 è frutto del lavoro congiunto delle autrici Sara Gigante e Valentina Talucci.

2. Utilizzo del registro statistico RACLI basato su fonti amministrative

L'utilizzo di registri statistici basati su dati amministrativi presenta tra i vantaggi principali il ridotto costo e la presenza di informazioni censuarie ad un livello di dettaglio molto profondo. I limiti principali, sono costituiti dall'esclusione dal dominio di studio del lavoro sommerso, aspetto certamente non irrilevante considerato l'argomento, e dall'assenza di indicatori soggettivi. Entrambi questi aspetti possono essere almeno parzialmente sanati integrando informazioni provenienti da indagini statistiche. In particolare in questo studio vengono utilizzati i dati del registro RACLI, sviluppato in Istat a partire dal 2011, con informazioni su occupazione, retribuzioni, costo del lavoro e ore retribuite per singola posizione lavorativa dipendente del settore privato extra-agricolo, e relativa impresa (struttura di tipo LEED individuo-impresa). Le variabili su retribuzioni lorde, costo del lavoro e input di lavoro (ISTAT, 2018a) vengono prodotte integrando informazioni della dichiarazione UniEmens dell'Inps con altre fonti amministrative, tra cui i dati del modello fiscale 770/Certificazioni Uniche, e i dati da indagine, in particolare l'indagine quadriennale sulla Struttura delle Retribuzioni (SES), l'indagine trimestrale sui Posti Vacanti e le Ore Lavorate (Vela) e l'indagine mensile sulle Grandi Imprese (GI). L'unità di analisi principale del registro RACLI è la posizione lavorativa dipendente, definita come il rapporto che si instaura tra un datore di lavoro ed un lavoratore avente una data di inizio ed assimilabile con il contratto di lavoro. Da tale unità di analisi sono desumibili altre unità (l'individuo e le unità economiche, produttive e non) che consentono di agganciare le informazioni del registro RACLI con altri registri e indagini.

3. Qualità del lavoro dipendente in Italia: sperimentazione sul triennio 2014 - 2016

3.1 Indicatori elementari

Il carattere fondamentale multidimensionale della qualità dell'occupazione nonché la co-presenza di aspetti soggettivi e oggettivi nella sua determinazione, necessitano lo studio contestuale di indicatori diversi per natura e costruzione (Davoine et al., 2008). Di seguito vengono espone alcune proposte di indicatori elementari desumibili dal registro RACLI utili a misurare aspetti oggettivi relativi a diverse categorie: *Fair working conditions (Work-life balance, Secure and adaptable employment, Wages)* e *Equal opportunities and access to the labour market*. In particolare, sono stati sviluppati indicatori relativi alla dimensione dei *wages*, del *Secure and adaptable employment* e delle *Equal opportunities*. Si rimanda ad approfondimenti successivi lo sviluppo di indicatori relativi

all'equilibrio tra attività professionale e vita familiare (*Work-life balance* o *Combining work, family and personal life*), dimensione nata per misurare il grado di conciliazione tra il lavoro e la vita familiare in ottica prevalentemente femminile, che sembra ora anche orientata ad indagare complessivamente il rapporto tra tempi di lavoro e privati della persona (Tobío, 2012). In relazione alla dimensione della qualità delle retribuzioni (*Earnings quality, Safety and ethics of employment* o *Adequate earnings and productive work*), seguendo il principio sancito dalla Commissione Europea ("I lavoratori hanno diritto a salari equi che garantiscano un tenore di vita dignitoso") vengono proposti due indicatori:

- ✓ *Low pay jobs (posizioni con retribuzione oraria inferiore ai due terzi del valore mediano nazionale);*
- ✓ *Average real wages.*

Sicuramente discussa e oggetto di diverse interpretazioni, la dimensione della stabilità del lavoro (*Stability and security of work* o *flexicurity*), ha l'obiettivo di misurare il lavoro sicuro e flessibile (*Secure and adaptable employment*) come è stato denominato nelle raccomandazioni europee del 2017, che da una parte favoriscono la transizione verso forme di occupazione a tempo indeterminato e sconsigliano rapporti di lavoro che comportano condizioni di lavoro precarie anche vietando l'abuso di contratti atipici, ma al tempo stesso garantiscono ai datori di lavoro la flessibilità necessaria per adeguarsi rapidamente ai cambiamenti del contesto economico. Tre sono gli indicatori proposti per indagarla, uno composito relativo alla *job tenure* e due relativi al *precarious employment rate*:

- ✓ *Incidenza percentuale delle posizioni con un basso numero di ore lavorate settimanali (ore lavorate settimanali medie < 10);*
- ✓ *Incidenza percentuale delle posizioni a tempo determinato;*
- ✓ *Rapporto tra incidenza posizioni flessibili (con una durata inferiore all'anno) e incidenza posizioni stabili (con una durata almeno pari a 10 anni).*

Contestualmente si manterrà un focus sulle donne, i giovani, i lavoratori nati all'estero e quelli occupati nel Mezzogiorno per indagare in modo congiunto la dimensione del trattamento equo (*Equal opportunities* o *Equal opportunity and treatment in employment*), considerata la presenza nel mercato del lavoro italiano di alcuni consolidati divari: di genere, intergenerazionale, territoriale.

- ✓ *Differenziale di ogni sotto-popolazione rispetto al valore nazionale per tutti gli indicatori.*

Tabella 1 – Incidenza dei low pay jobs per titolo di studio sul totale dei rapporti attivi, sui rapporti attivi occupati da donne, da giovani e da stranieri. Triennio 2014-2016 (valori percentuali medi)

Titolo di studio	Incidenza % low pay jobs				Sud
	All	Donne	Giovani	Stranieri ²	
Nessun Titolo e Attestato di scuola primaria	9.1	12	19.1	11.2	12.0
Diploma di licenza di scuola secondaria di I grado	7.6	9.4	16.0	10.4	11.5
Attestato/Diploma di qualifica professionale	5.0	5.9	11.6	7.9	9.7
Diploma di scuola secondaria superiore e formazione post secondaria	5.4	6.0	10.6	7.9	8.7
Diploma di istruzione terziaria, laurea di I livello, diploma accademico di I livello	4.3	4.8	6.3	6.3	6.6
Laurea magistrale e diploma accademico di II livello	2.4	3.0	4.3	5.7	4.9
Dottorato di ricerca	1.6	1.9	3.9	3.0	3.8
TOTALE	6.5	7.1	12.2	10.9	10.1

Fonte: Registro annuale su retribuzioni, ore e costo del lavoro per individui e imprese (RACLI).

Da uno studio sugli indicatori elementari emergono aspetti di particolare interesse. Nel triennio 2014-2016 in Italia il 6,5% delle posizioni regolari totali attive almeno un giorno ha percepito una retribuzione oraria lorda inferiore ai due terzi della mediana nazionale, corrispondente in media ad una retribuzione annuale lorda inferiore a 9,136 euro. La tendenza generale tra il 2014 e il 2016 vede decrescere l'incidenza dei rapporti a bassa retribuzione, mentre la distribuzione sul territorio evidenzia un'incidenza più che doppia dei low pay jobs nel Sud rispetto al Nord-Est. Facendo riferimento alla struttura occupazionale del triennio, le donne, i giovani sotto i 29 anni, gli stranieri e gli occupati nel Mezzogiorno presentano probabilità più alte della media di partecipare a rapporti a bassa retribuzione. Rispetto all'incidenza media (6,5%), il titolo di studio posseduto dal lavoratore sembra essere particolarmente influente: in particolare, la probabilità di partecipare ad un rapporto a bassa retribuzione diminuisce del 77% se si possiede un dottorato di ricerca e del 63% se si è conseguita una laurea magistrale o diploma accademico di II livello, mentre aumenta del 40% se non si possiede alcun titolo di studio e del 19% se il titolo è un diploma di licenza di scuola secondaria di I grado. Anche possedere un attestato/diploma di qualifica professionale diminuisce le probabilità di occupare una posizione a bassa retribuzione. Non sempre, però, possedere un titolo di studio elevato è sufficiente a compensare situazioni di

² Occorre precisare che il titolo di studio posseduto dagli stranieri è non disponibile/sconosciuto per il 32% di essi.

partenza svantaggiate: se per i lavoratori occupati al nord è sufficiente possedere un qualsiasi titolo di studio per avere una probabilità inferiore alla media di essere coinvolti in posizioni a bassa retribuzione, i colleghi occupati al Sud devono possedere almeno una laurea magistrale o un diploma accademico di II livello.

Dal confronto tra posizioni con durata inferiore all'anno e posizioni con durata almeno pari a dieci anni si osserva come le prime siano 2 volte più numerose delle seconde. Tra le donne il rapporto scende a 1.7, mentre tra i lavoratori del Mezzogiorno tale rapporto è pari a 2.2 ed arriva a misurare 4 per gli stranieri. Osservando i giovani, per i quali non è possibile avere una stima significativa della durata del rapporto, si può vedere come l'incidenza dei rapporti a tempo determinato è più alta di quasi venti punti percentuali rispetto a quella media (46% vs 28,4%) e decresce al crescere del grado di istruzione. Per quanto riguarda il numero di ore lavorate, sono le donne a presentare l'incidenza più alta di posizioni a basso numero di ore lavorate confermando come l'aumento della partecipazione delle donne alla forza lavoro sia legato ad un aumento dei contratti part-time (Cipollone et al. (2012)). In generale, i lavoratori in possesso di una laurea di I livello, lavoratori giovani che in larga parte ancora devono concludere il proprio percorso formativo, sembrano i più coinvolti in rapporti a tempo determinato (32,6%) e a basso input di lavoro (11,4%). Inoltre, il rapporto tra posizioni con durata inferiore all'anno e posizioni con durata almeno pari ai 10 anni per i lavoratori che possiedono una laurea di I livello è più alta di 4 punti percentuali rispetto a quella osservata per chi possiede il titolo immediatamente inferiore (un diploma di scuola secondaria superiore) e di 5 punti percentuali rispetto a quella osservata per chi possiede il titolo immediatamente superiore (laurea magistrale). (Tabella 2).

3.2 Normalizzazione e sintesi

Generalmente in tutte le circostanze in cui il fenomeno oggetto di studio non può essere rappresentato a pieno da un unico indicatore o da un set ridotto di essi, si ricorre all'utilizzo e alla costruzione di indici sintetici. Il primo passo che risiede nella scelta degli indicatori elementari (i quali dovrebbero rispondere ai classici requisiti di qualità di: rilevanza, validità, tempestività, disponibilità, ecc) (OECD,2008) è certamente il più delicato poiché potrebbe dare luogo ad effetti distorsivi sull'indice sintetico finale in termini di ridondanze (più indicatori che rappresentano la/le medesime dimensioni) oppure di carenze informative (dimensione sotto-rappresentate o per nulla rappresentate). E' doveroso premettere che nel caso in oggetto, il livello conoscitivo del fenomeno necessita ancora sia di una fase di studio articolata su un piano di analisi esplorativa dei dati elementari, sia di un adeguato arricchimento del *parterre* degli indicatori elementari.

Tabella 2 – Incidenza dei rapporti a tempo determinato, a basso numero di ore lavorate e rapporto tra posizioni a bassa e alta tenure per titolo di studio sul totale dei rapporti attivi, sui rapporti attivi occupati da donne, da giovani e da stranieri. Triennio 2014-2016 (valori percentuali medi).

Titolo di studio	Rapporto bassa e alta Job tenure				
	All	Donne	Giovani	Stranieri	Sud
Nessun Titolo e Attestato di scuola primaria	3.1	2.5	-	3.2	4.2
Diploma di licenza di scuola secondaria di I grado	2	1.7	-	3.1	2.6
Attestato/Diploma di qualifica professionale	1.2	1	-	2.3	1.4
Diploma di scuola secondaria superiore e formazione post secondaria	1.6	1.4	-	2.3	1.6
Diploma di istruzione terziaria, laurea di I livello, diploma accademico di I livello	5.4	5.4	-	3.8	3.8
Laurea magistrale e diploma accademico di II liv.	1.4	1.5	-	2	1.3
Dottorato di ricerca	2.2	2.2	-	1.5	1.9
Totale	2	1.7	-	4	2.2

Titolo di studio	Incidenza rapporti a tempo determinato				
	All	Donne	Giovani	Stranieri	Sud
Nessun Titolo e Attestato di scuola primaria	32.2	34.1	45.2	31.5	38
Diploma di licenza di scuola secondaria di I grado	30.1	32.4	47.8	35.2	34.3
Attestato/Diploma di qualifica professionale	24.8	25.3	39.5	32.7	32
Diploma di scuola secondaria superiore e formazione post secondaria	26.6	27.8	45.7	35.1	28.9
Diploma di istruzione terziaria, laurea di I livello, diploma accademico di I livello	32.6	35.4	47.9	33	31.9
Laurea magistrale e diploma accademico di II liv.	18.9	22.6	37.9	29.6	22.6
Dottorato di ricerca	17.1	20.6	36.1	23	22.5
Totale	28.4	29.9	46	37.5	32

Titolo di studio	Incidenza rapporti a basso numero di ore lavorate				
	All	Donne	Giovani	Stranieri	Sud
Nessun Titolo e Attestato di scuola primaria	14.9	23.3	13.9	13.9	13.8
Diploma di licenza di scuola secondaria di I grado	10.9	17	14	13.2	11.6
Attestato/Diploma di qualifica professionale	9.1	13.2	10.8	11.5	11.1
Diploma di scuola secondaria superiore e formazione post secondaria	9.5	12.8	13.3	12.6	10.7
Diploma di istruzione terziaria, laurea di I livello, diploma accademico di I livello	11.4	13.8	13.8	13	13.6
Laurea magistrale e diploma accademico di II liv.	8.4	11.3	9.6	12.1	13.4
Dottorato di ricerca	9	11.9	9.4	12.5	15.5
Totale	10.6	14.6	13.7	14.3	11.9

Quello che viene proposto è un primo approccio alla sintesi, da ampliare sia nelle funzioni che negli indicatori. Una volta selezionati gli indicatori elementari, il passo successivo è costituito dalla normalizzazione degli stessi: questa ha lo scopo di rendere gli indicatori, spesso espressi in unità di misura diverse e con polarità differenti, comparabili tra loro. Pertanto, è necessario portare gli indicatori a uno stesso standard, invertendo la polarità, laddove necessario, e trasformandoli

in numeri puri, adimensionali. Nel caso studio per ciascun indicatore della k- esima dimensione per l'i-esima osservazione si è eseguita la normalizzazione attraverso la trasformazione in indici relativi con il metodo Min-Max:

$$I_{ik}^n = \frac{I_{ik}^{Sc} - \min(I_{ik}^{Sc})}{\max(I_{ik}^{Sc}) - \min(I_{ik}^{Sc})} \quad I_{ik}^n = (1) - \frac{I_{ik}^{Sd} - \min(I_{ik}^{Sd})}{\max(I_{ik}^{Sd}) - \min(I_{ik}^{Sd})}$$

Si sono ottenuti, quindi, indicatori con range di variazione [0,1].

Per calcolare l'indice sintetico relativo ad ogni sotto-dimensione e ad ogni dimensione si è scelta una funzione di aggregazione lineare (la media aritmetica) non ponderata. Premettendo che i riferimenti internazionali non indicano un approccio preferenziale di sintesi ne' sembrano orientati alla costruzione di indicatori sintetici quanto di un dashboard di indicatori elementari, l'approccio scelto è stato dettato da considerazioni di natura tematica. In particolare, la forte connessione di ogni dimensione individuata alla disponibilità dei dati a livello territoriale e la insita complessità di alcune sub-dimensioni, quali quella del Secure and adaptable employment, consigliano un approccio che consideri sempre in modo contestuale gli indicatori coinvolti, pur non presentando essi livelli di correlazione lineare significativi (Tabella 3).

Tabella 3 – Indicatori.

	<i>Low pay jobs</i>	<i>Rettibuzione oraria media</i>	<i>Posizioni a tempo determinato</i>	<i>Posizioni a basso numero di ore lavorate</i>	<i>Rapporto posizioni bassa e alta job tenure</i>
<i>Low pay jobs</i>	1	0.67789	0.20424	0.52899	0.72613
<i>Rettibuzione oraria media</i>	-	1	0.34344	0.49093	0.72695
<i>Posizioni a tempo determinato</i>	-	-	1	0.23479	0.61484
<i>Posizioni a basso numero di ore lavorate</i>	-	-	-	1	0.44544
<i>Rapporto posizioni bassa e alta job tenure</i>	-	-	-	-	1

Si è, dunque, effettuata una media aritmetica tra indicatori della stessa sotto - dimensione ed, in seguito, tra indicatori sintetici della stessa dimensione, ottenendo indicatori sintetici ai diversi livelli (la media dei valori normalizzati).

$$I_{iK}^{SJ} = \frac{\sum_{k=1}^{Kj} I_{ik}^N}{K}$$

L'indice sintetico è ottenuto, algebricamente, sommando gli indicatori di ciascuna dimensione.

$$I_i^S = \sum_{j=1}^J I_{ik}^{SJ}$$

Gli indicatori delle dimensioni e sotto-dimensioni variano da 0 a 1, mentre l'indicatore sintetico tra 0 e J (J= numero di dimensioni considerate).

Osservando la correlazione tra gli indici sintetici ottenuti, è molto interessante notare come, mentre gli indici elementari appartenenti alla medesima dimensione sono correlati positivamente tra loro (Tabella 3), gli indici sintetici della dimensione relativa ai *wages* e di quella relativa al *Secure and adaptable employment* (correlate positivamente tra loro) siano correlate negativamente rispetto alla dimensione delle *Equal opportunities* (Tabella 4).

Tabella 4 – *Indice di correlazione tra indicatori sintetici per dimensione. Triennio 2014-2016.*

	<i>Wages</i>	<i>Secure and adaptable employment</i>	<i>Equal opportunities</i>
<i>Wages</i>	1	0.46811	-0.43985
<i>Secure and adaptable employment</i>	-	1	-0.50251
<i>Equal opportunities</i>	-	-	1

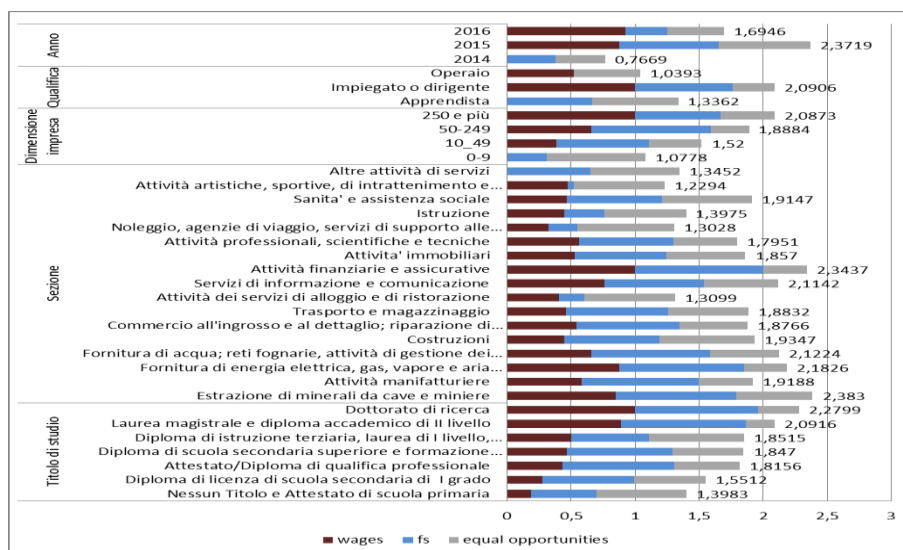
3.3 Output

L'indicatore sintetico segnala una qualità dell'occupazione relativa al triennio 2014-2016 più alta per la qualifica contrattuale di dirigenti ed impiegati, nelle imprese con almeno 250 dipendenti, nelle attività finanziarie ed assicurative e crescente al migliorare del titolo di studio posseduto. Le popolazioni che presentano, invece, situazioni più preoccupanti sono quelle degli operai, dei lavoratori in micro imprese, degli occupati nel settore delle altre attività dei servizi. La situazione sembra peggiore nel 2014, soprattutto per quanto concerne l'aspetto delle retribuzioni; questa dimensione raggiunge il livello peggiore per gli apprendisti, nelle micro imprese, nelle altre attività di servizi e per i dipendenti che non possiedono alcun titolo di studio. L'aspetto relativo alla flessibilità/sicurezza dei rapporti di lavoro segnala, inoltre, delle criticità nei settori delle attività artistiche, sportive e di intrattenimento (settore notoriamente costituito da rapporti molto brevi e saltuari) e delle attività di alloggio e ristorazione, dove sono presenti molti lavoratori stagionali e con contratto intermittente, e per i dipendenti con laurea triennale. Risulta, inoltre, chiaro come ad un basso livello degli indicatori relativi alle retribuzioni e alla flexicurity corrisponda in genere un alto livello

dell'indicatore relativo alle disuguaglianze ad indicare un fenomeno di polarizzazione.

Osservando la distribuzione territoriale dell'indicatore sintetico, spiccano in positivo le province del Nord: la provincia di Prato e Pesaro-Urbino, quelle del Friuli Venezia Giulia, molte province del Veneto (Treviso, Belluno, Padova e Vicenza), dell'Emilia Romagna (Piacenza, Parma, Reggio Emilia, Modena, Bologna) e del Piemonte (Biella, Novara, Vercelli, Asti, Alessandria). Nel Centro sud si evidenziano solo alcune province della Sicilia (Palermo, Agrigento) e della Sardegna (Oristano, Nuoro e Cagliari). Evidenze particolarmente negative emergono dalle province di Viterbo, Rimini, Pescara e Ragusa, da tutte le province della Puglia, e da molta parte della Campania e della Calabria. Mentre per la Puglia e gran parte della Calabria concorrono a determinare un basso punteggio sia le retribuzioni sia la stabilità delle posizioni lavorative, per la Campania l'aspetto relativo alle retribuzioni risulta determinante (tabella 5 e figura 2). In generale, si riconferma la distribuzione speculare per l'indicatore relativo alle retribuzioni e quello relativo al trattamento equo, con l'eccezione della provincia di Reggio Calabria dove entrambi gli indicatori segnalano una criticità molto elevata, e le province della Campania dove ad una situazione particolarmente svantaggiata per quanto riguarda il trattamento retributivo si accompagna un trattamento delle popolazioni vulnerabili piuttosto diseguale (Figura 2).

Figura 1 – Indici sintetici per anno, dimensione di impresa, qualifica contrattuale, attività economica di impresa e titolo di studio. Triennio 2014-2016.



4 Conclusioni e sviluppi futuri

La sintesi è sia un approccio fondamentale per rendere unidimensionale un fenomeno multidimensionale sia uno strumento irrinunciabile per l'opera di comprensione e valutazione propria del policy maker. Il rischio di un utilizzo “non consapevole” di queste misure è di trarre conclusioni eccessivamente semplicistiche in quanto tali misure sono frequentemente utilizzate dai decisori allo scopo di formare la graduatoria delle unità territoriali oggetto di studio. Tali considerazioni, ampiamente dibattute in letteratura, hanno persuaso la Comunità scientifica dell'inesistenza di un metodo che produca risultati oggettivamente e universalmente validi e che, al contrario, debbano essere i dati e gli obiettivi contingenti a condurre, volta per volta, all'individuazione di un criterio in grado di produrre soluzioni robuste, attendibili e coerenti con gli obiettivi proposti.

L'indice proposto può costituire un valido punto di partenza nonché un ausilio nella sintesi degli indicatori elementari, con particolare riferimento alla misura della qualità del lavoro. Infine, la scelta degli indicatori è il momento più delicato nell'intero processo di sintesi, esso deve essere guidato dalla rilevanza concettuale e statistica che hanno gli indicatori nel rappresentare il fenomeno. Ulteriori sviluppi futuri si indirizzeranno sia all'ampliamento del set di indicatori, introducendo anche dimensioni soggettive legate al benessere e alla qualità della vita, quali la soddisfazione per il lavoro svolto, la sicurezza sul luogo di lavoro, la percezione di insicurezza dell'occupazione e il part time involontario (Istat, 2018b) che alla sperimentazione di altri metodi di sintesi basati su approcci correlativi, non compensativi e confrontandoli tra di loro.

Figura 2 – Indici sintetici per provincia. Triennio 2014-2016.

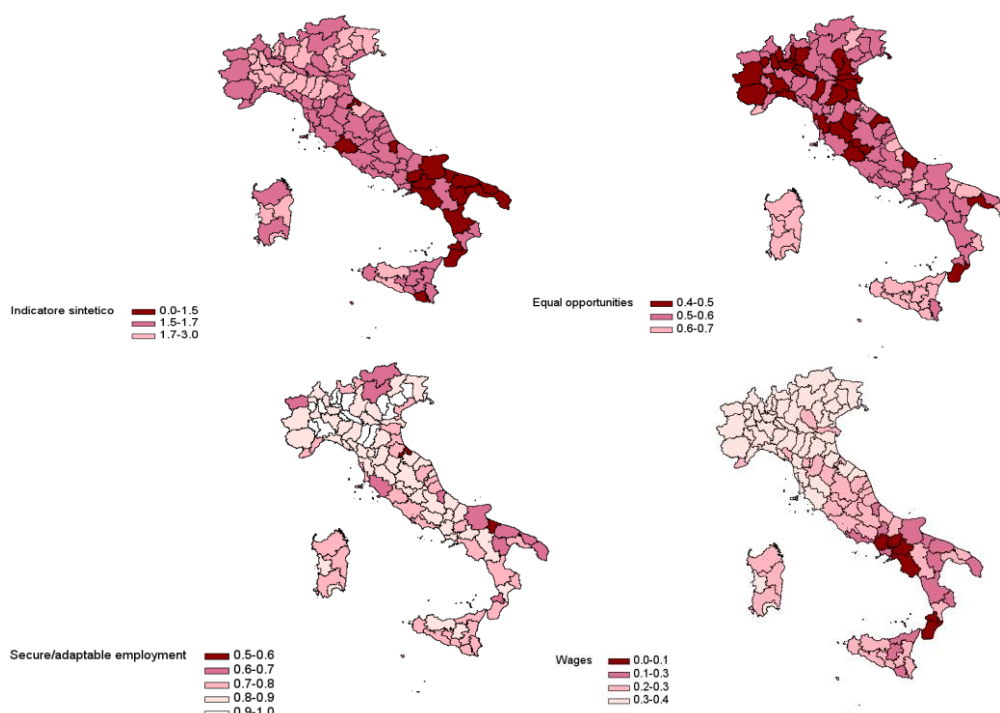


Tabella 5 – Indici sintetici per province più e meno virtuose. Triennio 2014-2016.

Indicatore sintetico totale			
	Più virtuose		Meno virtuose
Prato	1,8462	Barletta-Andria-Trani	1,3104
Oristano	1,8438	Matera	1,3091
Como	1,7958	Vibo Valentia	1,2576
Indicatore sintetico Wages			
Lecco	0,3714	Salerno	0,0702
Bolzano	0,3644	Vibo Valentia	0,0682
Belluno	0,3638	Benevento	0,0033
Indicatore sintetico Secure and adaptable employment			
Prato	0,9660	Vibo Valentia	0,6425
Lecco	0,9639	Rimini	0,5482
Biella	0,9474	Barletta-Andria-Trani	0,5237
Indicatore sintetico Equal opportunities			
Nuoro	0,6500	Lecco	0,3905
Oristano	0,6448	Taranto	0,3717
Sud Sardegna	0,6308	Cremona	0,3569

Riferimenti bibliografici

- CIPOLLONE A., VALLANTI G., PATACCHINI E. 2012. Women Labour Market Performance in Europe: Trends and Shaping Factors, *NEUJOBS Working Paper*.
- DAVOINE L., ERHEL C., GUERGOAT-LARIVIÈRE M. 2008. A Taxonomy of European Labour Markets Using Quality Indicators, *Final report for the European Commission*, DG Employment, Rapport de recherche du Centre d'Etudes de l'Emploi, No. 45.
- ILO 2013. *Decent Work indicators*, Geneva:International Labour Office.
- ISTAT 2018a. *I differenziali retributivi in Italia nel settore privato anni 2014-2016*. Roma.
- ISTAT 2018b. *Rapporto Bes 2018. Il benessere equo e sostenibile in Italia*, Roma.
- OECD 2008. Handbook on constructing composite indicators: methodology and user guide.
- OECD 2017. *OECD Guidelines on Measuring the Quality of the Working Environment*. Paris:OECD Publishing.
- Tobío, C. 2012. Care and gender identity. From working mothers to caring men, *Revista Internacional de Sociología (RIS)*, Vol. 70, No. 2, pp. 399-422.
- UNECE 2015. *Expert Group on Measuring Quality of Employment. Handbook on Measuring Quality of Employment*. United Nations.

SUMMARY

Quality of employment: construction of indicators using the statistical register RACLI based on administrative sources

The joint use of both quantitative and qualitative indicators for a correct assessment of the labour market and its impact on the well-being of individuals has an increasing place in Europe. The aim of this paper is to propose a set of indicators designed to measure objective aspects relating to the quality of work and anchored to the various European guidelines through the use of statistical register mainly based on administrative data. The database used is the Annual Register of Wages, Hours and Labour Costs for jobs and enterprises (RACLI), based on administrative sources of the social security Institute and on tax data, as well as survey information. Given the fundamentally multidimensional nature of the quality of employment, synthetic indicators will be constructed and a trial of the three-year period 2014-2016 for employees only in the private firms with a focus on the territorial distribution.

Sara Gigante, Istat, gigante@istat.it

Silvia Pacini, Istat, pacini@istat.it

Valentina Talucci, Istat, talucci@istat.it

IL COMPORTAMENTO ELETTORALE: INDAGINE ESPLORATIVA

Nidia Batic

1. Premessa

I risultati delle elezioni, politiche o amministrative che siano, non sono mai esattamente prevedibili, perché il comportamento alle urne può essere influenzato da un insieme di fattori non tutti noti e non tutti controllabili, che ne determinano il risultato. Le diverse forze politiche mettono in campo notevoli risorse per presentarsi agli elettori nelle vesti più convincenti e affidabili, ma alla fine chi si reca alle urne in base a quali criteri opera le sue scelte?

2. Obiettivi, strumento e metodo

L'obiettivo di questa indagine è stato quello di esplorare le ragioni che spingono le persone ad andare a votare e le ragioni di quanti non lo fanno, considerando anche il percorso di preparazione al voto attraverso l'esposizione alle informazioni politiche e la valutazione del peso che hanno avuto determinati fattori nella scelta del voto. A tal fine è stato predisposto un breve questionario di 10 domande e le ipotesi di lavoro che ne hanno guidato la strutturazione miravano a verificare l'esistenza di differenze generazionali e di genere nel comportamento elettorale.

Oltre ai dati fattuali (genere ed età) si è chiesto se si sono recati alle urne l'ultima votazione e si esplorano le motivazioni di chi ha votato e di chi non lo ha fatto. Si è anche verificato il livello di informazione che ha preceduto l'appuntamento elettorale, per capire se le persone hanno cercato conferme alle proprie opinioni o se erano disponibili ad un confronto con idee diverse. Inoltre si è verificato quanto tempo prima è iniziata la ricerca di informazioni e attraverso quali fonti le persone hanno seguito la campagna elettorale di uno o più partiti, valutando quanto l'esposizione a tante informazioni abbia influito sulla scelta di voto. Infine non è stato chiesto di indicare qual è stato il voto espresso, ma solo se, a distanza di otto mesi, le aspettative legate alla scelta fatta fossero state rispettate o disattese.

Per evitare di mettere in difficoltà gli intervistati con riflessioni generiche sul loro comportamento elettorale, si è chiesto di far riferimento alle ultime elezioni politiche del 4 marzo 2018, il cui esito ha fatto emergere un quadro politico molto diverso

dalle elezioni precedenti, laddove le forze in campo sono state elette con percentuali di voto assolutamente inedite per tutti.

Il questionario è stato somministrato¹ ad un campione ragionato, quindi non probabilistico, di persone² scelte secondo i seguenti vincoli: 1) persone con almeno 19 anni compiuti nel 2018; 2) 24 maschi e 24 femmine per ciascun intervistatore; 3) otto soggetti per classe decennale di età (in tutto 6 classi), a partire da 19-28 anni, con classe aperta dai 69 anni in su. Parallelamente, è stato inviato lo stesso questionario agli studenti dell'Università di Udine, che lo hanno compilato online. Anche in questo caso il campione non è probabilistico ma autoselezionato e i dati sono stati analizzati separatamente.

Dopo aver sottoposto a controllo i questionari somministrati direttamente, ed aver eliminato quelli con risposte non coerenti, ne sono risultati validi 726³. Gli studenti universitari che hanno risposto sono stati 1.580 e si è deciso di considerare utili per la ricerca i 1.461 con età dichiarata compresa tra 19 e 28 anni (intervallo corrispondente a quello dei giovani intervistati nel campione della popolazione).

Pur con i noti limiti di una indagine non probabilistica, si ritiene che i risultati ottenuti possano fornire interessanti spunti di riflessione sul fenomeno studiato.

3. Analisi dei dati e verifica d'ipotesi

3.1 Descrizione del campione

Il campione è risultato formato per il 50,7% da maschi e per il 49,3% da femmine, di fatto equiripartito tra le 6 classi d'età, con un'età media pari a 48 anni e 3 mesi per le femmine e 48 anni e 7 mesi per i maschi, compiuti nel 2018. Per quanto riguarda i 1461 studenti universitari di età compresa tra 19 e 28 anni, si tratta di 57,1% maschi (età media pari a 21 anni e 6 mesi) e 42,9% femmine (età media pari a 21 anni e 11 mesi).

Nella presentazione dei risultati delle due indagini si presenteranno, nell'ordine, i dati del campione diretto (di seguito "campione") e poi quelli degli studenti universitari (di seguito "studenti").

¹ Il questionario è stato consegnato alle persone che lo hanno compilato in presenza dell'intervistatore che ha letto via via le domande ad alta voce.

² Le interviste sono state effettuate da studenti del Corso di studi in Comunicazione integrata per le imprese e le organizzazioni dell'Università di Udine durante il mese di novembre 2018 nelle province del Friuli Venezia Giulia e del Veneto. Gli intervistati sono stati scelti in modo da saturare le quote assegnate.

³ I missing values sono risultati complessivamente prossimi allo 0,05% e distribuiti in maniera non sistematica, per cui non sono stati sostituiti e nelle statistiche descrittive le percentuali sono state calcolate sulle risposte valide.

3.2 Comportamento elettorale

Nel campione l'80,7% è andato a votare alle elezioni del 4 marzo 2018 e tra questi il 2,2% lo ha fatto per la prima volta mentre il 19,3% non è andato alle urne. Tra i 573 che hanno votato non per la prima volta, il 62,0% non ha mai mancato all'appuntamento elettorale, mentre tra quelli che non si sono recati alle urne, il 20,0% non è mai andato a votare negli ultimi 5 anni (28 su 140). Tra gli studenti rispondenti si è recato alle urne il 91,9% e l'8,1% non lo ha fatto. Le ragioni della disaffezione all'appuntamento elettorale vanno ricondotte a ragioni di natura politica o personale (tab. 1). Nel campione, tra le motivazioni politiche primeggia il 28,5% che non crede nel mantenimento delle promesse da parte dei politici mentre per quanto riguarda le motivazioni personali, il 18,4% non si è presentato al voto causa impegni presi in precedenza e l'8,0% causa malattia. Le motivazioni degli studenti non sono del tutto convergenti con quelle del campione, anche se comunque prevalgono ragioni di natura politica (il 25,2% non si riconosce in nessun partito o movimento e il 16,0% non crede alle promesse politiche), tuttavia le differenze più consistenti vanno ricercate nel disinteresse per la politica nel 22,1% del campione e tra il 5,0% degli universitari. Le giustificazioni di natura personale sono addotte dal 16,8% degli studenti e tra gli "altri motivi" si devono ricordare impegni di studio all'estero o semplicemente il fatto che erano fuori sede per ragioni di studio. In un sondaggio del 2017 ben il 43% non si riconosceva in alcun partito e il 13% era convinto che il suo voto non servisse a nulla! (Magnani, 2017).

Tabella 1 – *Ragioni per cui non sono andati a votare (valori in percentuale).*

	campione	studenti
Non credo nel mantenimento delle promesse da parte dei politici	28,5	16,0
Non mi riconosco in nessun partito/movimento politico	22,6	25,2
Non mi interessa la politica	22,1	5,0
Le elezioni coincidevano con degli impegni personali già presi	18,4	16,8
Sono rimasto deluso dall'operato del governo precedente	16,9	1,7
Credo che il mio voto sia ininfluenza	15,3	5,9
L'ho ritenuto un segno di protesta	11,8	6,7
Ero ammalato/a	8,0	5,9

Da un confronto dei dati sul comportamento degli intervistati non emerge una differenza statisticamente significativa tra i generi nel campione⁴ e tra gli studenti⁵.

⁴ Trattandosi di domanda a risposta multipla, per ogni item è stato applicato il Test del χ^2 alla distribuzione delle risposte sì/no tra maschi e femmine e, con $\alpha = 0,01$ e 1 grado di libertà, nessun test ha superato il valore critico pari a 6,635 (per i test del χ^2 si rinvia a Ian Diamond e Julie Jefferies, 2006). Il livello di significatività utilizzato in tutti i test applicati nel presente lavoro è pari a 0,01.

⁵ Anche per gli studenti vale esattamente quanto riportato nella nota precedente.

La motivazione più diffusa tra quelli che sono andati a votare (tab.2) è il senso del dovere oltre che del diritto di ogni cittadino (78,5%), ed è l'unica a presentare delle differenze generazionali significative⁶, con un range compreso tra il 90,0% dei più giovani e il 69,6% degli ultra 68enni che la pensano in questo modo, mentre quanti sono andati a votare sperando in un cambiamento rappresentano il 45,2% del campione. È interessante scoprire che nel campione il 50,9% non era andato regolarmente a votare negli ultimi 5 anni mentre lo ha fatto il 4 marzo (forse proprio nella speranza di questo cambiamento). Solo un quarto adduce come motivazione al voto una dichiarazione di condivisione degli ideali del partito/movimento. Per quanto riguarda gli studenti universitari, la prima ragione resta il senso del dovere/diritto al voto da parte del 90,3% e la seconda motivazione conferma la speranza in un cambiamento (34,6%). La conoscenza o la simpatia verso un candidato non risultano invece elementi determinanti, e bassissima è la percentuale di iscritti ad un partito o movimento. Infine, da un ulteriore confronto tra le risposte fornite dagli studenti e dai giovani coetanei del campione, emerge una sostanziale convergenza di risposte⁷.

Tabella 2 – *Ragioni per cui sono andati a votare (in percentuale)*⁸.

	campione	studenti
Lo ritengo un diritto e un dovere di ogni cittadino	78,5	90,3
Speravo in un cambiamento	45,2	34,6
Mi riconosco negli ideali del partito/movimento	24,9	26,2
Sono convinto che il partito/movimento che ho scelto valga il mio voto	24,1	20,4
Provo simpatia per un determinato candidato	6,5	2,0
Sono iscritto al partito/movimento	2,2	0,6
Conosco personalmente il candidato	1,9	1,1

3.3 Fonti di informazione

Per verificare il livello di conoscenza dei programmi elettorali si è verificato che l'89,2% del campione si è informato sui programmi del partito/movimento per cui poi ha votato e il 64,4% lo ha fatto anche per gli altri partiti; il 10,8% non ha seguito alcun tipo di fonte. Gli studenti si sono dimostrati più interessati: il 96,0% ha seguito le informazioni politiche e l'87,6% si è dichiarato interessato al confronto tra

⁶ Test del $\chi^2 = 22,410$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 5, è pari a 15,086.

⁷ Vedi nota 4.

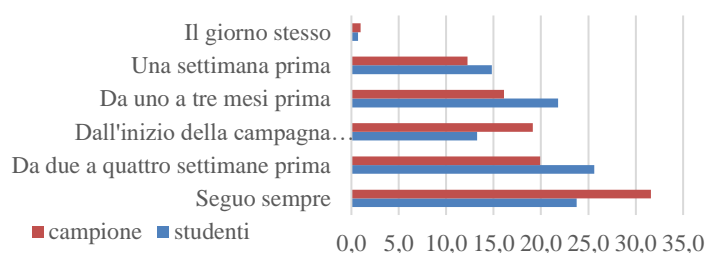
⁸ Si tratta di una domanda a risposta multipla, con il limite massimo di 3 scelte, per cui le percentuali sono riferite alle risposte fornite per ciascun item.

programmi e idee diversi, mentre solo il 4,0% non si è informato. Il differente interesse per le informazioni politiche degli studenti rispetto al campione generale e anche al sotto-campione di coetanei è statisticamente significativo⁹, ovvero gli studenti si dimostrano più aperti e disponibili ad accogliere idee diverse dalle proprie o anche sono solo più curiosi.

Nel campione, quelli che non si sono informati per lo più sapevano già per chi votare (39 pari al 63,9%) o non erano interessati (25,4%) o non hanno avuto tempo per documentarsi (14,3%)¹⁰. Molto simili sono le motivazioni degli studenti.

La durata dell'esposizione alle informazioni politiche da parte del campione e degli studenti è diversa¹¹ (fig. 1). Quanti hanno iniziato a documentarsi almeno due settimane prima delle elezioni sono il 55,1% del campione e il 60,7% degli studenti

Figura 1 – Quanto tempo prima delle elezioni si sono informati (in percentuale).



a cui si aggiunge un 31,6% del campione e 23,8% di studenti che si tiene sempre aggiornato, indipendentemente dalla prossimità delle elezioni. Un 13,3% del campione e 15,5% di studenti ha invece aspettato l'ultima settimana.

Ponendo a confronto i dati dicotomizzati¹² sulla durata dell'esposizione alle informazioni del campione distinti per genere, non emerge una differenza statisticamente significativa¹³, diversamente accade tra gli studenti, tra i quali sono le femmine ad aver seguito per più tempo le notizie politiche e la campagna elettorale (69,5%, contro il 50,8% dei maschi)¹⁴. Se si considera la variabile età, emerge una differenza generazionale significativa¹⁵, per cui sono i giovani più degli altri ad aver

⁹ Test del χ^2 del confronto tra gli studenti e il campione generale = 139,053, mentre il test del chi quadrato del confronto tra gli studenti e i coetanei del campione = 43,649; il valore critico, con $\alpha=0,01$, g.l.=2, è pari a 9,210.

¹⁰ Il totale delle percentuali non è pari a 100 perché si potevano fornire più risposte.

¹¹ Test del χ^2 quadrato del confronto tra gli studenti e il campione generale = 10,065; il valore critico, con $\alpha=0,01$, g.l.=1, è pari a 6,635.

¹² Sono stati accorpati da un lato quelli che si sono informati almeno un mese prima, seguono la campagna elettorale fin dall'inizio o seguono sempre la politica, e dall'altro gli altri, che hanno aspettato l'ultimo mese o l'ultima settimana o l'ultimo giorno.

¹³ Test del χ^2 = 4,307; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 1, è pari a 6,635.

¹⁴ Test del χ^2 = 45,780; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 1, è pari a 6,635.

¹⁵ Test del χ^2 = 22,323; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 5, è pari a 15,086.

seguito per un periodo più breve l'informazione elettorale (50,5% al massimo entro un mese dal voto) rispetto alle altre classi d'età, dove c'è una punta del 78,7% tra le persone di età compresa tra 49 e 58 anni che hanno iniziato almeno un mese prima e che comunque sono solite seguire sempre la politica (45,5%). Anche le persone dai 59 ai 68 anni sono "fidelizzate" alla politica (46,6%) e gli ultra-68enni (76,3%) che hanno dimostrato interesse per le future elezioni da almeno un mese prima. Se confrontiamo i dati dicotomizzati dei giovani del campione con quelli degli studenti, emerge una sostanziale convergenza di comportamenti¹⁶.

Le fonti di informazione sono state le più svariate, e sicuramente la fonte più diffusa sono i quotidiani nazionali e locali (54,7%) e le trasmissioni politiche (53,6%) ma meno i talk show (27,8%) (tab. 3). È interessante osservare come lo scambio di opinioni e il confronto diretto con altre persone sia stato fatto da poco più di un terzo del campione (38,1%). Le testate online sono state seguite dal 28,0% degli intervistati e minore è stato l'utilizzo dei social. Analizzando i dati con riferimento al genere non emerge alcuna differenza statisticamente significativa nell'utilizzo dei mezzi di informazione da parte di maschi e femmine¹⁷, mentre la variabile età induce a comportamenti talora statisticamente differenti. In particolare, man mano che cresce l'età si seguono di più le trasmissioni politiche (dal 49,5% dei giovani al 69,3% di chi ha dai 69 anni in su)¹⁸, mentre c'è una controtendenza per quanto riguarda l'utilizzo della rete e dei social: si va dal 42,1% dei giovani (19-28 anni) che hanno seguito le testate online al 4,1% degli ultra 68enni¹⁹. Lo stesso vale anche per l'utilizzo di facebook, seguito dal 51,0% dei giovani, dal 29,5% nella fascia 29-38 anni per arrivare all'1,4% delle fasce d'età più grandi²⁰. Non si rilevano differenze statisticamente significative nella lettura dei quotidiani, nello scambio di opinioni (anche se meno frequenti tra le persone più anziane), nella visione di talk-show o nella partecipazione a comizi elettorali.

Il comportamento dei giovani del campione è per lo più assimilabile a quello degli studenti universitari e non si registrano differenze statisticamente significative, fatta eccezione per la lettura di testate online (56,3% degli studenti universitari e 42,1% dei giovani del campione)²¹ e l'utilizzo di facebook (30,6% dei primi e 51,0% dei secondi). Sensibilmente diversa è anche la quota di quanti non hanno seguito alcuna campagna elettorale (0,6% degli universitari e 4,8% dei giovani del

¹⁶ Test del $\chi^2 = 55,763$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 20, è pari a 37,566.

¹⁷ Trattandosi di domanda a risposta multipla, per ogni item è stato applicato il Test del χ^2 alla distribuzione delle risposte tra maschi e femmine del campione e, con $\alpha = 0,01$ e 1 grado di libertà, nessun test ha superato il valore critico pari a 6,635

¹⁸ Test del $\chi^2 = 3,308$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 1, è pari a 6,635.

¹⁹ Test del $\chi^2 = 41,245$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 5, è pari a 15,086.

²⁰ Test del $\chi^2 = 89,482$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 5, è pari a 15,086.

²¹ Test del $\chi^2 = 8,082$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 1, è pari a 6,635.

campione)²². Interessante, infine, seppur limitato nel campione (3,5%) e un po' più diffuso tra gli studenti (8,4%) è il ricorso a Test di orientamento politico che dovrebbero aiutare gli indecisi a fare chiarezza nelle proprie idee.

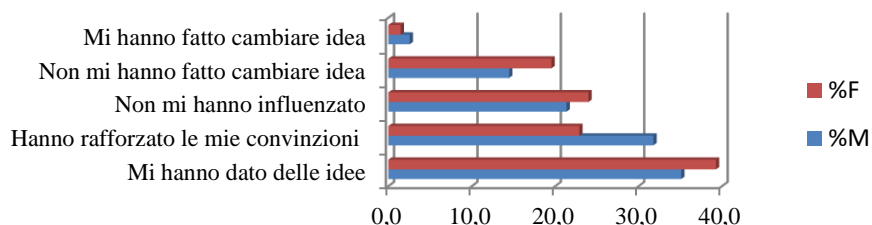
Tabella 3 – *Fonti di informazione utilizzate (in percentuale).*

	campione	studenti
Quotidiani nazionali e locali	54,7	57,3
Trasmissioni politiche	53,6	45,3
Scambio di opinioni	38,1	43,1
Testate online	28,0	56,3
Talk show	27,8	29,7
Facebook	23,3	30,6
Partecipazione a comizi elettorali	10,1	5,2
Non ho seguito nessuna campagna elettorale	10,1	0,6
Siti di partito/movimento	9,4	21,6
Blog – forum	5,9	6,0
Twitter	5,9	5,6
Testate internazionali	5,5	11,9
You-Tube	4,8	17,9
Riviste specifiche	4,4	6,7
Test di orientamento politico	3,5	8,4
Partecipazione attiva alla vita di partito	2,0	1,1

3.4 Influenze sul voto

Se l'esposizione alle informazioni politiche è stata praticamente generale (anche se avvenuta all'ultimo momento), è interessante scoprire quanto le persone ritengano di esserne state influenzate nella successiva scelta di voto. Il 22,7% dichiara di non essere stato influenzato e solo il 2,0% riconosce di aver cambiato idea a seguito delle informazioni ricevute. Di più sono le persone che, invece, hanno rafforzato le proprie convinzioni (27,4%) o che hanno tratto spunti e idee su cui riflettere (37,2%) (fig. 2). L'effetto della comunicazione non è determinante dunque, ma lo diventa solo se la situazione iniziale è in equilibrio (Pagnoncelli, 2006).

²² Test del $\chi^2 = 18,267$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 1, è pari a 15,086.

Figura 2 – Influenza sul voto dei mezzi di comunicazione, per genere (in percentuale).

Dal punto di vista del genere, si scopre che i comportamenti di maschi e femmine non registrano differenze statisticamente significative²³, mentre ce ne sono con riguardo all'età degli intervistati su alcuni item. La fascia d'età che più di tutte ha dichiarato di aver rafforzato le proprie convinzioni è quella tra 39 e 48 anni (40,4%) mentre molti di meno sono quelli tra 29 e 38 anni (19,3%)²⁴. L'ascolto o la lettura dei messaggi politici ha fornito delle idee per lo più ai più giovani (52,3%) e ai 29-38enni (44,6%) e in misura minore alle altre classi d'età²⁵.

Entrando nel merito del tipo di influenza che i diversi media o influencer possono aver esercitato sui votanti, scopriamo che, su una scala da 0 a 4, l'influenza più importante l'ha esercitata il programma presentato dal partito/movimento (Me 3), mentre meno ha influito il carisma del leader politico (Me 2) o la propaganda in televisione (Me 2). Con mediana pari ad 1 si trova la valutazione sul peso che ha avuto l'assenza di voci di scandali riguardanti il partito/movimento, le opinioni di familiari o amici e la propaganda sulla stampa o sui social (tab. 4). Parimenti anche la fedeltà al partito/movimento ha influito ben poco (Me 1) e non ha fatto registrare differenze significative a livello generazionale²⁶. Gli studenti non sembrano diversamente influenzabili e c'è solo uno "scambio" di mediana a proposito dell'influenza che possono avere le voci su possibili scandali e la propaganda mediata dalla televisione.

²³ Trattandosi di domanda a risposta multipla, per ogni item è stato applicato il Test del χ^2 alla distribuzione delle risposte sì/no tra maschi e femmine e, con $\alpha = 0,01$ e 1 grado di libertà, nessun test ha superato il valore critico pari a 6,635.

²⁴ Test del $\chi^2 = 15,158$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 5, è pari a 15,086.

²⁵ Test del $\chi^2 = 20,560$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 5, è pari a 15,086.

²⁶ Test del $\chi^2 = 32,387$; il valore critico, con $\alpha = 0,01$, g.l. = 20, è pari a 37,566.

Tabella 4 – Grado di influenza di talune informazioni sulla scelta di voto (mediana).

	campione	studenti
Il programma del partito/movimento	3	3
Il carisma di un leader politico	2	2
La propaganda in televisione	2	1
L'assenza di voci riguardanti scandali e/o corruzioni del partito/movimento per cui ho votato	1	2
“Fedeltà” al partito/movimento	1	1
Le opinioni della famiglia, di amici e/o conoscenti	1	1
La propaganda sulla stampa	1	1
La propaganda sui canali social	1	1
I comizi elettorali	0	0
Conoscenza personale di un candidato	0	0

Infine è interessante notare come il consuntivo a distanza di 8 mesi dal voto registri un ripensamento da parte di un 20,9% che non ha visto soddisfatte le sue aspettative di voto mentre il 21,9% è soddisfatto. Il 36,9% lo è in parte e un 20,3% dichiara che è troppo presto per esprimersi. Né il genere né l'età fanno emergere differenze statisticamente diverse nelle opinioni degli intervistati (tab. 5).

Tabella 5 – Rispondenza delle aspettative di voto a distanza di 8 mesi (valori in percentuale).

	campione	studenti
In parte	36,9	37,0
Sì	21,9	24,4
No	20,9	19,8
E' troppo presto per esprimermi	20,3	18,8
	100,0	100,0

4. Conclusioni

Le conclusioni di questa ricerca sono da ritenersi indicative in quanto si basano su due campioni di natura non probabilistica, e un primo dato trasversale riguarda la sostanziale assenza di differenze di genere per quanto riguarda le scelte di voto.

Il primo obiettivo della ricerca è stato di capire perché le persone vanno o non vanno a votare. Indubbiamente prevale in tutti il senso del dovere ma anche del diritto di manifestare le proprie scelte politiche, e molto forte è anche la speranza nel cambiamento (che implicitamente rinvia ad uno stato di malcontento riferito al Governo precedente) e una dichiarazione di fiducia/speranza in nuove forze politiche o in nuovi candidati. La percentuale di studenti in cerca di cambiamento è inferiore

ma ciò è ragionevolmente imputabile alla minore esperienza politica dovuta alla giovane età degli stessi. Si potrebbe definire “tiepida”, invece, la motivazione al voto dovuta alla condivisione degli ideali del partito/movimento votato (presente in circa un quarto dei due campioni) e questo fa pensare ad una larga quota di elettori che non è fidelizzata, ma sceglie valutando di volta in volta i programmi proposti.

La percentuale di persone che non hanno mai mancato ad un appuntamento elettorale negli ultimi cinque anni sono il 62,0%. Potremmo dunque concludere che il tasso di fidelizzazione elettorale raggiunge la sufficienza, ma evidentemente c'è un ampio margine di “recupero” di molti aventi diritto al voto che, per i più svariati motivi, non si recano regolarmente alle urne o non vanno a votare affatto. Le ragioni di tale disaffezione possono essere intraviste nelle motivazioni di coloro che non sono andati a votare, riconducibili ai 5 fattori presenti in letteratura: politico-istituzionali, forzosi, sociali, psicologici e politico-organizzativi (Legnante, Segatti, 2001). Data l'esiguità di tale campione è d'obbligo una certa cautela, tuttavia emergono chiare indicazioni di carattere politico piuttosto che personale. C'è un sostanziale scoraggiamento e delusione - già evidenziato dall'indagine di Questlab del 2018 da cui emerge che il 48,7% di chi non è andato a votare ritiene che “Votare è inutile, tanto le cose non cambiano” (Sano, 2018) - che viene sintetizzato in una sfiducia nel mantenimento delle promesse da parte dei politici, nel non riconoscersi in alcun partito/movimento (Musella, 2018), nel totale disinteresse per la politica o nella delusione per il Governo precedente (dati, questi, in sintonia con una sostanziale sfiducia per i partiti politici emersa dal Rapporto BES 2018 dell'Istat). Pochi hanno disertato le urne come segno di protesta. Per gli studenti l'astensione dal voto in parte è condivisa con il campione generale e in parte è semplicemente riconducibile ad impegni personali presi in precedenza o alla permanenza fuori sede per motivi di studio.

Un altro dato interessante, per quanto prevedibile, è rappresentato dalle fonti di informazione utilizzate, che vedono per tutti la prevalenza dei quotidiani locali e nazionali e delle trasmissioni politiche, mentre si assiste ad una differenziazione in base all'età: man mano che cresce si seguono di più le trasmissioni politiche mentre l'uso della rete, dei social e di facebook è più diffuso tra i giovani. Quindi, con la scelta dei mezzi di informazione, implicitamente si sceglie il target a cui rivolgersi e questo torna indubbiamente utile da sapere per l'organizzazione delle campagne elettorali. L'efficacia del messaggio elettorale starà dunque non solo nella forma ma anche nella struttura dello stesso e nei media utilizzati.

La stragrande maggioranza degli elettori si è informata sui programmi non solo del partito/movimento per cui hanno votato ma anche degli altri: acquisire punti di vista diversi non può che arricchire le proprie riflessioni, ma dal lato pratico, quanto questa esposizione è riuscita ad incidere sulla decisione di voto? Sia per il campione che per gli studenti il programma del partito/movimento è quello che più di tutti ha

orientato la decisione di voto mentre la fedeltà al partito/movimento ha pesato decisamente poco. Ne deduciamo che le persone scelgono per chi votare non sulla scia di abitudini o fedeltà a determinati ideali di partito, ma si documentano, si confrontano e poi decidono guardando alle prospettive di governo (programmi) e alle capacità personali dei leader che le propongono. L'elettorato attivo è dunque attento a chi sceglie ed è anche attento a quello che viene fatto e mantenuto, in evidente controtendenza con quanto accadeva una decina di anni fa, quando le campagne elettorali puntavano soprattutto sui candidati che rispecchiavano tratti di "energia" e "amicalità", ricercati e premiati dall'elettorato (Caprara, 2002). E a distanza di 8 mesi c'è già un 20% che si dichiara scontento. Il messaggio è chiaro: le persone votano guardando al programma e poi alla sua realizzazione, pronte però a cambiare orientamento di voto qualora le aspettative non vengano soddisfatte.

Riferimenti bibliografici

- CAPRARA, G.V. 2002. Personalizzazione della politica e strategie di scelta degli elettori, *Psicologia contemporanea*, Vol. 172, pp. 4-11.
- DIAMOND I., JEFFERIES J. 2006. *Introduzione alla statistica per le scienze sociali*. Milano: McGraw-Hill.
- ISTAT 2018. *Rapporto BES 2018: il benessere equo e sostenibile in Italia*.
- LEGNANTE G., SEGATTI P. 2001. L'astensionista intermittente, ovvero quando decidere di votare o meno è lieve come una piuma, *POLIS*, Vol. 15, No. 2, pp.181-202.
- MAGNANI, N. 2017. Sondaggi Politici/Astensione: perché gli italiani non votano? Partiti, utilità e ..., *Il Sussidiario.net*, <https://www.ilsussidiario.net/news/politica/2017/8/5/sondaggi-politici-crisi-e-governo-chi-frena-il-cambiamento-in-italia/776978/>.
- MUSELLA, F. 2018. Voto di protesta, astensionismo e voice (populi), *Il Mulino – riviste web*, Vol. 2, pp.49-61.
- PAGNONCELLI N., VANNUCCI A. 2006. *L'elettore difficile. Cosa influenza il voto degli italiani?* Bologna: Il Mulino.
- SANO, G. 2018. Sondaggi politici Questlab: ecco perché gli italiani non vanno a votare, *Termometro politico*, https://www.termometropolitico.it/1287820_sondaggi-politici-indecisi-astenuiti.html.

SUMMARY

Electoral behavior

This exploratory investigation is aimed to probe what factors were involved in the voting process for the specific election appointment on 4 March 2018.

Two samples were interviewed, using the same questionnaire for two different groups. One, was a sample of adults aged 19 to 97, through direct interviews, the other was a sample of university students aged 19 to 28, through an online questionnaire.

In the elections of 4 March, 19.3% of the sample and 8.1% of students did not vote. The main motivations were political for the first sample ("I do not believe in keeping the promises of politicians" 28.5%, "I do not recognize myself in any party/movement" 22.6%, "I do not care about politics" 22.1%) and of a political or personal nature for students ("I do not recognize myself in any party/movement" 25.2%, "I had personal commitments made previously" 16.8%, "I do not believe in the promises of politicians" 16.0%).

Among those who went to vote, even if they have not done so regularly in the last 5 years, the main motivation was the recognition that voting is a right but also a duty for every citizen (78.5% of the sample and 90.3% of students). Hopes for change were also very high (45.2% and 34.6% respectively). In choosing to go to vote, poor weight had sympathy for a particular candidate (6.5% and 2.0%).

There was a high percentage of well informed voters for both groups (89.2% of the first sample and 96.0% of students). The main sources of information were national and local newspapers (54.7% and 57.3%) and political broadcasts (53.6% and 45.3%). The first sample's youth and students used the internet and social media to acquire and exchange information. In fact a small percentage of people say that they have not changed their mind after listening to or reading the information (17.0% and 8.9%), some say they have strengthened their opinions (27.4% and 19.2%) or have drawn ideas for reflection (37.2% and 56.3%).

UN INDICE SINTETICO A SUPPORTO DELLA VALUTAZIONE DEL PIANO STRAORDINARIO PER LO SVILUPPO DEI SERVIZI PER LA PRIMA INFANZIA 2007-2016

Federico Brogi, Marco Zelano

1. Il Piano Straordinario per i servizi alla prima infanzia 2007-2016

Il Piano Straordinario per lo sviluppo dei servizi per la prima infanzia 2007-2016, promosso dal Dipartimento Politiche per la Famiglia della Presidenza del Consiglio, grazie ad un finanziamento statale di oltre 900 milioni, ha permesso la realizzazione di oltre 150mila nuovi posti nei servizi socio educativi per la prima infanzia, contribuendone alla diffusione, sia in termini di disponibilità di posti, che di territori coperti.

Questo Piano ha dato risposta alla necessità di investire, con misure straordinarie, nella rete dei servizi per la prima infanzia¹, esplicitando come tali servizi si caratterizzino quali luoghi volti alla triplice funzione della promozione del benessere e dello sviluppo dei bambini, della conciliazione dei tempi di lavoro e di cura, e del sostegno al ruolo educativo dei genitori.

Sono vari i richiami normativi ai quali l'Italia ha dato risposta investendo in questa fascia d'età.

La prima da citare è indubbiamente la Convenzione ONU sui diritti dell'infanzia, adottata nel 1989, attraverso la quale si riconosce per la prima volta che anche i bambini godono di diritti civili, sociali, politici, culturali ed economici.

Inoltre, durante il Consiglio Europeo di Barcellona (2002) è stato dichiarato che: "Gli Stati membri dovrebbero rimuovere i disincentivi alla partecipazione femminile alla forza lavoro e sforzarsi, tenuto conto della domanda di strutture per la custodia dei bambini e conformemente ai modelli nazionali di offerta di cure, per fornire, entro il 2010, un'assistenza all'infanzia per almeno il 90% dei bambini di età

¹ L'asilo nido è un servizio rivolto alla prima infanzia (0-3 anni), finalizzato a promuovere lo sviluppo psico-fisico, cognitivo, affettivo e sociale del bambino e ad offrire sostegno alle famiglie nel loro compito educativo, aperto per almeno 5 giorni e almeno 6 ore al giorno per un periodo di almeno 10 mesi all'anno. Rientrano sotto questa tipologia gli asili nido, i micronidi, gli asili nido aziendali, le sezioni 24-36 mesi aggregate alle scuole dell'infanzia (sezioni primavera) e i nidi integrati. Nella categoria dei servizi integrativi rientrano i servizi educativi realizzati in contesto domiciliare, gli spazi gioco e i centri bambini genitori, rivolti a bambini da 0 a 3 anni. Sono compresi anche i servizi di "Tagesmutter".

compresa fra i 3 anni e l'età dell'obbligo scolastico e per almeno il 33% dei bambini di età inferiore ai 3 anni”.

Più di recente la Commissione Europea² ricorda che «Gli investimenti nella salute e nello sviluppo cognitivo emotivo e sociale nei primissimi anni di vita sono quelli che garantiscono infatti il più alto ritorno economico per gli individui e per la società».

A livello nazionale è attraverso la Legge Finanziaria art. 1 comma 1259 (L. 296/2006) e successive intese Stato-Regioni che si sono recepite tali indicazioni e dato avvio al Piano Straordinario, attuato successivamente da Regioni e Province Autonome. Sono stati fissati degli obiettivi specifici in termini di diffusione a livello regionale - raggiungere una percentuale di servizi per l'infanzia attivi in almeno il 35% dei comuni - e di presa in carico degli utenti in percentuale sulla popolazione 0-2 anni: livello minimo regionale al 6%, media nazionale al 12% ed assistenza ad almeno il 33% dei bambini della stessa età includendo anche gli anticipi di iscrizione alla scuola dell'infanzia³.

Per raggiungere tali obiettivi, Regioni e Province Autonome hanno attuato una serie di azioni realizzate in modo autonomo e classificabili in macro tipologie di *policy* a livello territoriale:

- Apertura di nuove strutture
- Miglioramento ed ampliamento delle strutture esistenti
- Sostegno alla gestione della struttura
- Contributo all'abbattimento del costo della retta
- Diffusione della cultura sui servizi prima infanzia con attività di informazione e formazione degli operatori.

Il Piano nazionale ha portato, tra il 2007 ed il 2016, allo stanziamento di finanziamenti ripartiti per Regione e Provincia Autonoma come da Tabella 1 secondo le intese stabilite nelle diverse Conferenze Unificate Stato-Regioni del periodo⁴.

Nello stesso periodo ci sono state altre *policy* che hanno sostenuto le famiglie con figli piccoli a livello nazionale e locale. In termini di intensità di spesa, si segnalano, i Fondi di Coesione che hanno fatto registrare stanziamenti specifici per i servizi per

² Comunicazione della Commissione Europea “Educazione e cura della prima infanzia: consentire a tutti i bambini di affacciarsi al mondo di domani nelle condizioni migliori”. COM (2011) 17/02/2011

³ Per anticipi si intende l'ammissione anticipata alla scuola dell'infanzia per i bambini che compiono 3 anni entro il 30 aprile dell'anno scolastico di riferimento.

⁴ Monitoraggio del Piano di sviluppo dei servizi socio-educativi per la prima infanzia al 31 dicembre 2016. Centro Nazionale Documentazione Infanzia Adolescenza, Dipartimento Politiche per la Famiglia, Istituto degli Innocenti (2016).

la prima infanzia nelle 4 regioni del sud interessate - Puglia, Campania, Calabria, Sicilia - tra il 2013 ed il 2018⁵.

Tabella 1 – *Finanziamenti stanziati per Regione e Provincia Autonoma secondo le intese della Conferenza Unificata Stato-Regioni. Anni 2007-2016.*

Regioni e Province Autonome	Intese CU 2007-2009	Intesa 109/CU 2010	Intesa 24/CU 2012	Intesa 48/CU 2012	Intesa 103/CU 2014	Intesa 81/CU 2015	Intesa 80/CU 2016
Piemonte	29.894.313	4.981.000	1.795.000	3.231.000	359.000	359.000	538.500
Valle d'Ao	1.389.581	288.613	n.d.	n.d.	14.000	14.500	21.750
Lombardia	72.612.198	6.700.000	3.537.500	6.367.500	707.500	707.500	1.061.250
Bolzano	3.839.274	823.645	205.000	369.000	41.000	41.000	61.500
Trento	3.892.877	844.178	210.000	378.000	42.000	42.000	63.000
Veneto	104.198.398	5.200.000	1.170.000	2.276.000	364.000	364.000	546.000
Friuli-VG	9.626.373	2.193.450	547.500	885.500	109.500	109.500	164.250
Liguria	11.761.968	3.019.194	755.000	1.359.000	151.000	151.000	226.500
Emilia-R	56.801.270	5.583.800	1.770.000	2.886.000	354.000	354.000	531.000
Toscana	28.542.878	4.250.000	1.040.000	1.460.000	328.000	328.000	492.000
Umbria	6.236.159	1.000.000	50.000	500.000	82.000	82.000	123.000
Marche	11.990.729	2.645.418	662.500	337.500	132.500	132.500	198.750
Lazio	50.273.625	8.600.424	2.150.000	3.870.000	430.000	430.000	645.000
Abruzzo	17.873.179	1.400.000	612.500	882.000	122.500	122.500	183.750
Molise	6.044.851	797.665	200.000	360.000	40.000	40.000	60.000
Campania	134.559.473	2.000.000	449.212	539.600	499.000	499.000	748.500
Puglia	77.591.053	6.976.912	3.141.000	1.745.000	349.000	349.000	523.500
Basilicata	13.755.397	1.230.438	307.500	553.500	61.500	61.500	92.250
Calabria	47.027.136	4.112.312	449.212	1.131.440	205.500	205.500	308.250
Sicilia	88.573.607	9.185.438	2.297.500	2.135.500	459.500	459.500	689.250
Sardegna	15.673.764	2.960.406	740.000	1.000.000	148.000	148.000	222.000
Italia	792.158.105	74.792.893	22.089.424	32.266.540	5.000.000	5.000.000	7.500.000

Fonte: Istituto degli Innocenti

In un quadro di sempre maggiore richiesta ed utilizzo di strumenti per la valutazione degli effetti delle politiche pubbliche, il presente lavoro introduce un indice sintetico con l'obiettivo di supportare la valutazione d'impatto del Piano Straordinario 2007-2016.

⁵Finanziamento relativo ai PAC infanzia 2013-2018: amministrazione competente Ministero Interno, risorse nazionali stanziare 339.295.644 euro. Fonte PCM, Dipartimento per le politiche della famiglia.

2. Un approccio multidimensionale a sostegno della valutazione di impatto

Anche in Italia, i *policymaker* stanno facendo sempre maggiore utilizzo di dati e strumenti per programmare le politiche e valutarne gli effetti, soprattutto in condizioni di risorse scarse, cercando così di rispondere alle domande tipiche di un *setting* in ambito valutativo: la *policy* ha determinato un cambiamento? Cosa sarebbe accaduto senza la *policy*? Sono soldi ben spesi?

Accanto agli strumenti standard di valutazione *ex-ante* ed *ex-post*, negli ultimi tempi in Italia, si sta facendo un sempre maggior utilizzo di indici sintetici nelle situazioni di *policymaking* e valutazione degli effetti come gli Indicatori BES, che con la legge 163/2016 di riforma del bilancio, sono entrati per la prima volta nel processo di definizione delle politiche economiche. Inoltre, attualmente, è in corso una sperimentazione di IFEL⁶, ANCI⁷ e Università di Ancona per una classificazione sistematica degli stessi indicatori BES all'interno delle missioni nei DUP⁸, ovvero nel principale documento con cui una amministrazione locale propone e verifica le sue politiche, sia per poter descrivere il contesto in cui opera un Comune, sia per suggerire come l'azione comunale può avere avuto un impatto sul benessere del territorio.

In tema di servizi per la prima infanzia c'è da sempre un costante dibattito a livello locale e nazionale su quali siano le problematiche da risolvere. Quello che costantemente viene evidenziata è la cronica carenza di strutture e che un aumento dei posti disponibili permetterebbe di assorbire la relativa domanda di servizi.

In questo studio si sostiene che l'accesso e la partecipazione ai servizi per la prima infanzia, ad una analisi più approfondita, siano un fenomeno complesso collegato oltre che alla diffusione dei servizi, anche alla realtà socio-economica territoriale e alle caratteristiche e alla condizione delle famiglie interessate.

In questo senso, la sola analisi degli andamenti negli indicatori di *output*, come ad es. la diffusione dei servizi ed il numero di utenti, o la mera osservazione del raggiungimento o meno di obiettivi prefissati, non sempre riescono a fornire una fotografia completa sull'impatto di una politica poiché non riescono a tenere in considerazione i legami di causa ed effetto tra la *policy* ed i suoi risultati specifici in termini quantitativi, l'evoluzione naturale del fenomeno oggetto di studio e del contesto socio-economico di riferimento. Inoltre, non sempre permettono di valutare eventuali alternative che si sarebbero potute mettere in campo.

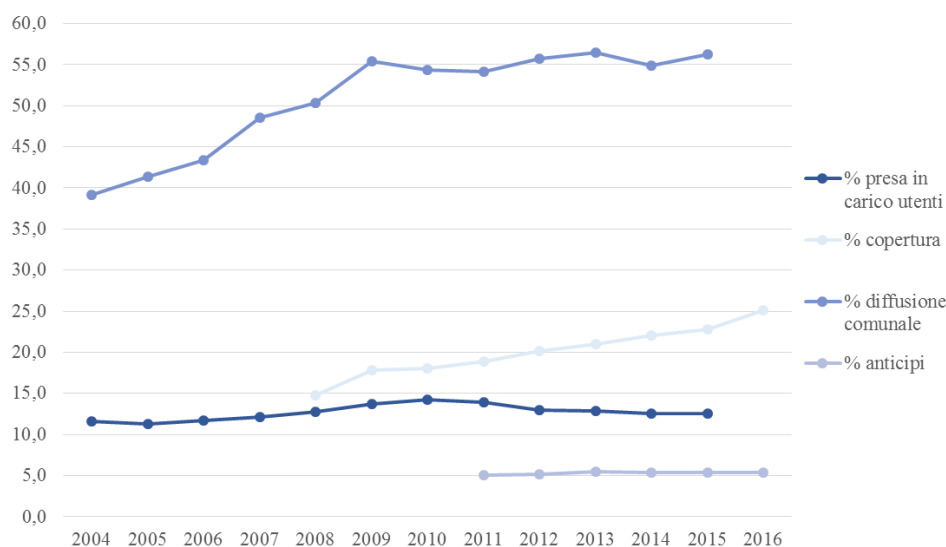
⁶ L'Istituto per la Finanza e l'Economia Locale (IFEL) è una Fondazione istituita nel 2006 dall'Associazione Nazionale dei Comuni Italiani (ANCI)

⁷ Associazione Nazionale Comuni Italiani

⁸ Il documento unico di programmazione (in acronimo DUP) che la giunta deve presentare al consiglio comunale entro il 31 luglio è il principale strumento per la guida strategica e operativa e rappresenta il presupposto necessario di tutti gli altri strumenti di programmazione nei Comuni.

Dal punto di vista degli indicatori di *output* a livello nazionale, mostrati in Figura 1, in Italia si può affermare che l'obiettivo della percentuale di diffusione comunale⁹ – percentuale di comuni con servizi attivi nella Regione - sia stato raggiunto con successo e che il Piano Straordinario abbia contribuito in modo determinante con il proprio impulso. Inoltre, la percentuale di copertura - calcolata come percentuale di posti disponibili nei servizi per la prima infanzia sulla popolazione di 0-2 anni¹⁰ - risulta in costante aumento dal 2008 in poi.

Figura 1 – Indicatori sui servizi per l'infanzia e anticipi alla scuola dell'infanzia, Italia. Anni 2004-2016



Per quanto riguarda la percentuale di presa in carico degli utenti¹¹, ovvero la percentuale di utenti dei servizi alla prima infanzia sulla popolazione 0-2, i valori di questo indicatore mostrano un andamento di crescita degli utenti già precedente al 2007 che prosegue fino al 2010 per poi ritornare a livelli *pre-policy*.

Notevoli rimangono al 2015 le differenze regionali negli indicatori considerati come si mostra in Figura 2. Da notare inoltre, che al sud c'è un utilizzo molto maggiore degli anticipi¹² alla scuola dell'infanzia, dove contemporaneamente si registrano i più bassi valori di copertura e utenza per queste tipologie di servizi.

⁹ Fonte: Indicatori per le Politiche di Sviluppo, Istat.

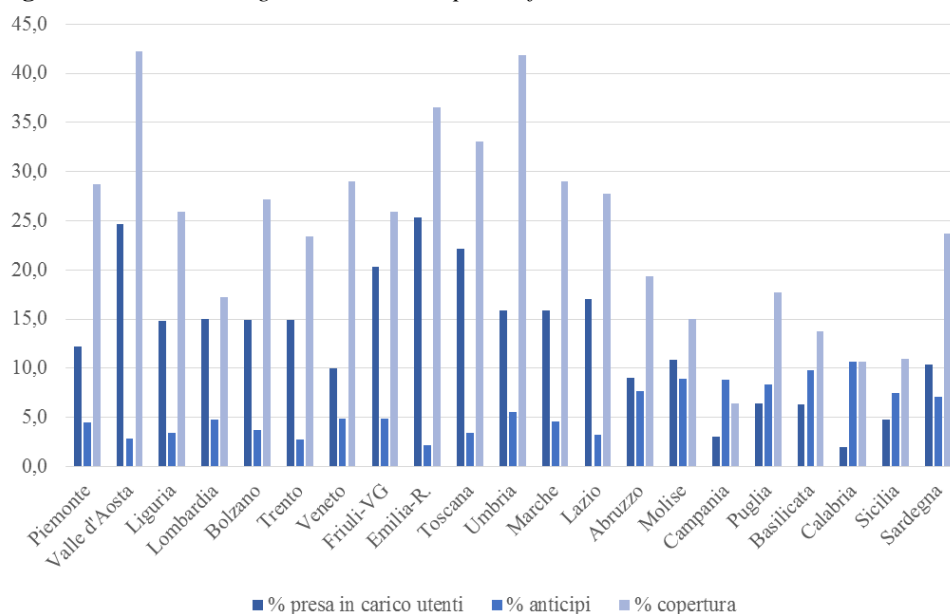
¹⁰ Fonte: monitoraggio Istituto degli Innocenti.

¹¹ Fonte: Indicatori per le Politiche di Sviluppo, Istat.

¹² Fonte: MIUR.

Dai dati regionali del 2015, quindi valori da considerare ormai a fine *policy*, si evince il divario, che si registra anche a livello nazionale, tra i posti disponibili e gli utenti. Anche in Regioni considerate virtuose sotto vari aspetti, l'aumento dei posti disponibili è stato molto superiore a quello dei nuovi utenti generati.

Figura 2 – Indicatori regionali sui servizi per l'infanzia. Anno 2015.



3. L'indice sintetico

Oltre agli indicatori e alle statistiche descrittive, per fornire una misura dei risultati ottenuti da una *policy*, generalmente si utilizzano i modelli di valutazione ex-post con approccio controfattuale. Questi modelli permettono di avere una stima degli effetti non distorta che tiene in considerazione il legame di causalità tra provvedimento ed effetto sui beneficiari. A causa della loro complessità e delle forti assunzioni sottostanti non sempre questi metodi vengono utilizzati.

Come strumento a supporto di una valutazione sull'effetto del Piano Straordinario, si propone un indice sintetico per la sua capacità di rappresentare realtà complesse studiandone sia gli andamenti nel tempo che le differenze territoriali. Inoltre, l'indice fornisce una sintesi dei risultati facilmente comunicabile.

Per la creazione dell'indice sintetico ci si è posti in un *framework* teorico con modello formativo in cui gli indicatori potessero cogliere tutti gli aspetti che

riguardano i bambini età 0-2 anni in Italia e le condizioni di vita e lavoro delle famiglie. Sono state così individuate le seguenti 5 dimensioni descritte in Tabella 2: Diffusione e accesso ai Servizi per l'Infanzia, Minori e famiglie nella popolazione, Famiglie e reddito, Giovani donne e lavoro, Giovani donne e istruzione terziaria.

Tabella 2 – *Dimensioni ed indicatori elementari.*

Dimensione	Indicatore	Polarità	Descrizione	Fonte
Diffusione e accesso dei Servizi all'Infanzia	Presenza in carico di tutti gli utenti dei servizi per l'infanzia	+	Bambini tra zero e fino al compimento dei 3 anni che hanno usufruito dei servizi per l'infanzia sul totale della popolazione in età 0-2 anni (percentuale)	1
	Diffusione dei servizi per l'infanzia	+	Comuni che hanno attivato servizi per l'infanzia sul totale dei Comuni della regione (percentuale)	1
Minori e famiglie nella popolazione	Popolazione 0-2 anni per regione al 31/12	+	Percentuale sul totale	2
	Numero medio di componenti per famiglia	-	Rapporto tra la popolazione residente in famiglia ed il numero delle famiglie anagrafiche.	3
Famiglie e reddito	Indice di povertà regionale (famiglie)	-	Famiglie che vivono al di sotto della soglia di povertà (percentuale sulle famiglie residenti)	1
Giovani donne e lavoro	Tasso di disoccupazione femminile età 25-34 anni	-	Rapporto tra i disoccupati e le corrispondenti forze di lavoro per genere e classe di età	2
Giovani donne e istruzione terziaria	Tasso di istruzione terziaria nella fascia d'età 30-34 anni (femmine)	+	Popolazione femminile in età 30-34 anni che ha conseguito un livello di istruzione 5 e 6 (Isced97) sulla popolazione nella stessa classe di età (percentuale)	1

Fonti ISTAT: (1) Indicatori per le politiche di sviluppo (2) I.Stat (3) GeoDemo.

Sono stati utilizzati dati regionali, per catturare le variabilità territoriali, che avessero una serie storica con un sufficiente periodo *pre-policy* – anni 2004-2015 - per studiare gli andamenti nel tempo.

L'indicatore “Numero di componenti per famiglia” è utilizzato come *proxy* di un indicatore capace di individuare quella quota di famiglie che non inseriscono i figli nelle strutture per la prima infanzia avendo a disposizione una rete familiare tale che permette un tipo di assistenza informale. Con questo scopo è stato perciò inserito con polarità negativa.

Inoltre, il livello di istruzione terziaria delle donne è indicato in letteratura come uno dei *driver* della probabilità di avvalersi dei servizi per la prima infanzia.

Per calcolare i *pillar* e aggregare le suddette dimensioni si è scelto l'indice AMPI Adjusted Mazziotta-Pareto Index¹³, un indice sintetico noto in letteratura ed utilizzato per il calcolo degli indici del BES Istat¹⁴, le cui caratteristiche principali ben si adattano al contesto di questo studio.

In particolare l'AMPI, partendo da un modello di misurazione formativo, consente la comparabilità spaziale e temporale attraverso l'utilizzo del sistema dei *goalposts* che permettono di impostare l'anno di inizio della *policy*, il 2007, come il tempo di riferimento per la standardizzare delle serie degli indicatori, ponendo il valore Italia 2007=100. Inoltre, in termini di facilità di comunicazione dei risultati, la standardizzazione con metodo Min-Max di questo indice genera valori che oscillano nell'intervallo 70-130.

4. Risultati

Le serie storiche degli AMPI per Regione e Provincia Autonoma permettono di evidenziare le variazioni in termini di benessere a livello territoriale. Oltre al divario, ipotizzabile, tra nord e sud è possibile notare alcuni particolarità all'interno delle ripartizioni geografiche.

Come mostra la Tabella 3, Bolzano, Trento, Veneto Toscana e Marche sono le uniche zone che al 2015 hanno un valore dell'indice sintetico più alto rispetto al 2007, anno di inizio della *policy*.

In particolare, da segnalare che i valori di Bolzano e Trento al 2004 erano in ritardo rispetto alle altre zone del nord. Il Piemonte si segnala come la regione che nel 2015 ha il valore dell'indice sintetico più basso al nord, mentre la Liguria è l'unica al nord che ha il valore del 2015 più basso anche del 2004.

Al sud nessuna Regione ha un valore dell'indice sintetico al 2015 maggiore del valore del 2007, mentre Abruzzo, Molise, Puglia, Basilicata mantengono al 2015 un valore almeno maggiore di quello del 2004.

L'indice sintetico nazionale fissato a 100 per il 2007, rimane stabile fino al 2010 ed inizia a calare progressivamente per fermarsi a quota 97,4 nel 2015, a fronte di un valore di 95,5 del 2004.

Analizzando gli andamenti delle varie dimensioni in Tabella 4, per quanto riguarda la "Diffusione ed accesso ai servizi" i valori dopo il 2007 sono sempre maggiore dei valori *pre-policy* nonostante il calo degli utenti in percentuale sulla

¹³ MAZZIOTTA C., MAZZIOTTA M., PARETO A., VIDOLI F. (2010). La sintesi di indicatori territoriali di dotazione infrastrutturale: metodi di costruzione e procedure di ponderazione a confronto. Rivista di Economia e Statistica del Territorio, Vol. 1, pp. 7-33

¹⁴ ISTAT (2015). BES 2015, Il benessere equo e sostenibile in Italia. pp. 49-55.

popolazione di riferimento, accennato in precedenza, che si registra a partire dal 2010.

L'andamento della dimensione "Minori e famiglie nella popolazione" è fortemente guidato in senso negativo dal netto calo delle nascite che si registra dal 2009 in Italia.

Tabella 3 – AMPI per Regione e Provincia Autonoma per anno. (Italia 2007 = 100).

Regioni e Province Autonome	Anni											
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Piemonte	97,9	99,3	100,7	101,8	101,9	100,8	102,0	101,4	100,6	100,5	97,5	97,9
Valle d'Aosta	108,1	107,7	104,5	108,0	109,4	107,6	108,8	109,0	106,3	105,9	107,8	107,2
Liguria	99,8	98,5	103,2	100,3	102,9	104,0	101,8	102,4	101,6	101,8	102,1	98,0
Lombardia	102,1	103,7	104,9	106,4	108,2	108,5	109,6	108,4	107,7	107,6	104,8	105,6
Bolzano	98,5	103,3	103,6	103,3	105,1	105,3	107,5	108,8	109,0	110,3	110,1	111,3
Trento	95,5	104,7	103,9	105,4	106,7	105,6	108,5	111,9	111,3	110,1	110,4	110,5
Veneto	100,4	101,6	103,3	104,0	105,5	105,7	105,3	107,2	106,2	102,5	104,6	105,0
Friuli-VG	97,5	101,1	104,1	105,0	106,2	104,2	105,5	104,7	103,8	104,8	105,8	104,2
Emilia-R	105,7	106,8	107,7	109,5	110,4	110,6	109,3	110,8	111,6	109,3	107,6	106,7
Toscana	99,8	101,4	100,2	104,2	107,0	104,5	104,5	104,7	104,3	103,7	102,9	105,2
Umbria	97,7	99,4	100,3	101,4	103,9	105,9	106,7	105,3	102,8	101,8	101,9	100,5
Marche	96,1	98,8	100,1	101,3	102,0	101,0	102,0	102,2	98,8	101,2	99,7	101,7
Lazio	97,0	100,4	100,2	103,2	103,2	104,3	102,9	102,3	103,4	102,8	102,9	101,7
Abruzzo	90,0	92,0	94,9	93,3	95,8	100,4	96,9	97,3	97,6	95,5	96,3	92,9
Molise	84,3	86,1	86,5	90,9	86,8	87,6	91,5	91,1	89,3	87,3	87,9	88,3
Campania	80,6	79,7	85,3	87,2	84,0	82,7	82,2	82,0	81,1	80,4	81,4	83,7
Puglia	80,2	84,0	87,0	88,1	90,3	87,1	88,7	89,2	84,9	85,8	84,8	85,2
Basilicata	76,3	80,7	84,2	82,3	81,2	85,2	80,8	85,5	86,0	83,0	81,3	82,2
Calabria	83,0	83,3	83,0	85,4	87,1	86,8	87,6	87,1	81,1	75,8	74,4	76,6
Sicilia	81,1	82,0	84,8	86,0	86,0	87,4	86,0	87,0	84,9	80,4	77,6	80,6
Sardegna	87,8	86,7	90,5	89,8	92,1	90,0	93,3	91,8	91,5	89,9	85,3	85,2
ITALIA	95,5	96,4	98,1	100,0	100,3	100,1	100,0	99,9	98,9	97,8	97,0	97,4

Le dimensioni riguardanti il lavoro femminile e la povertà relativa delle famiglie mettono in evidenza il quadro di forte congiuntura negativa che si è affermato dal 2008 in poi in Italia.

In conclusione, è possibile formulare alcune considerazioni in termini di *policy*.

Il Piano straordinario per la prima infanzia 2007-2016 ha certamente contribuito alla crescita e alla successiva stabilità relativamente alla diffusione e all'accesso di

questi servizi in un quadro di congiuntura economica e natalità particolarmente sfavorevole che ha caratterizzato tutto l'arco temporale della *policy*.

Una maggiore offerta dei servizi alla prima infanzia, però, non sempre ha garantito che la domanda si muovesse nella stessa direzione con l'intensità desiderata. A partire dal 2010, infatti, quando gli stanziamenti del Piano decrescono fortemente si può ipotizzare che questo finisca con esaurire la propria spinta propulsiva sull'utenza data dalla creazione di nuovi posti.

Tabella 4 – AMPI per Dimensione e Indice Sintetico. Anni 2004-2015 (Italia 2007 =100).

Dimensioni	Anni											
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Diffusione e accesso												
Servizi all'infanzia	96,8	97,3	98,2	100,0	100,9	103,0	102,9	102,7	102,7	102,8	102,2	102,6
Minori e famiglie nella popolazione	94,6	94,6	94,6	100,0	100,0	99,7	100,0	97,5	98,4	97,3	92,2	92,4
Famiglie e reddito	98,4	98,8	100,2	100,0	98,8	99,8	98,6	98,6	95,4	95,0	95,2	93,6
Giovani donne e lavoro	95,8	96,1	98,5	100,0	99,4	96,8	94,4	95,1	90,6	86,2	85,0	85,8
Giovani donne e istruzione terziaria	92,0	95,1	99,2	100,0	102,4	101,6	104,7	106,7	109,4	111,0	115,9	119,6
INDICE												
SINTETICO	95,5	96,4	98,1	100,0	100,3	100,1	100,0	99,9	98,9	97,8	97,0	97,4

Dai monitoraggi dell'Istituto degli Innocenti¹⁵ si evince che anche le Regioni e Province Autonome con una diffusione di servizi alla prima infanzia più alta in partenza, hanno maggiormente orientato le proprie *policy* verso la creazione di nuove strutture, ampliamento di posti disponibili e sostegno ai costi di gestione, privilegiando perciò un finanziamento indirizzato alle strutture.

Tenendo conto anche del contesto territoriale, sarebbe da analizzare più puntualmente, se un maggior ricorso al sostegno diretto alle famiglie, attraverso il contributo al pagamento della retta dei servizi, avrebbe potuto sostenerle in un quadro socio-economico in costante peggioramento, ottenendo come effetto complementare la diminuzione del *gap* tra posti disponibili e utenti. In particolare al sud, dove la questione della diffusione sul territorio è un problema ancora aperto, rimane oltretutto da verificare se un così marcato utilizzo dell'accesso anticipato alla

¹⁵ Monitoraggio del Piano di sviluppo dei servizi socio-educativi per la prima infanzia al 31 dicembre 2011. Centro Nazionale Documentazione Infanzia Adolescenza, Dipartimento Politiche per la Famiglia, Istituto degli Innocenti.

scuola dell'infanzia non sia legato, come ipotizzabile, proprio alla gratuità di tale servizio.

Ringraziamenti

Si ringrazia il dott. Matteo Mazziotta per il prezioso supporto metodologico.

Riferimenti bibliografici

MAZZIOTTA C., MAZZIOTTA M., PARETO A., VIDOLI F. 2010. La sintesi di indicatori territoriali di dotazione infrastrutturale: metodi di costruzione e procedure di ponderazione a confronto, *Rivista di Economia e Statistica del Territorio*, Vol. 1, pp. 7-33.

ISTAT 2015. BES 2015, Il benessere equo e sostenibile in Italia, pp. 49-55.

CENTRO NAZIONALE DOCUMENTAZIONE INFANZIA ADOLESCENZA, DIPARTIMENTO POLITICHE PER LA FAMIGLIA, ISTITUTO DEGLI INNOCENTI 2011-2016. Monitoraggio del Piano di sviluppo dei servizi socio-educativi per la prima infanzia.

SUMMARY

A synthetic index in support of the assessment of the extraordinary plan on early childhood care services 2007-2016

In a context of increasing demand and use of tools for assessing the effects of public policies, this work introduces a synthetic index with the aim of supporting the impact assessment of the 2007-2016 extraordinary plan for the development of educational services for early childhood in Italy.

In 2007, the Department for Family Policies launched this extraordinary plan implemented by Regions and Autonomous Provinces, to which resources were transferred, with successive agreements, to strengthen the offer of services for early childhood - such as nursery schools and supplementary services - and guarantee their quality.

The Plan has responded to the need to invest, with extraordinary measures, in the network of services for early childhood, explaining how these services are characterized as places aimed at the triple function of promoting children's well-being and development, reconciling daily life and work, and support for the educational role of parents.

In light of these aims, the study intends to propose a synthetic index which considers the access and participation of children to services for early childhood as a complex phenomenon, connected to the condition of the family and the relative socio-economic reality, and not assessable exclusively with output indicators such as the distribution of services and the number of users.

The index is calculated on the time series of data by Region and Autonomous Province available (years 2004-2015) using the AMPI Adjusted Mazziotta Pareto Index method for the aggregation of the elementary indicators which it allows to obtain robust results, comparable in time and space, and of immediate interpretation.

Federico Brogi, Istat, fedebrogi@istat.it

Marco Zelano, Istituto degli Innocenti, marco.zelano@email.it

YOUNG PEOPLE: SMOKING, ALCOHOL AND DISCO. THE CASE STUDY OF HIGH SCHOOL STUDENTS FROM THE CITY OF TIRANA¹

Arjeta Veshi, Maddalena Lenny Napoli, Elita Anna Sabella, Giovanna Da Molin

1. Background

In the last decades, Albania has changed its face becoming protagonist of a path of democratization, characterized by the modernization of the economy and a greater opening towards foreign countries and western behaviour patterns. These changes have influenced the demographic phenomena of fertility, mortality and migration and have contributed to the sedimentation of new lifestyles, overcoming some prejudices of the regime time. For instance, smoking cigarettes and drinking alcohol, which were mostly men's prerogatives, are now widespread among women as well (Zaloshnja, et al., 2010; Burazeri, Kark, 2010). Moreover, these changes have influenced the current size and composition of the Albanian population, which is among the youngest in Europe (Eurostat, 2018). In this regard, recently, there has been a growing interest precisely in young people (INSTAT, 2015; Child Rights Centre Albania, 2018), regarding their health status and, therefore, the prevalence of risky behaviours adopted by this fringe of the population, i.e., smoking, alcohol and illicit drugs use. For instance, tobacco and alcohol consumption may start in young age and can easily develop into substance addiction and abuse. Crucially, these unhealthy conducts are the leading causes of preventable morbidity and mortality worldwide, and major preventable risk factors for cardiovascular disease, cancer and other diseases.

In Albania, smoking and alcohol consumption among youth represent big issues for public health. In this regard, the Albanian Government has committed to set some targets to prevent premature death and significantly reduce the disease burden from noncommunicable diseases. As far as tobacco is concerned, the Albanian Government aims to reduce the prevalence of tobacco use among adolescents and adults and to halt the rise among women. Concerning alcohol, the plan is to reduce consumption among men, to halt the rise in use prevalence among women and in binge drinking among adolescents (Ministry of Health, 2017).

¹ This article is the result of the collaboration between the authors. In particular paragraphs 1 and 4 are attributed to all the authors; paragraph 2 is attributed to A. Veshi and E.A. Sabella; paragraph 3 is attributed to M.L. Napoli, E.A. Sabella and A. Veshi.

Although Albania has made some progress on tobacco control in recent years (Melonashi, 2014; 2017), high smoking prevalence is still registered, with males being the predominant users, also among youth (ESPAD Group, 2016; INSTAT, IPH, and ICF, 2018; INSTAT, 2019). The proportion of tobacco and alcohol users results significantly higher in Tirana than in the other regions (Toçi, et al., 2014). Furthermore, illicit drugs use emerges as a growing problem in Albania (BalkanWeb, 2018). Lastly, not only are discotheques key public venues where youth meet, but they also represent venues where youth can consume substances. The attendance of these leisure settings, a western-style costume which was unpopular during the regime, extends now also to young Albanians. Several international studies have identified different individual and familial risk factors for substances use (Berge, et al., 2016; Kim, Chun, 2016; GSHS). Despite the importance of this issue, little is known about the impact of these risks among adolescents and young people in Albania. In this paper, we aimed to provide recent evidence-based information on the prevalence of tobacco, alcohol and illicit drugs use among Albanian youth examining the gender-specific factors of influence for these risky behaviours.

2. Materials and methods

2.1. Participants

A cross-sectional study was carried out in public secondary high schools in the city of Tirana (Albania) in the school year 2018/2019. The sample consisted of students attending the third and the fourth classes. The participants were selected based on non-probability quota sampling method (Corbetta, 2014), based on the population distribution by gender (Table 1). A total of 1,013 units (95% Confidence Level, with Confidence Interval of $\pm 3\%$) participated in the survey (Table 2).

Table 1 – Population: students enrolled in public secondary high schools in the city of Tirana during the school year 2018/2019, by gender.

	N	%
Males	10,708	54.1
Females	9,086	45.9
Total	19,794	100.
		0

Source: our elaborations on Ministry of Education, Sports and Youth, Statistical annual report on education, sports and youth 2016 - 2017 and timely series, 2018 data.

Table 2 – *Sample: students enrolled in the third and the fourth classes of public secondary high schools in the city of Tirana during the school year 2018/2019, by gender.*

	n	%
Males	548	54.1
Females	465	45.9
Total	1,013	100.0

Source: our elaborations on survey data

2.2. Questionnaire

The survey was carried out between January and March 2019, in classroom settings, using an anonymous paper-and-pencil questionnaire written in Albanian language. Information was gathered through closed ended or multiple-choice answers in order to collect data based on students' demographics and students' health-compromising behaviours. The first section of the questionnaire focused on age, gender, citizenship, city of residence and familial variables, including maternal and paternal education attainment and parental smoking. The second section was aimed to specifically detect students' behaviours related to tobacco smoke, alcoholic beverages consumption and illicit drugs use in the 12 months preceding the survey. In the third section, information regarding the attendance at nightclubs by students was gathered. The questionnaire was refined after testing on a convenience sample of secondary high school students. At the time of the administration of questionnaires, a researcher explained the purpose of the study and emphasized the anonymity of the responses.

2.3. Statistical analysis

Once the questionnaires were administered, data was entered into a Microsoft Excel spreadsheet and analysed using the R environment for statistical computing. Univariate and multivariate analyses were performed to determine possible associations among the study variables. Numerical outcomes were reported as mean \pm SD; data regarding conditions and behaviours were expressed as percentage values related to the answers proposed. General descriptive statistics were used to characterize the sample. Normality of distribution was assessed by the Kolmogorov-Smirnov test. The non-parametric Mann-Whitney U test was used to compare sample means from two unrelated groups. The chi-square test was used to assess the significance of the relationship in the double entry tables. The prevalence of tobacco smoking (smoker/non-smoker), harmful drinking (distinguishing between students who reported being drunk, and those who

reported not being)² and use of illicit drugs (user/non-user) were compared between genders by calculating the Odds Ratio (OR) with the 95% Confidence Interval (95% CI). Binomial logistic regression analyses were performed to evaluate the possible association between each risky behaviour (smoking, harmful drinking and illicit drugs use) and covariates. The outcome binary variables were built as follows: tobacco smoking, attributing the value 0 if the student was not a smoker, and the value 1 otherwise; harmful alcohol use, considering the value 0 if the student was never drunk and 1 otherwise; illicit drugs use, with the value 0 if the student declared to have used illicit drugs and 1 otherwise. The predictors were variables related to the individuals and their families (age, residence, paternal education attainment, maternal education attainment, parental smoking status) for each substance, and risk behaviours (tobacco smoking, harmful alcohol use, illicit drugs use). Substance consumption was considered the independent variable only for the non-correspondent substance use. The logistic regressions were stratified by gender in accordance with a series of studies concerning lifestyles of Western Balkans youth, that identified variable covariates between genders (Sekulic et al., 2012; Idrizovic et al., 2015; Sajber et al., 2016; Tahiraj et al., 2016). Odds Ratios (ORs) and 95% Confidence Interval (CI) of differences between categories were considered. The level of significance was set to 0.05 for all statistical analyses.

3. Results

3.1. Baseline characteristics

The cross-sectional survey data of 1,013 students from public secondary high schools in the city of Tirana have been analysed. Baseline characteristics of the study cohort are reported in Table 3. The sample was composed of 548 men (54.1%) and 465 women (45.9%). Most of the respondents were under 18 years (63.4% vs. 36.6%). The mean age of participants was 17.31 years (± 0.572). 94.1% of those interviewed had Albanian citizenship, 4.2% had dual citizenship and 1.7% foreign citizenship (Macedonian citizenship was the second largest nationality represented within the sample). Almost all the students resided in Tirana (89.7%) and few of them resided in an area that allowed daily transfer to the school (10.3%). Parental education could be a key element to describe students' attitudes in relation to health-compromising behaviours. Except a small percentage of students with parents with certificate of basic education, most of them had parents who attained at least upper secondary education. Around 40% of the respondents'

² Drunkenness was assessed by asking the respondents whether they had had so much alcohol that they had been drunk in the 12 months preceding the survey.

parents have obtained a tertiary education degree³. Nearly half of the sample had at least one parent who smoked.

Table 3 – Baseline characteristics of the sample, in males and females.

	Males n=548	Females n=465	Total n=1,013
Age mean(\pm SD)	17.27(\pm 0.636)	17.36(\pm 0.480)	17.31(\pm 0.572)
Range (years)	16-18	16-18	16-18
<i>Citizenship n(%)</i>			
Albanian citizenship	508(92.7)	445(95.7)	953(94.1)
Dual citizenship	10(1.8)	13(2.8)	43(4.2)
Foreign citizenship	30(5.5)	7(1.5)	17(1.7)
<i>Residence n(%)</i>			
Tirana	497(90.7)	412(88.6)	909(89.7)
Other cities	51(9.3)	53(11.4)	104(10.3)
<i>Paternal educational attainment n(%)</i>			
Basic education	68(12.4)	62(13.3)	130(12.8)
Upper secondary education	242(44.2)	222(47.8)	464(45.8)
Tertiary education	238(43.4)	181(38.9)	419(41.4)
<i>Maternal educational attainment n(%)</i>			
Basic education	77(14.1)	96(20.6)	173(17.1)
Upper secondary education	216(39.4)	210(45.2)	426(42.0)
Tertiary education	255(46.5)	159(34.2)	414(40.9)
<i>Parental smoking status n(%)</i>			
No parent smoked	336(61.3)	234(50.3)	570(56.3)
Only the father smoked	153(27.9)	158(34.0)	311(30.7)
Only the mother smoked	17(3.1)	22(4.7)	39(3.8)
Both parents smoked	42(7.7)	51(11.0)	93(9.2)

Source: our elaborations on survey data.

3.2. Substances use and associated factors

Results based on this survey show that 37.8% of the sample of Albanian students consisted of smokers. Tobacco smoking prevalence was much higher in males than in females (Table 4). Among smokers (n=383), 42.8% smoked up to 4 cigarettes per day, 19.1 % from 5 to 10, 38.1% exceeded 10 cigarettes. The average age at smoking onset was 14.36 years (\pm 1.352). The mean age of first cigarette was significantly older (Mann-Whitney U Test: $p < 0.001$) for females (14.90 years \pm 1.297) than males (14.05 years \pm 1.287).

³ According to Albanian education system, the following education forms can be distinguished: Preschool education (Arsimi parashkollor), from 0 to 6 years old; Basic education (Arsimi Bazë), from 6 to 15 years old, including primary (Filllore) and lower secondary education (Cikli i lartë e arsimit bazë); Upper secondary education (Arsimi i mesëm), from 15 to 18 years; Tertiary education (Arsimi i lartë).

Table 4 – Prevalence of tobacco smoking, by gender, with OR and 95% CI.

Tobacco smoking n(%)	Males n=548	Females n=465	Total n=1,013	OR (95% CI)
Smoker	245(44.7)	138(29.7)	383(37.8)	1.916
Non-smoker	303(55.3)	327(70.3)	630(62.2)	(1.476-2.487)

Source: our elaborations on survey data.

Moreover, students were asked about their consumption of alcoholic beverages. Except for a few non-drinker Albanian students (n=25), nearly all of them were alcohol consumers (n=988). The latter initiated alcohol use, on average, at 14.81 years (± 1.400). Mean age at alcohol initiation was higher (Mann-Whitney U Test: $p < 0.001$) for girls (15.09 ± 1.365) compared with boys (14.58 ± 1.388). The students were invited to report on the consumption of four alcoholic drinks: alcoholic aperitifs, beer, spirits and wine. Beer and wine were the most appreciated overall; beer was the favourite among boys and wine was favourite among girls (Table 5).

Table 5 – Favourite alcoholic drink, by gender.

Favourite alcoholic drink n(%)	Gender***		
	Males n=542	Females n=446	Total n=988
Alcoholic aperitifs	139(25.6)	113(25.3)	252(25.5)
Beer	198(36.5)	115(25.8)	313(31.7)
Spirits	79(14.6)	23(5.2)	102(10.3)
Wine	126(23.3)	195(43.7)	321(32.5)

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Source: our elaborations on survey data.

Albanian students preferred the occasional consumption of alcoholic drinks rather than the daily one, with reference to all the analysed alcoholic beverages. Wine and beer were identified as the most widespread beverages by almost 80%, followed by the alcoholic aperitifs, chosen by two out of three students. Conversely, three in four students declared not to drink spirits. Furthermore, there are gender differences related to the consumption of alcoholic beverages in students. Almost half of boys consumed occasionally an alcoholic aperitif, however only one in three females did the same. The number of students who occasionally has chosen to drink beer was around 30% both for boys and girls. However, others, especially boys, reported to drink beer specifically on the weekends. Female students were found to be exclusively one-off users of spirits, while males consumed spirits also once or twice a week and a few nearly every day. With reference to wine, there was a gender gap of about 10% in favour of males for the occasional consumption, and in favour of girls, for a periodic consumption once or twice a month (Table 6).

Table 6 – Alcoholic drinks consumption habit, by gender.

Alcoholic drinks consumption habit n(%)	Gender		Total n=988
	Males n=542	Females n=446	
<i>Alcoholic aperitifs**</i>			
Never	159(29.3)	162(36.3)	321(32.5)
Occasionally	255(47.1)	163(36.6)	418(42.3)
Once or twice a month	118(21.8)	108(24.2)	226(22.9)
Once or twice a week/weekend	6(1.1)	13(2.9)	19(1.9)
Nearly every day/every day	4(0.7)	-	4(0.4)
<i>Beer***</i>			
Never	85(15.7)	142(31.8)	227(23.0)
Occasionally	172(31.7)	160(35.9)	332(33.6)
Once or twice a month	90(16.6)	63(14.1)	153(15.5)
Once or twice a week/weekend	155(28.6)	66(14.8)	221(22.4)
Nearly every day/every day	40(7.4)	15(3.4)	55(5.5)
<i>Spirits***</i>			
Never	371(68.5)	381(85.4)	752(76.1)
Occasionally	96(17.7)	65(14.6)	161(16.3)
Once or twice a month	71(13.1)	-	71(7.2)
Once or twice a week/weekend	4(0.7)	-	4(0.4)
Nearly every day/every day	-	-	-
<i>Wine**</i>			
Never	115(21.2)	96(21.5)	211(21.4)
Occasionally	253(46.7)	173(38.8)	426(43.1)
Once or twice a month	107(19.7)	129(28.9)	236(23.9)
Once or twice a week/weekend	51(9.4)	42(9.4)	93(9.4)
Nearly every day/every day	16(3.0)	6(1.4)	22(2.2)

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Source: our elaborations on survey data.

Not everyone who likes to drink alcohol stops at just one. While many students drink a moderate amount of alcohol without harmful consequences, about half of the sample reported having been drunk in the last year. Boys were more likely to have been drunk than girls (Table 7).

Table 7 – Prevalence of harmful alcohol use, by gender, with OR and 95% CI.

Harmful alcohol use n(%)	Males n=548	Females n=465	Total n=1,013	OR (95% CI)
Drunkenness	302(55.1)	199(42.8)	501(49.5)	1.64
No drunkenness	246(44.9)	266(57.2)	512(50.5)	(1.279-2.105)

Source: our elaborations on survey data.

Lastly, to measure lifetime experience with illicit drugs, students were asked if they had tried different drugs (e.g., cannabis, ecstasy, amphetamine, cocaine, etc.) in the year preceding the survey. The prevalence of this risky behaviour has been found to be significant in Albanian students: 35.1% of them reported having used drugs. There was a large gender difference, with a highest percentage of users among boys (Table 8).

Table 8 – Prevalence of illicit drugs use, by gender, with OR and 95% CI.

Illicit drugs use n(%)	Males n=548	Females n =465	Total n=1,013	OR (95% CI)
User	235(42.9)	121(26.0)	356(35.1)	2.135
Non-user	313(57.1)	344(74.0)	657(64.9)	(1.634-2.789)

Source: our elaborations on survey data.

The relationships between tobacco smoking, harmful alcohol use, illicit drugs use, and individual or familial variables were examined by logistic regression models (Table 9). Tobacco smoking was associated with several individual and family features as well as with harmful behaviours. Overall, parental education attainment was not associated with this habit. For boys, the likelihood of daily smoking increased with age, if both parents smoked or at least one parent smoked, with the effects of paternal smoking greater than smoking by the mother, and with the use of illicit drugs. Girls who living in Tirana, having parents who smoked cigarettes, said they got drunk and used illicit drugs, had a higher risk of smoking cigarettes. Moreover, students of both genders, coming from areas of Albania other than Tirana, and referring to be illicit drug users, had a higher risk to engage into heavy drinking. The likelihood of harmful alcohol consumption decreased with lower paternal education and increased with tobacco smoking habit just for girls. Concerning illicit drugs consumption, among boys, higher maternal education was associated with an increased likelihood. Furthermore, both boys and girls who were smokers and who have experienced drunkenness had a higher risk to use illicit drugs.

Table 9 – Logistic regression models for substances use in males and females (continue).

	Tobacco smoking		Harmful alcohol use		Illicit drugs use	
	Males n=548	Females n=465	Males n=548	Females n=465	Males n=548	Females n=465
	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)
<i>Age</i>	*					
	1.406 (1.037-1.905)	0.999 (0.630-1.548)	1.030 (0.744-1.371)	1.161 (0.767-1.756)	0.964 (0.711-1.307)	1.315 (0.829-2.086)
<i>Residence</i>	***		***		**	
Albanian city other than Tirana	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
City of Tirana	1.147 (0.445-1.990)	6.832 (2.617-17.838)	0.129 (0.049-0.340)	0.353 (0.183-0.682)	0.788 (0.411-1.512)	0.690 (0.337-1.413)
<i>Paternal education attainment</i>	*					
Basic education	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Upper secondary education	0.880 (0.440-1.761)	0.929 (0.407-2.122)	0.964 (0.489-1.900)	0.894 (0.435-1.837)	0.790 (0.394-1.582)	1.980 (0.847-4.629)
Tertiary education	0.941 (0.445-1.990)	1.290 (0.540-3.082)	1.051 (0.506-2.185)	0.462 (0.215-1.008)	0.552 (0.260-1.172)	2.439 (0.992-5.997)

Table 9 – Logistic regression models for substances use in males and females (follow).

	Tobacco smoking		Harmful alcohol use		Illicit drugs use	
	Males n=548	Females n=465	Males n=548	Females n=465	Males n=548	Females n=465
	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)	OR (95% CI)
<i>Maternal education attainment</i>						***
Basic education	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Upper secondary education	1.416 (0.721-2.781)	1.184 (0.580-2.418)	1.032 (0.538-1.978)	0.907 (0.488-1.686)	1.394 (0.701-2.772)	0.732 (0.368-1.453)
Tertiary education	1.202 (0.581-2.486)	1.061 (0.498-2.300)	0.642 (0.321-1.284)	0.957 (0.484-1.893)	2.797 (1.341-5.837)	0.689 (0.325-1.460)
<i>Parental smoking status</i>	***	***				
No parent smoked	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Only the father smoked	1.621 (1.064-2.471)	2.341 (1.428-3.839)	1.096 (0.719-1.672)	1.003 (0.639-1.574)	1.203 (0.665-1.575)	0.937 (0.558-1.574)
Only the mother smoked	1.240 (0.437-3.518)	2.405 (0.832-6.953)	0.544 (0.190-1.558)	0.583 (0.218-1.559)	2.365 (0.788-7.096)	1.488 (0.532-4.168)
Both parents smoked	11.774 (4.331-32.006)	4.547 (2.224-9.297)	0.851 (0.409-1.771)	0.752 (0.379-1.493)	1.096 (0.535-2.246)	2.166 (1.077-4.357)
<i>Tobacco smoking^a</i>	-	-		***	***	***
Non-smoker	-	-	Ref	Ref	Ref	Ref
Smoker	-	-	1.368	2.501	3.989	3.235
	-	-	(0.916-2.042)	(1.577-3.967)	(2.700-5.894)	(1.987-5.265)
<i>Harmful alcohol use^b</i>		***	-	-	***	***
No drunkenness	Ref	Ref	-	-	Ref	Ref
Drunkenness	1.405 (2.709-5.922)	3.209 (1.973-5.219)	-	-	2.685 (1.810-3.983)	2.718 (1.703-4.338)
<i>Illicit drugs use^c</i>	***	***	***	***	-	-
Non-user	Ref	Ref	Ref	Ref	-	-
User	4.005 (2.709-5.922)	3.209 (1.973-5.219)	2.701 (1.817-4.14)	2.699 (1.694-4.300)	-	-

^a Not included in the logistic regression model for tobacco smoking; ^b Not included in the logistic regression model for harmful alcohol use; ^c Not included in the logistic regression model for illicit drugs use.

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Source: our elaborations on survey data.

3.3. The attendance of disco

Among students, nightlife is often associated with the attendance of recreational venues such as disco. Almost the whole sample (95.0%) went to discotheque in the last year, versus 5% who reported not attended it at all (n=1,013). In particular, over half of respondents went there occasionally (53.9%), 30.7% once a week, 5.9% twice a week and 4.5% three or more times a week, without any significant difference by gender. Among the frequenters of the disco (n=962), 40.6% has reached the nightclubs with the car of friends, 32.3% have been accompanied by parents, 13.6% used the public transports, 8.2% went there with their car, 2.9% with friend's motorcycle and 2.4% with their motorcycle. Such leisure settings provide not only opportunities to socialise and dance, but also to consume alcohol.

One in three students was not used to consume an alcoholic beverage in disco, conversely two out of three used to drink it. The amount of student drinkers results significantly lower for girls compared to boys (Table 10). It is important to emphasise that findings show 392 minors (vs. 236 who were 18 years old) declared to drink in disco although minors under 18 years old are prohibited by Albanian law to consume alcoholic beverages in public⁴.

Table 10 – *Alcohol consumption in discotheque, by gender.*

Alcohol consumption in discotheque n(%)	Gender***		
	Males n=529	Females n=433	Total n=962
Any consumption	141(26.7)	193(44.6)	334(34.7)
Sporadic consumption	252(47.6)	190(43.9)	442(46.0)
Systematic consumption	136(25.7)	50(11.5)	186(19.3)

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

Source: our elaborations on survey data.

4. Conclusions

The findings lead to important implications for both policy makers and health promotion professionals. Therefore, it is reasonable to suggest that the data reported herein should be used for future preventative and corrective measures for the Albanians' wellbeing, taking into account the needs of different risky target groups. Ideally, a network should be established between the institutions and the educational bodies, e.g., school and family, fostering both a continuous lifestyles' monitoring system and regular information and educative actions since childhood, in order to raise awareness among young people about tobacco, alcohol and drug related problems and also to support the adoption of healthy behaviours.

References

- BALKANWEB 2018. Oficeri në shkollë”, Rama prezanton projektin pilot për 15 gjimnaze të Tiranës, <https://balkanweb.com/oficeri-ne-shkolla-rama-prezanton-projektin-pilot-per-15-gjimnaze-te-tiranes/>.
- BERGE J., et al. 2016. Role of parenting styles in adolescent substance use: results from a Swedish longitudinal cohort study, *BMJ Open*, Vol. 6, No. 1, pp. 1-9.
- BURAZERI G., KARK J.D. 2010. Prevalence and Determinants of Binge Drinking in Middle Age in a Transitional Post-communist Country: A Population-based Study in Tirana, *Albania, Alcohol & Alcoholism*, Vol. 45, No. 2, pp. 180-187.
- CHILD RIGHTS CENTRE ALBANIA. 2018. *Youth in Albania: National Report and Index on the implementation of the National Youth Action Plan in Albania*. CRCA Albania.

⁴ Law No. 9518/2006 “On protection of minors from the use of alcohol”; Law No. 18/2017 “On the rights and protection of the child”.

- CORBETTA, P. 2014. *Metodologia e tecniche della ricerca sociale*. Bologna: il Mulino.
- ESPAD GROUP 2016. *ESPAD Report 2015: results from the European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- EUROSTAT. 2018. *Population by age group*, <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-datasets/-/tps00010>.
- IDRIZOVIC K., et al. 2015. Cigarette smoking among 17–18 year old adolescents-prevalence and association with sociodemographic, familial, sport, and scholastic factors, *Medycyna Pracy*, Vol. 66, No. 2, pp. 153-163.
- INSTAT. 2015. *Youth in Albania: Challenges in changing time*. Tirana: INSTAT.
- INSTAT. 2019. *Burrat dhe gratë në Shqipëri 2019 – Women and men in Albania 2019*. Tirana: Instituti i Statistikave.
- INSTITUTE OF STATISTICS, INSTITUTE OF PUBLIC HEALTH, AND ICF. 2018. *Albania Demographic and Health Survey 2017-18*. Tirana, Albania: Institute of Statistics, Institute of Public Health, and ICF.
- KIM H.H., CHUN J. 2016. Examining the Effects of Parental Influence on Adolescent Smoking Behaviors: A Multilevel Analysis of the Global School-Based Student Health Survey (2003–2011), *Nicotine & Tobacco Research*, Vol. 18, No. 5, pp. 934-942.
- MELONASHI, E. 2014. *Noncompliance with Smoke-Free Policies in Albania. Attitudes towards smoke-free policies, noncompliance behavior, and policy recommendations*. Germany: Lambert Academic Publishing.
- MELONASHI, E. 2017. The influence of tobacco control legislation on smoking rates: A review of empirical research, *Polis*, Vol. 16, No.1, pp. 133-140.
- MINISTRY OF EDUCATION, SPORTS AND YOUTH. 2018. *Statistical annual report on education, sports and youth 2016 - 2017 and timely series*.
- MINISTRY OF HEALTH. 2017. *National Program on Prevention and Control of NCDs in Albania 2016-2020*. Tirana.
- SAJBER D., et al. 2016. Alcohol drinking among Kosovar adolescents: An examination of gender-specific sociodemographic, sport, and familial factors associated with harmful drinking, *Substance Use&Misuse*, Vol. 51, No. 4, pp. 533-539.
- SEKULIC D., et al. 2012. Substance abuse prevalence and its relation to scholastic achievement and sport factors: an analysis among adolescents of the Herzegovina–Neretva Canton in Bosnia and Herzegovina, *BMC Public Health*, 2012, Vol. 12, 274, pp. 1-12.
- TAHIRAJ E., et al. 2016. Prevalence and Factors Associated with Substance Use and Misuse among Kosovar Adolescents; Cross Sectional Study of Scholastic, Familial-, and Sports-Related Factors of Influence, *International Journal Of Environmental Research and Public Health*, Vol. 13, No. 5, 502.

- TOÇI E., et al. 2014. Demographic and social correlates of tobacco, alcohol and cannabis use among 15-16-year-old students in Albania: Results of the ESPAD survey, *Nordic Studies on Alcohol and Drugs*, Vol. 31, No. 4, pp. 413-430.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION. *Global School-Based Student Health Survey (GSHS)*, <https://www.who.int/ncds/surveillance/gshs/en/>.
- ZALOSHNIJA E., et al. 2010. The impact of tobacco control policies in Albania, *Tobacco control*, Vol. 19, No. 6, pp. 463-468.

SUMMARY

Young people: smoking, alcohol and disco. The case study of high school students from the city of Tirana

In the last decades, Albania has changed its face becoming protagonist of a path of democratization characterized by the opening towards foreign countries and western behaviour patterns. These changes have influenced the demographic phenomena of fertility, mortality and migration and have contributed to the sedimentation of new lifestyles. Recently, there has been growing interest precisely in young people, in their health status and, therefore, in the prevalence of risky behaviours adopted by this fringe of the population since these are modifiable risk factors: tobacco smoke, which has also seen the involvement of women over time; the consumption of alcoholic beverages, traditionally accepted by the Albanian culture; the attendance at nightclubs, a western-style costume unpopular with the regime. The objective of this research is to analyze the prevalence of similar behaviours among Albanian youth. The sample consists of 1,013 subjects – selected based on non-probability quota sampling method – aged between 16 and 18, attending the third and fourth classes of public secondary high schools in the city of Tirana. The survey instrument was the questionnaire administered in class between January and March 2019. After the information was gathered, the data was analysed using the R environment for statistical computing. The results of the research allow us to identify the critical issues in the lifestyle of the Albanian youth and thus denote the need to carry out awareness-raising interventions to prevent or modify risky behaviours.

Arjeta VESHI, Universiteti Mesdhetar i Shqipërisë, Fakulteti i Shkencave Psikologjike, Sociale e Politike, arjeta.veshi@umsh.edu.al
Maddalena Lenny NAPOLI, Università degli Studi di Bari Aldo Moro, maddalenalenny.napoli@uniba.it
Elita Anna SABELLA, Università degli Studi di Bari Aldo Moro, elita.sabella@uniba.it
Giovanna DA MOLIN, Centro Interuniversitario di Ricerca “Popolazione, Ambiente e Salute”, giovanna.damolin@uniba.it

LE DIFFERENZE NEL CONSUMO DI VINO: UN'ANALISI DI GENERE

Francesco Bozzo, Vincenzo Fucilli, Alessandro Petrontino,
Giacomo Maringelli, Stefania Girone

1. Introduzione

Nel 2018 (Istat, 2019) la spesa corrente per consumi delle famiglie sul territorio economico è aumentata dell'1,7%, segnando un netto rallentamento rispetto all'anno precedente (+2,7%). Gli ultimi dati Istat sui consumi di vino sembrano confermare un aumento deciso nel consumo soltanto fino a 30 anni, più risoluto soprattutto oltre i 40: ben il 46% dei 20-24enni di oggi dichiara di bere vino, mentre erano soltanto il 42% dieci anni fa, e questo dato ha iniziato a crescere proprio negli ultimi 3-4 anni (Blog: I numeri del vino, 2018. <http://www.inumeridelvino.it>). Inoltre, le quote di coloro che bevono vino tendenzialmente risulterebbero in crescita specie per il genere femminile, il quale sceglie con maggiore consapevolezza rispetto a quanto non faccia l'universo maschile, valutando la qualità, la varietà, la regione di origine oltre che l'abbinamento con il cibo.

Ad oggi – secondo gli ultimi dati Istat – il 52,6% della popolazione totale italiana fa consumo di vino, cioè in valore assoluto si parla di 28,6milioni di consumatori, di cui 13,3 quotidiani (1-2 bicchieri al dì) e 15,3 milioni non quotidiani. Tra i consumatori quotidiani primeggiano gli over65 ad oggi stimati in circa 5milioni; diversamente tra i consumatori salutari figurano in prima linea i più giovani (18-34 anni) in circa 3,7 milioni.

Alla luce di tali premesse, un'analisi su genere e stile di vita dei consumatori di prodotti enologici può risultare particolarmente utile per tracciare un profilo quanto più possibilmente vicino al “perfetto consumatore” medio-frequente di vino. Nell'ambito, pertanto, di un approccio metodologico multivariato, applicato sugli ultimi microdati “Multiscopo”, verrà valutato quanto alcune variabili esplicative, appositamente individuate per descrivere sette dimensioni tematiche - demografica (soprattutto sesso ed età), economica, geografica, salutistica, alimentare, sociale ed abitativa - risultino, più o meno significativamente, relazionate al consumo di vino. Il quadro informativo che emergerà potrà rendere possibile la costruzione di una mappa di segmentazione del mercato, sulla quale collocare correttamente gli spunti raccolti sugli argomenti e sui risultati emersi dall'analisi multivariata svolta. Ciò consentirà, in chiave economica, di ragionare su possibili strategie di marketing che gli operatori del settore potrebbero adottare per rendere più attrattivo sul mercato il prodotto vinicolo di qualità al target di consumatori individuato el nostro lavoro di indagine. In tal senso, l'individuazione del punto di vista del consumatore è di importanza primaria per i sistemi produttivi così come per il successo dei futuri

mercati. I principi universali del marketing, quali segmentazione di mercato, differenziazione di prodotto e gestione della distribuzione sono, infatti, legati al comportamento del consumatore ed agli obiettivi di marketing.

2. La letteratura scientifica di riferimento

Ad oggi in tema di ricerca scientifica esistono certamente studi sul consumo di vino in generale e sugli effetti in termini di salute, ma mancherebbe una letteratura adeguatamente nutrita sul consumo di vino che analizzi nello specifico la relazione tra consumo e stile di vita secondo un'analisi di genere. Alcuni importanti contributi scientifici evidenziano gli effetti positivi o negativi che alcune specifiche determinanti hanno sulla "frequenza al consumo" (Rossheim et al., 2018; de Oliveira et al., 2018, Zúñiga-López. et al., 2017; Giglio et al., 2017), sottolineando di sovente il ruolo essenziale rivestito dalle informazioni sulla salute, che risulterebbero efficaci nell'influenzare i consumi enologici: questi, infatti, aumenterebbero con il rafforzarsi della convinzione che il vino possa far bene alla salute, soprattutto in soggetti in età avanzata, più deboli e, dunque, più esposti a contrarre malattie.

Il vino in ogni caso spacca e vince a man bassa su tutti i liquidi con gradazione alcolica. Il rosso, in particolare, con il suo alto contenuto di "resveratrolo" è il nuovo idolo delle masse, soprattutto di quelle femminili, che ne esaltano l'effetto benefico che certe sostanze in esso contenute hanno sull'organismo.

Il vino è elemento che, se consumato e inquadrato nel contesto di una corretta alimentazione, ha tutte le indicazioni per concorrere a una vita sana. Sono questi i punti fermi di un documento di consenso elaborato da un gruppo di scienziati internazionali cui hanno partecipato i ricercatori dell'Irccs Neuromed e approvato di recente nella sede del Parlamento Europeo. Bere un buon bicchiere di vino in modo corretto, consapevole e moderato, non solo non danneggia la salute, ma rappresenta addirittura un vantaggio benefico, per chi decide di concederselo. Nel 1995 in Danimarca viene realizzato il "Copenhagen Heart Study" (Gronbaek et al., 1995), una ricerca durata 12 anni dai risultati sorprendenti. L'analisi prendeva in considerazione oltre 13.000 tra uomini e donne in età adulta, caratterizzati da uno stile di vita sano che comprendeva un moderato consumo giornaliero di vino, e dimostrava come il loro tasso di mortalità fosse marcatamente inferiore rispetto a soggetti astemi o consumatori di altri alcolici (superalcolici o birra). Tutto merito dei polifenoli, sostanze con spiccata azione antiossidante, che hanno la capacità di frenare la pericolosa azione dei radicali liberi e di limitare i danni a carico del sistema cardiovascolare. In particolare, essi evitano la formazione di placche arteriosclerotiche, appunto, nelle arterie e di conseguenza contribuiscono a diminuire il rischio di malattie coronariche e di infarto cardiaco.

Un altro studio, pubblicato sul Journal of the American College of Cardiology (O'Keefe et al., 2007), ha dimostrato che anche i soggetti già colpiti da ictus o infarto traggono beneficio dall'assunzione moderata di vino rosso durante il pasto. Gli effetti del vino, soprattutto di quello rosso, sono molteplici: agiscono

positivamente su colesterolo, trigliceridi e glicemia basale, inducono un aumento della sensibilità dei tessuti all'azione dell'insulina, hanno un'azione fibrinolitica e antitrombotica. È stato ipotizzato, inoltre, un ruolo protettivo del vino anche nei confronti del morbo di Alzheimer e di altre malattie degenerative del sistema nervoso. Anche in questo caso il merito andrebbe agli antiossidanti e in particolare al resveratrolo. Ma i benefici del vino non finiscono qua: l'assunzione moderata di vino sembrerebbe avere un effetto benefico sulle ossa, contrastando l'osteoporosi tanto negli uomini quanto nelle donne. Il vino rappresenterebbe, pertanto, un elisir di longevità, riuscendo a rallentare il processo di invecchiamento (Magrone, Jirillo, 2011).

3. Metodi e materiale di analisi

Nel nostro paese tra le tradizionali e più affidabili fonti statistiche in tema di consumo alimentare vi sono quelle di origine Istat, che da più di un ventennio (1993) realizza tra le altre un'indagine su "Aspetti della vita quotidiana". L'obiettivo di tale indagine è quello di fornire, usando definizioni e metodi armonizzati, dati comparabili, sia a livello trasversale sia longitudinale, per l'analisi degli stili di vita quotidiana, del benessere e della qualità della vita delle famiglie e degli individui, in termini strutturali, economici, salutistici, alimentari, geografici, abitativi, sociali, ecc. Si tratta di una ricerca scientifica che fa parte di un sistema integrato di indagini sociali, le "Multiscopo sulle famiglie", condotta con cadenza annuale, il cui core informativo essendo essenzialmente incentrato attorno a tematiche inerenti alle abitudini dell'individuo nel suo "fare" quotidiano, permette di comprendere come vivono gli individui in relazione ad una serie di variabili. Il dataset Multiscopo ha, dunque, permesso di osservare alcune variabili relative alla struttura demografica, economica, geografica, salutistica, alimentare, sociale ed abitativa dell'intervistato – di qui le sette dimensioni tematiche scelte – che secondo noi potessero contribuire, forse più di altre, a definire il quadro informativo di interesse. Già in un precedente lavoro (Bozzo et al., 2019) la costruzione di un *Logit Model* è sembrato l'approccio metodologico più semplice e immediato per analizzare la relazione esistente tra il consumo più o meno frequente di vino e aspetti riconducibili a una delle citate dimensioni tematiche. Stavolta si è pensato fosse interessante andare ad osservare - attraverso un *Bivariate Probit Model* – differenti o analoghe dinamiche e comportamenti tra consumatori e consumatrici frequenti di vino.

3.1. I risultati di un'analisi statistica descrittiva

Il campione effettivo di riferimento è costituito da 18.508 famiglie per un totale di 43.404 individui. Le 44 variabili elencate nell'analisi descrittiva (Tabella 1) si riferiscono alle 7 dimensioni tematiche individuate: demografica (variabili 1-3), economica (variabili 4-10), geografica (variabile 11), salutistica (variabili 12-20),

alimentare (variabili 21-37), sociale (variabili 38-41), abitativa (variabili 42-44). Premesso questo, il campione di riferimento risulta costituito da soggetti maschi per il 48%, con un'età maggiore ai 45 anni per il 52% e con una dimensione media del nucleo familiare di 3 componenti. Quanto alla posizione professionale tra le percentuali maggiori figurano quelle del dirigente/impiegato (e affini), nonché quelle dell'operaio (e assimilati), con rispettivamente il 28% ed il 27%. Tra le attività economiche dichiarate secondo il codice ATECO, primeggia l'industria - escluso il settore delle costruzioni - con il 16,15%. Con riferimento agli ultimi 12 mesi e tenendo presente delle esigenze di tutti i componenti familiari, gli intervistati per il 57% considerano adeguate le risorse economiche complessive della famiglia. Osservando, poi, il contesto geografico di residenza dei rispondenti, il Centro-Nord è capolista, seguono a distanza il Sud e le Isole. Sono, inoltre, individui che nel tempo libero praticano poca attività sportiva: solo il 23% circa, infatti, fa uno o più sport in modo costante e continuativo, ciononostante sono soggetti normopeso per più del 50%, generalmente in buona salute, avendo dichiarato solo per il 20% circa di essere affetti da ipertensione arteriosa. Le stesse abitudini alimentari rivelano una tendenza al "mangiar sano": il 79% consuma, almeno una volta al giorno, pasta, riso e pane; il 79% consuma, almeno una volta al giorno frutta e verdura; il 54% consuma latte almeno una volta al giorno; l'85% utilizza olio d'oliva; irrilevanti le percentuali di coloro che hanno dichiarato di consumare almeno una volta al giorno carne rossa, salumi, formaggi e legumi; maggiori le percentuali di chi beve vino (19%), con una frequenza pari ad almeno 1-2 bicchieri al giorno, rispetto a quelle di chi diversamente consuma 1-2 bicchieri al giorno di birra (4%). Inoltre, il 68% sceglie come pasto principale il pranzo ed il 74% lo consuma prevalentemente a casa. Trattasi di individui con una vita sociale mediamente attiva (il 60% ha frequentato almeno 7 volte all'anno teatri, musei, cinema, ecc.), di cui il 17% rivelerebbe tempo libero sufficientemente tale da concedersi la lettura di quotidiani almeno 5-6 giorni alla settimana. Infine, il campione vive in abitazioni comode, composte mediamente di 4 stanze, con balcone e/o terrazzo (Tabella 1).

Tabella 1 – *Analisi descrittiva del campione. Anno 2016 (continua).*

Variabile (rif.)	Min.	Max.	Media	Mediana	Dev. std.
1.NCOMP (<i>Nr componenti familiari</i>)	1	12	3,03	3	1,33
2.ETAM (<i>1=Età > 45 anni</i>)	0	1	0,52	1	0,50
3.SESSO (<i>1=Sesso maschile</i>)	0	1	0,48	0	0,50
4.POSIZM (<i>1=Dirigente/impiegato</i>)	0	1	0,28	0	0,45
5.POSIZM (<i>1=Operaio</i>)	0	1	0,27	0	0,44
6.CONDM (<i>1 = Studente</i>)	0	1	0,07	0	0,26
7.ATECOM (<i>1=Impiegato in agricoltura</i>)	0	1	0,06	0	0,23
8.ATECOM (<i>1=Impiegato in industria</i>)	0	1	0,11	0	0,31
9.ATECOM (<i>1=Impiegato in servizi</i>)	0	1	0,46	0	0,50
10.RISEC (<i>1=Risorse ec. ultimi 12 mesi</i>)	0	1	0,57	1	0,50
11.RIPMF (<i>1=Nord-ovest; 2=Nord-Est; 3=Centro; 4= Sud e Isole</i>)	1	4	2,87	3	1,34
12.SPOCON (<i>1= Sport con continuità</i>)	0	1	0,23	0	0,42
13. BMI (<i>1=Sottopeso; 2=Normopeso; 3=Sovrappeso; 4=Obeso</i>)	1	4	2,53	2	0,72

Tabella 1 – Analisi descrittiva del campione. Anno 2016 (segue).

Variabile (rif.)	Min.	Max.	Media	Mediana	Dev. std.
14.DIAB (1=Affetto da diabete)	0	1	0,06	0	0,24
15.IPAR (1=Affetto da ipertensione arteriosa)	0	1	0,19	0	0,39
16.INFAR (1=Affetto da infarto)	0	1	0,02	0	0,13
17.TUMOR (1=Affetto da tumore)	0	1	0,02	0	0,14
18.FEGATO (1=Affetto da problemi fegato o vie biliari)	0	1	0,02	0	0,14
19.CIRRO (1=Affetto da cirrosi epatica)	0	1	0,00	0	0,06
20.ULCER (1=Affetto da ul. gastrica e duod.)	0	1	0,03	0	0,16
21.PASTO (1=Pasto principale prima colazione)	0	1	0,08	0	0,28
22.PASTO (1=Pasto principale pranzo)	0	1	0,68	1	0,47
23.LPRAN (1=Pranzo a casa in gg non festivi)	0	1	0,74	1	0,44
24.LPRAN (1=Pranzo c/o ristoranti/trattorie in gg non festivi)	0	1	0,03	0	0,16
25.PANPAS (1=Consuma pane/pasta almeno 1 volta al dì)	0	1	0,79	1	0,41
26.SALUMI (1=Consuma salumi almeno 1 volta al dì)	0	1	0,09	0	0,29
27.CARNI ROSSE (1=Consuma carni rosse almeno 1 volta al dì)	0	1	0,06	0	0,24
28.LATTE (1=Consuma latte almeno 1 volta al dì)	0	1	0,54	1	0,50
29.FORM (1=Consuma formaggi almeno 1 volta al dì)	0	1	0,21	0	0,41
30.PESCE (1=Consuma pesce almeno 1 volta al dì)	0	1	0,03	0	0,18
31.FRUTTVERD (1=Consuma frutta e verdura almeno 1 volta al dì)	0	1	0,79	1	0,40
32.LEGUMI (1=Consuma legumi almeno 1 volta al dì)	0	1	0,03	0	0,17
33.DOLCI (1=Consuma dolci almeno 1 volta al dì)	0	1	0,14	0	0,34
34.FGRAS (1=Consuma olio di oliva)	0	1	0,85	1	0,36
35.VINO (1=Beve almeno 1-2 bicchieri di vino al dì)	0	1	0,19	0	0,39
36.BIRRA (1=Beve almeno 1-2 bicchieri di birra al dì)	0	1	0,04	0	0,19
37.BFPAS (1=Beve tutti i gg vino o alcolici fuori dai pasti)	0	1	0,00	0	0,06
38.VITAMOND (1=Frequento almeno 7 volte all'anno teatri, musei, cinema, ecc.)	0	1	0,60	1	0,49
39.LQUOT (1=Legge quotidiani almeno 5-6 gg alla settimana)	0	1	0,17	0	0,37
40.PARENT (1=Ha altri parenti su cui poter contare: oltre a genitori, figli, fratelli e sorelle, nonni e nipoti)	0	1	0,51	1	0,50
41.AMICI2 (1=Ha amici su cui poter contare)	0	1	0,61	1	0,49
42.STANZEM (Nr stanze di cui si compone l'abitazione)	1	10	4,63	4	1,56
43.TERRAZ (1=L'abitazione dispone di terrazzo/balcone)	0	1	0,81	1	0,39
44.GARDEN (1=L'abitazione dispone di giardino privato)	0	1	0,41	0	0,49

Fonte: elaborazione propria su dati Istat, 2018 (Aspetti della vita quotidiana: file per la ricerca. Periodo di riferimento: anno 2016.).

Se si considera ora solo una parte degli individui, quelli in età 11 anni e oltre, e si pone a confronto il consumo di vino con quello di birra (Tabella 2 e Figura 1) si evince un livello maggiore del primo sul secondo, nell'anno (Vino: 54,1%; Birra: 50,4%) come pure nel consumo giornaliero (Vino: 18,2%; Birra: 4,8%). Tale scarto tra vino e birra tutto a favore del primo è, come si può notare, assai più marcato nel consumo giornaliero, piuttosto che nell'anno. Gli uomini bevono più vino rispetto alle donne nell'anno come giornalmente e tendenzialmente lo fanno entrambi con l'aumentare dell'età. E se fino ai 45-54 anni gli intervistati rivelano un consumo maggiore di birra e minore di vino, dai 55 anni in su è il vino ad essere rispetto alla birra la bevanda più scelta. In questo comportamento sostitutivo del vino sulla birra per il gentil sesso lo scarto a favore del primo è più significativo: il 47,0% di donne over55 consuma vino contro il 43,2% di over55 consumatrici di birra; mentre il

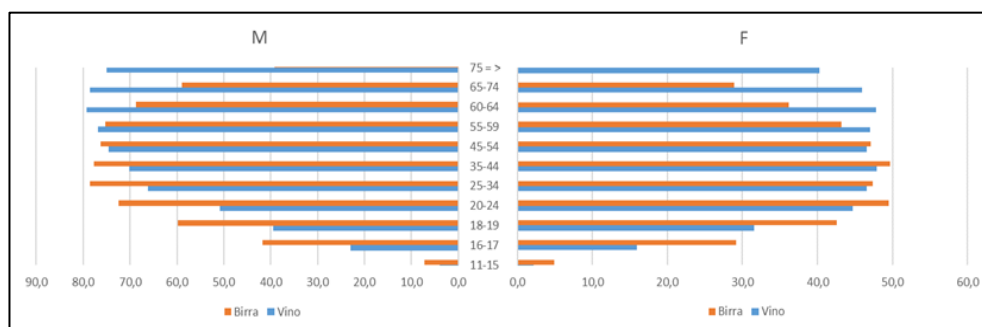
76,9% di uomini over55 consuma vino contro il 75,3% di over55 consumatori di birra.

Tabella 2 – *Persone di 11 anni e più che hanno consumato vino e birra nell'anno e giornalmente per sesso. Anno 2018 (per 100 persone di 11 anni e più dello stesso sesso).*

Tipo di Bevanda	Maschi		Femmine		Maschi e femmine	
	Nell'anno	di cui tutti i giorni	Nell'anno	di cui tutti i giorni	Nell'anno	di cui tutti i giorni
Vino	66,4	27,0	42,6	9,9	54,1	18,2
Birra	64,9	8,1	36,9	1,7	50,4	4,8
Aperitivi, amari, superalcolici	58,3	1,2	34,3	0,3	45,9	0,7
Totale	78,9	32,4	55,4	10,9	66,8	20,6

Fonte: rif. Tabella 1.

Figura 1 – *Persone di 11 anni e più per consumo di vino e birra, sesso e classe d'età. Anno 2018 (per 100 persone di 11 anni e più dello stesso sesso e classe d'età).*



Fonte: rif. Tabella 1.

3.2. I risultati di un approccio statistico multivariato

L'ultimo dataset Multiscopo disponibile è risultato contenitore di circa 700 variabili, tra le quali è stata creata una variabile dipendente di tipo dicotomico inerente al consumo più o meno frequente di vino¹. Quindi è stato applicato un *Logit Model*, nell'ambito del quale sono risultate correlate alla variabile dipendente considerata 28 variabili, ciascuna delle quali collocabili in una delle 7 specifiche dimensioni tematiche inizialmente pensate come le più esplicative del fenomeno osservato.

Più nello specifico, gli aspetti demografici-strutturali della popolazione campionaria di riferimento hanno senz'altro permesso di individuare tra i consumatori più frequenti di vino uomini che sono in età più adulta/avanzata,

¹ La variabile inerente al consumo di vino è strutturata nel dataset in 6 modalità: 1. Non ne consuma; 2. Solo stagionalmente; 3. Più raramente; 4. 1-2 bicchieri al giorno; 5. Da ½ lt a 1 lt al di; 6. Oltre 1 lt al giorno. Tale variabile assunta come dipendente l'abbiamo resa dicotomica (No/Si), unendo le prime tre modalità in "Meno di 1 – 2 bicchieri al giorno" (No) e le ultime 3 in "Almeno 1 – 2 bicchieri al giorno" (Si).

presumibilmente non più con figli a carico e, dunque, con una composizione familiare più ristretta. Gli aspetti economici, analizzati in termini di settore ATECO nell'ambito della quale si svolge attività lavorativa e valutazione sullo stato delle risorse economiche complessive del nucleo familiare, rivelano maggiori consumi di vino tra coloro i quali hanno dichiarato di svolgere attività che va più verso il primario/secondario piuttosto che verso il terziario e, dunque, più nel settore dell'agricoltura e/o dell'industria che in quello dei servizi. Sono individui che più ritengono adeguate e/o ottime le risorse economiche complessive del proprio nucleo familiare più riferiscono un maggiore consumo di vino. Quanto all'area geografica di residenza la tendenza al consumo di prodotti vinicoli aumenta tra coloro che risiedono nel Nord e Centro Italia, diminuendo tra quelli del Sud e Isole. Con riferimento al contesto "Salute", analizzato anche in termini di malattie croniche contratte dall'intervistato è tale per cui: più si è in buona salute e si presta attenzione al proprio peso corporeo (in termini di BMI) più frequentemente si beve vino. Circa le abitudini alimentari si rileva una correlazione negativa tra il consumo frequente di vino e la scelta del pranzo come pasto più importante della giornata: la cena, dunque, quando intesa come pasto principale pare si sposi meglio con il consumo di vino e quando si sceglie di consumare comunque vino durante il pranzo lo si fa prevalentemente a casa. Inoltre, a incidere sul consumo più frequente di vino vi è anche una quantità maggiore di consumo di birra, una frequenza più significativa nel consumo di carni/salumi, legumi, frutta e verdura, olio di oliva per cottura/condimento; diversamente, influirebbero negativamente sul maggior utilizzo di vino un consumo più frequente di dolci. Trattasi, inoltre, di un consumatore che beve vino o alcolici anche fuori dai pasti e che essendo in fascia di età più matura ha più tempo libero o più interesse a leggere quotidiani. Infine, dall'osservazione sull'aspetto abitativo è emerso che coloro i quali hanno dichiarato di possedere un'abitazione più grande dotata tra l'altro di garden privato fanno un uso più frequente di vino. Ciò induce a ritenere che, in presenza di spazi più ampi nelle abitazioni, i consumatori rivelino una tendenza ad un uso più frequente di vino, che si concilia bene con pasti, più o meno conviviali, consumati anche in giardino.

Dopo aver brevemente ripreso e descritto i risultati del *Logit Mode*, si è pensato fosse interessante andare ad osservare quanto il consumo frequente di vino ed il genere fossero relazionati alle variabili di riferimento. Quindi è stato costruito un *Bivariate Probit Model*, nell'ambito del quale sono risultate correlate – positivamente o negativamente, in maniera più o meno significativa – alla variabile sul consumo frequente di vino ed a quella sul sesso (rif. maschio) 42 variabili, ciascuna delle quali riconducibile a una delle 7 specifiche tematiche su considerate (Tabella 3). Tra le poco più di quaranta variabili commentiamone solo alcune, tra le più indicative ed esplicative. Lì dove l'essere uomo comporta un consumo più sostenuto di vino questo risulta correlato:

- 1) negativamente al n° di componenti all'interno del nucleo familiare, pertanto la tendenza a bere frequentemente vino per l'uomo è un'abitudine più da single o di coppia che di famiglia, in quanto più aumenta il numero di componenti minore è la frequenza con la quale l'uomo consuma vino;

- 2) positivamente alla condizione lavorativa di dirigente impiegato e di operaio, ma negativamente alla condizione di inoccupato (studente), in conseguenza di una maggiore, nel caso di occupati, o minore, nel caso di inoccupati, disponibilità economica;
- 3) negativamente all'area di residenza, così che la tendenza al consumo maggiore di prodotti vinicoli aumenta tra gli uomini che risiedono nel Nord e Centro Italia, diminuendo tra quelli del Sud e Isole;
- 4) positivamente all'abitudine alimentare di pranzare c/o ristoranti/trattorie in gg non festivi;
- 5) positivamente al consumo di alimenti come pasta e pane, carne, salumi, etc., nonché al consumo alto di birra ed a quello di alcolici fuori dai pasti;
- 6) positivamente rispetto al possedere malattie cardiopatiche e negativamente riguardo al possedere cirrosi epatica.

Diversamente, lì dove è la donna a consumare più vino rispetto all'uomo tale consumo risulta correlato:

1. negativamente alla presenza di altri parenti su cui poter contare (oltre a genitori, figli, fratelli e sorelle, nonni e nipoti);
2. negativamente alla scelta del pranzo – oltre che della colazione – come pasto più importante della giornata, sicché la cena quando intesa come pasto principale si sposa probabilmente meglio con un maggior consumo femminile di vino e quando la donna sceglie di consumare comunque vino durante il pranzo lo fa più a casa che fuori dalle mura domestiche.
- 7) positivamente al consumo di alimenti come formaggi e frutta/verdura, negativamente al consumo di dolci;
- 8) positivamente al possedere malattie di ipertensione arteriosa;
- 9) positivamente ad uno stile di vita mondano.

Tabella 3 - Bivariate Probit Model su genere (rif. Maschio) e consumo alto di vino in Italia (continua).

Variabile	Consumo frequente di vino			Maschio		
	Coeff.	Err. Std.		Coeff.	Err. Std.	
1. NCOMP	-0,051	0,007	***	0,062	0,006	***
2. NCOMP (Dir. Impieg.)	0,087	0,024	***	0,239	0,022	***
3. NCOMP (Operaio)	0,098	0,022	***	0,338	0,021	***
4. NCOMP (Studente)	-0,772	0,062	***	0,114	0,036	***
5. ATECOM (Agricoltura)	0,257	0,034	***	0,166	0,033	***
6. ATECOM (Industria)	0,191	0,030	***	0,345	0,030	***
7. ATECOM (Servizi)	0,014	0,024		-0,130	0,023	***
8. RIPMF	-0,036	0,007	***	0,052	0,006	***
9. SPOCON	-0,028	0,022		0,370	0,020	***
10. PARENT	-0,055	0,017	***	-0,081	0,016	***
11. AMICI2	0,008	0,019		-0,028	0,018	
12. NOAMB	0,172	0,025	***	0,191	0,024	***
13. BMI	0,140	0,012	***	0,347	0,011	***
14. PASTO (Colazione)	-0,312	0,036	***	-0,387	0,031	***

Tabella 3 - Bivariate Probit Model su genere (rif. Maschio) e consumo alto di vino in Italia (segue).

Variabile	Consumo frequente di vino			Maschio		
	Coeff.	Err. Std.		Coeff.	Err. Std.	
15. PASTO (Pranzo)	-0,060	0,021	***	-0,118	0,019	***
16. LPRAN (Pranzo a casa)	0,097	0,022	***	-0,276	0,020	***
17. LPRAN (Pranzo c/o ristoranti/trattorie)	0,140	0,047	***	0,613	0,050	***
18. PANPAS	0,232	0,022	***	0,335	0,019	***
19. SALUMI	0,112	0,029	***	0,229	0,028	***
20. CARNIROSSE	0,078	0,036	**	0,070	0,034	**
21. LATTE	-0,064	0,017	***	-0,197	0,015	***
22. FORM	0,002	0,021		-0,001	0,019	
23. PESCE	0,059	0,045		0,059	0,042	
24. FRUTTVERD	0,156	0,023	***	-0,278	0,020	***
25. LEGUMI	-0,029	0,049		-0,042	0,045	
26. DOLCI	-0,089	0,026	***	-0,027	0,023	
27. FGRAS (olio d'oliva)	0,090	0,025	***	0,002	0,023	
28. BIRRA (uso frequente)	0,938	0,034	***	0,938	0,042	***
29. BFPAS	1,585	0,143	***	1,025	0,168	***
30. DIAB	-0,024	0,033		0,068	0,031	**
31. IPAR	0,218	0,020	***	-0,025	0,020	
32. INFAR	0,170	0,054	***	0,594	0,055	***
33. TUMOR	0,036	0,052		-0,088	0,050	*
34. FEGATO	-0,023	0,053		-0,306	0,051	***
35. CIRRO	-0,453	0,151	***	0,185	0,130	
36. ULCER	0,055	0,046		0,041	0,044	
37. VITAMONDANA	0,039	0,018	**	-0,158	0,016	***
38. LQUOT	0,204	0,020	***	0,390	0,019	***
39. STANZEM	0,026	0,006	***	-0,008	0,005	
40. TERRAZ	0,037	0,021	*	0,003	0,019	
41. GARDEN	0,070	0,017	***	-0,013	0,016	
42. RISEC	0,073	0,017	***	0,010	0,016	
<i>cons</i>	-1,761	0,064	***	-1,120	0,058	***
<i>athrho</i>	0,434	0,011	***			
<i>rho</i>	0,409	0,009				
<i>Oss.</i>	32,777					

***: sign. 1%; **: sign. 5%; *: sign. 10%.

Fonte: rif. Tabella 1.

In sintesi, ciò che emerge dal modello concerne una differenza di genere tale per cui la tendenza verso un consumo maggiore di vino è più forte negli uomini quando questi soli o con una compagna pranzano fuori casa o hanno abitudini a bere alcolici anche fuori pasto. Inoltre, essi riconoscono un effetto positivo del vino anche in presenza di patologie cardiopatiche, forse spinti dalla consapevolezza, ormai largamente diffusa e nota, che il vino faccia bene al cuore. Riguardo alla compagine femminile la propensione verso un consumo più sostenuto di vino è più forte in corrispondenza di variabili relative al pasto e dunque le donne bevono di

più a cena e lo fanno più a casa che in ristoranti/trattorie, etc. In ogni caso anche uno stile di vita mondano influenza positivamente un maggiore consumo femminile di vino.

Stupisce, infine, la correlazione negativa tra il consumo di dolci ed un alto consumo femminile di vino e ciò in quanto le donne si sono sempre dichiarate grandi sostenitrici delle bollicine che generalmente si sposano bene soprattutto con i dolci.

4. Note conclusive

L'approccio analitico proposto in tale lavoro ha permesso di disegnare il profilo dei consumatori italiani di vino, con particolare riguardo alla differenza di genere. Il quadro informativo emerso fornisce indubbiamente utili spunti in chiave economica-commerciale, in quanto consente di pensare a possibili strategie di marketing che possano attrarre un maggior numero di acquirenti/consumatori di vino. Ciò detto, uno dei potenziali piani strategici commerciali pensati apposta per il target di consumatori di riferimento dovrebbe puntare alla valorizzazione degli aspetti nutraceutici del vino, nonché alla qualità tanto cara specie alle donne: le stesse etichette dei prodotti ittici confezionati dovrebbero riuscire a valorizzare maggiormente, con semplicità e immediatezza, gli aspetti salutistici, quelli sulla provenienza, sulla tempistica, sulla qualità, etc. Degli effetti di una corretta comunicazione e dei marketers, circa quei fattori della salute fortemente relazionati al consumo di vino, ne trarrebbero poi beneficio non solo i commercianti ma anche i nutrizionisti che intendono promuovere una dieta mediterranea e, dunque, un'alimentazione ed uno stile di vita più salubre.

Riferimenti bibliografici

- BLOG. I numeri del vino. 2018. Il consumo di vino e bevande alcoliche in Italia – Aggiornamento ISTAT, <http://www.inumeridelvino.it>.
- BOZZO F., SARDARO R., FUCILLI V., GIRONI S. 2019. Il vino e gli italiani: un'analisi su consumi e stili di vita. Rieds n.1.
- DE OLIVEIRA M.R., CHENET A.L., DUARTE A.R., SCAINI G., QUEVEDO J. 2018. Molecular Mechanisms Underlying the Anti-depressant Effects of Resveratrol: a Review, *Molecular Neurobiology*, Vol. 55(6), pp. 4543-4559.
- GIGLIO R.V., PATTI A.M., CICERO A.F.G., LIPPI G., RIZZO M., TOTH P.P., BANACH M. 2018. Polyphenols: Potential use in the prevention and treatment of cardiovascular diseases, *Current Pharmaceutical Design*, Vol. 24(2), pp. 239-258.
- GRONBAEK M., DEIS A., SORENSEN T.I.A., BECKER U., SCHNOHR P., JENSEN G. 1995. Mortality associated with moderate intakes of wine, beer, or spirits, *Bmj*, Vol. 310(6988), pp. 1165-1169.
- ISTAT. 2018. Aspetti della vita quotidiana: file per la ricerca. Periodo di riferimento: anno 2016.

- ISTAT. 2019. Rapporto Annuale 2019. La situazione del Paese.
- O'KEEFE J.H., BYBEE K.A., LAVIE C.J. 2007. Alcohol and Cardiovascular Health. The Razor-Sharp Double-Edged Sword, *Journal of the American College*, Vol. 50(11).
- MAGRONE T., JIRILLO E. 2011. Potential application of dietary polyphenols from red wine to attaining healthy ageing, *Current Topics in Medicinal Chemistry*, Vol.11(14), pp. 1780-1796.
- ROSSHEIM M.E., THOMBS D.L., TREFFERS R. D. 2018. High-alcohol-content flavored alcoholic beverages (supersized alcopops) should be reclassified to reduce public health hazard, should be reclassified to reduce public health hazard, *American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, Vol. 44(4), pp. 413-417.
- ZÚÑIGA-LÓPEZ M.C., LAURIE V.F., BARRIGA-GONZÁLEZ G., FOLCH-CANO C., FUENTES J., AGOSIN E., OLEA-AZAR C. 2017. Chemical and biological properties of phenolics in wine: Analytical determinations and health benefits, *Current Organic Chemistry*, Vol. 21(4), pp. 357-367.

SUMMARY

The differences on the Consumption of wine: a gender analysis

A certain incentive to buy in a reasoned way is revealed against a generalized reduction in the agri-food expenditure of Italian households: less “junk” food, more healthy food. Wine, in the specific case, for its high nutraceutical content, is among healthy foods. The shares of those consuming wine tend to be, though timidly, growing. Thus, a study on the behavior of consumers of wine is particularly useful for tracing a profile as close as possible to the frequent “perfect consumer” of wine. Through a *Bivariate Probit Model* applied on “Multiscopo” microdata, it is evaluated how some explanatory variables, specifically identified to describe seven thematic dimensions (demographic, economic, geographical, health, food, social and housing), are more or less significantly related to high wine consumption and gender. The emerging information framework can make it possible to build a market segmentation map on which to correctly place the collected points on the arguments and outcomes emerging from the analysis carried out. This will allow you in economic-commercial terms to think about possible marketing strategies that industry operators may adopt to make the wine more attractive to the target consumer.

Francesco BOZZO, Dipartimento di Scienze Agro Ambientali e Territoriali -
Università degli Studi di Bari “A. Moro”, francesco.bozzo@uniba.it.

Vincenzo FUCILLI, Dipartimento di Scienze Agro Ambientali e Territoriali -
Università degli Studi di Bari “A. Moro”, vincenzo.fucilli@uniba.it.

Stefania GIRONE, Sinagri S.r.l. - Spin Off dell’Università degli Studi di Bari “A.
Moro”, stefaniagirone@hotmail.com.

Giacomo MARINGELLI, Sinagri S.r.l. - Spin Off dell’Università degli Studi di
Bari “A. Moro”, giacomomaringelli73@gmail.com.

Alessandro PETRONTINO, Sinagri S.r.l. - Spin Off dell’Università degli Studi di
Bari “A. Moro”, ale.petrontino@gmail.com.

HELPS RECEIVED BY FAMILIES WITH AT LEAST ONE PERSON WITH FUNCTIONAL LIMITATIONS

Eleonora Meli

1. Introduction

A system of relationships involves families. These relationships can be of different kinds and exist regardless of whether the household as a whole or individual members may have specific needs (Daatland *et al.* 2005, Evandrou *et al.* 2018).

Throughout the family life cycle, physiological and non-physiological events that mark the stages of family change may require external support. Events such as the birth of children, period of unemployment, the loss of autonomy due to aging can create a state of need for which the support network that surrounds families provides help. Some of these events are temporary and require a redefinition of roles within the family. Other events create a permanent state of need, such as aging and loss of autonomy.

If, therefore, families receive help as a matter of fact to be in a network, all the more so, this help comes when the state of need is real and not contingent.

Families with at least one member with functional limitations have objective needs. Daily activities carry difficulties that cannot always be solved within the family itself, and therefore require external support.

Depending on the welfare state available (Esping-Andersen 1999), the pattern of aid and the association between them, changes. If a large part of the assistance is, in any case, delegated to the family members, the availability of public facilities exhausts some of the specific needs (Motel-Klingebiel *et al.* 2005, Glaser *et al.* 2004).

Many theories (Parsons 1943, Cox *et al.* 1995, Litwak 1985) have explored the relationships between different forms of help provided to families.

1) Substitution: the public offer responds in the event that families are unable to cope their needs on their own.

2) Complementarity or supplementation: the different forms of aid work simultaneously and collaboratively.

3) Hierarchical compensation: there is an order between the types of aid, the stages start with informal aid from the support network, paid aid and then formal aid from the institutions.

Focusing on Italian context, this paper investigates the factors associated with the receipt of support in families with at least one person with functional limitations. Depending on the geographical area and the size of the municipality of residence, the availability of formal or informal aid changes. In this study will be analyzed how the different forms of support interact and which of the theories mentioned occurs. Thanks to available data substitution or complementarity theories were tested in the Italian context.

2. Data and methods

This study utilizes data from Italian survey “Families, social subjects and life cycle” carried out by Istat in 2016. It has involved nearby 25 thousand people aged 18 and over, asking different information about household’s composition, kinship, fecundity, support network, union formation and dissolution and work life cycle.

Data are representative for geographical areas and municipality dimensions.

For our purpose data regarding functional limitation, family composition and support network have been utilized.

Data were explored to represent the issue of care given to families, considering all families and those with at least one component with functional limitations (severe or not). Considering three type of helps: informal, formal and paid.

- Informal helps are these provided to families by non-cohabiting persons for free, could be material (domestic chores, assistance, bureaucratic issues, etc.), economic (money) or immaterial helps (company);
- Formal helps are these provided by municipality, cooperatives, local health authorities and public or private institutions, could be health related, non-health related or economic helps;
- Paid helps are these provided by someone who assists medically or not the person with functional limitations, the remuneration for assistance is paid by the family.

Descriptive analysis show how these help are distributed in the population and which characteristics influence distribution. To point how different characteristics play a role, further analysis were carried out to show which are the factors that influence the three different type of help (informal, formal and paid), and how they influence each other. To show the relation between the three form of help different

logistic models were carried out, firstly one for each type of help and then a multinomial model to highlight how different type of helps coexists.

3. Families with at least one person with functional limitation and helps received

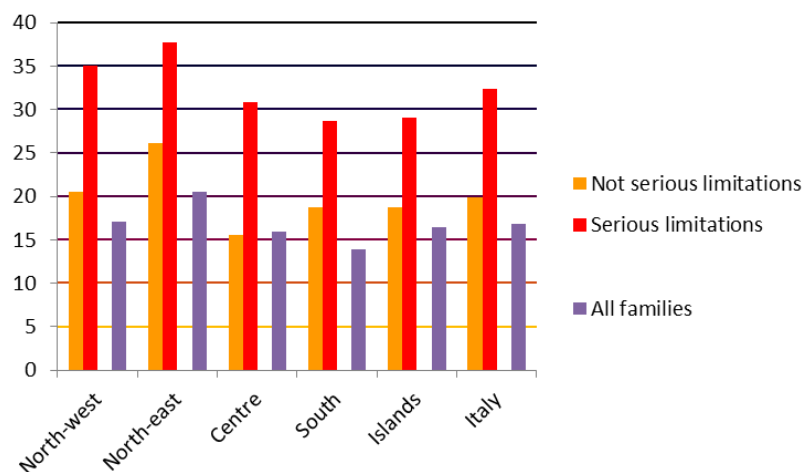
Data from “Families, social subjects and life cycle” provides an estimation of families with at least one person with all severity of functional limitations, that in Italy in 2016 are over 5,5 million, more than one fifth of all families. These with at least one person with severe limitations are about 2 million, less than one out of ten families.

3.1. Informal helps

Firstly the analysis focuses on informal helps. In general 16,8% of families receive a form of informal care, gathering an average of 1,9 helps. This share quite double for families with at least one person with serious limitations (32,5%), and the average number of helps received is 2,7. Studying this form of care, territorial differences emerge: the largest share of helped families lives in the north of the country and even in presence of serious limitations north-south divergence persist. In the North-East 37,7% of families with at least one person with serious limitations receive a form of caregiving, while in the South these are 28,7%. An explanation can be found in the hypothesis that caregiving is connected with socio-economic characteristics (economic resources, employment status, etc.) that are most lacking in the South of the country (van Groenou et al. 2006).

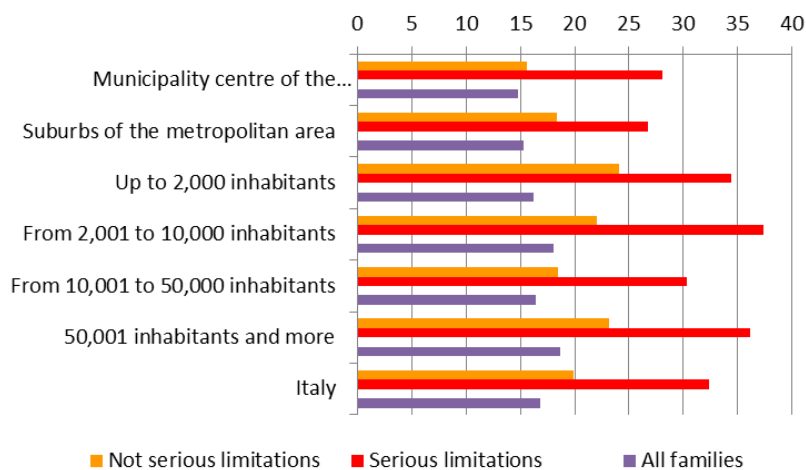
Other territorial dimension analyzed is the Municipality dimension, this could be an aspect that affects people’s relationship and the network strength. Families with at least one person with severe limitations living in metropolitan areas are less helped than others, moreover in small municipalities the strength of social ties is more evident especially looking to the aid offered to families in need.

Graph 1 – Families who received an informal help and presence of persons with functional limitations per geographical area - Year 2016



Source: Survey Family, social subjects and life cycle.

Graph 2 – Families who received an informal help and presence of persons with functional limitations per municipality dimension - Year 2016.



Source: Survey Family, social subjects and life cycle.

The proportion of families receiving support increases as the severity of limitations increases, moreover the ranking of helps' type changes. Families receive support in response of specific needs. Main differences can be observed in Adult assistance, Company, Domestic chores, Paperwork and Sanitary helps, families who receive these type of helps are meaningful higher among families with at least one person with severe limitations.

Table 1 – Families who received an informal help and presence of persons with functional limitations per municipality dimension - Year 2016.

	Families who received helps	Type of help									
		Economic	Sanitary	Adult assistance	Children assistance	Domestic chores	Company, hospitality	Doing paperwork	Extra-domestic work	Study	Food, clothes, other
Serious limitations	32,4	12,8	38,1	52,0	4,4	45,0	48,6	41,2	16,4	0,9	9,9
Not serious limitations	19,9	16,4	23,5	20,8	4,0	44,0	39,2	40,6	13,8	1,6	5,9
All Families	16,8	21,3	17,6	15,9	23,3	33,2	25,5	23,9	10,5	3,2	12,1

Source: Survey Family, social subjects and life cycle.

Family characteristics such as the family size influence the support received, in terms of quantity of families helped and in the type of help provided. The need to be helped by people outside the household is considerably reduced when the person with severe limitations does not live alone. In the case that the person with severe limitations lives alone over 40% of them receive a form of support, while in the case of cohabitation with others this share reduces to 28,3%.

Issues that can be handled in family does not need external support, such as Domestic chores, Company or Adult assistance, while specialized helps remain a domain that requires support regardless to the family size, such as sanitary helps.

Table 2 – Families who received an informal help and presence of persons with functional limitations per municipality dimension - Year 2016.

	Families who received helps	Type of help										
		Economic	Sanitary	Adult assistance	Children assistance	Domestic chores	Company, hospitality	Doing paperwork	Extra-domestic work	Study	Food, clothes, other	
Serious limitations												
Family size	1	41,1	14,3	40,7	65,7	-	64,7	62,8	60,5	27,2	-	9,3
	2 or more	28,3	11,8	36,3	42,7	7,4	31,4	38,8	27,9	9,0	1,6	10,3
	All	32,4	12,8	38,1	52,0	4,4	45,0	48,6	41,2	16,4	0,9	9,9
Not serious limitations												
Family size	1	26,5	11,7	24,5	29,0	-	52,8	50,0	53,2	16,6	1,1	4,1
	2 or more	15,3	22,2	22,4	10,7	8,9	33,2	25,9	25,1	10,4	2,4	8,0
	All	19,9	16,4	23,5	20,8	4,0	44,0	39,2	40,6	13,8	1,6	5,9
All Families												
Family size	1	18,8	22,2	22,2	24,8	-	45,9	39,9	40,6	15,8	1,2	12,6
	2 or more	15,9	20,8	15,2	11,4	35,2	26,7	18,3	15,4	7,8	4,2	11,8
	All	16,8	21,3	17,6	15,9	23,3	33,2	25,5	23,9	10,5	3,2	12,1

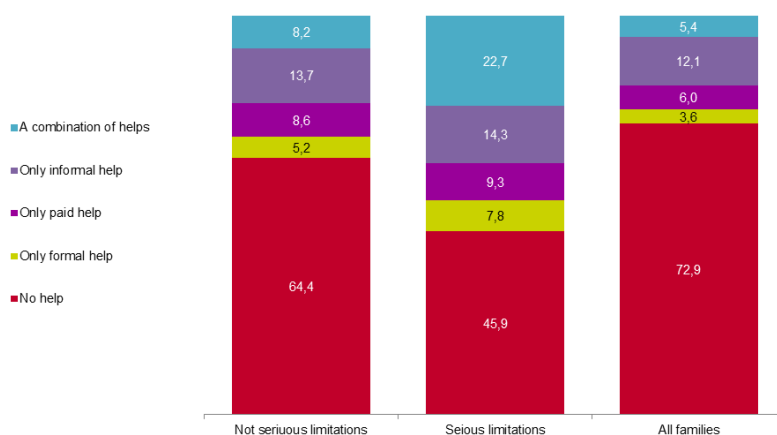
Source: Survey Family, social subjects and life cycle.

3.1 Formal and Paid helps

Informal help is the prevalent form of help for families, adding paid services we can conclude that families are responsible for the largest share of aid received. Considering all the types of help 54,1% of families with at least one person with functional limitations receive at least one type of help. Formal care reach one quarter of the families that have people in need, but as unique type of help it stops at less than 10%.

Combination of help is the most diffused strategy to deal with daily difficulties of people with some form of disabilities.

Graph 3 – Families who received help, origin of help and presence of persons with functional limitations - Year 2016.

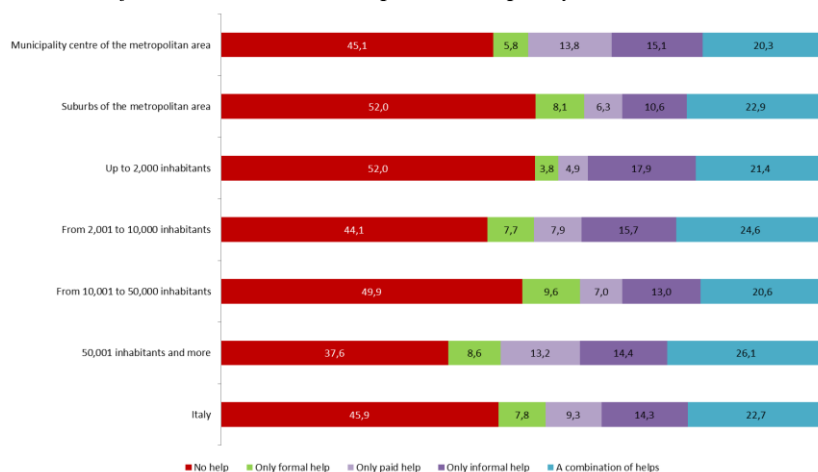


Source: Survey Family, social subjects and life cycle.

Territorial differences in the combination of helps received could be analyzed by municipality dimension of residence.

Informal help as unique help received is prevalent for families living in small municipalities, while largest municipalities provide more than others formal aid.

Graph 4 – Families who received help, origin of help and presence of persons with functional limitations per municipality dimension - Year 2016.



Source: Survey Family, social subjects and life cycle

4. Determinants for helps received

Analyzing the determinants for the three types of help considered emerges that complementarity is the strategy to deal with families' difficulties. There's no substitution effect but a different and specialized role for each of the type of help (Vlachantoni et al. 2015).

There is a strong and significant association between different providers of helps.

- Informal helps exist whenever families with at least one person with severe limitations have a strong network (at least two different networks active among: relatives, friends, neighbors, people who would borrow money). These helps are more likely to be given if families are made up of one person, are less likely in bigger municipalities and in metropolitan areas, and have a little effect due to insufficient economic resources.
- Formal helps are significantly associated with geographical residence: North and Centre with respect to South.
- Paid helps are more frequent if the person with serious limitations lives alone, if the family has a good judgment of own economic resources and lives in a metropolitan municipality.

Table 3 – Logistic regression on different origin of help - Year 2016.

Patterns of help received for families with at least one person with functional limitations												
	Informal helps				Formal helps				Paid helps			
	Odds Ratio	Lower 95% CI	Upper 95% CI	Significative level	Odds Ratio	Lower 95% CI	Upper 95% CI	Significative level	Odds Ratio	Lower 95% CI	Upper 95% CI	Significative level
Geographical area (ref="South")												
Centre	0.905	0.672	1.217	0.5082	1.567	1.136	2.162	0.0062	0.826	0.586	1.164	0.2745
North	1.008	0.799	1.271	0.9467	1.477	1.142	1.910	0.0029	0.956	0.736	1.244	0.7398
Municipality (ref="Up to 10.000 inhabitants")												
10.001 and more	0.757	0.592	0.969	0.0268	1.167	0.894	1.523	0.2574	1.038	0.777	1.388	0.7991
Metropolitan area	0.557	0.423	0.734	<.0001	0.772	0.569	1.048	0.0967	1.622	1.189	2.213	0.0022
Cohabiting persons (ref="Two or more persons")												
One person	1.872	1.496	2.343	<.0001	1.140	0.896	1.451	0.2847	2.901	2.285	3.683	<.0001
Economic resources (ref="Insufficient")												
Sufficient	0.741	0.601	0.914	0.0050	0.861	0.686	1.079	0.1935	1.514	1.191	1.926	0.0007
Paid help (ref="No")												
Yes	1.452	1.138	1.853	0.0027	2.305	1.800	2.952	<.0001	-	-	-	-
Formal help (ref="No")												
Yes	2.543	2.025	3.194	<.0001	-	-	-	-	2.293	1.788	2.941	<.0001
Informal help (ref="No")												
Yes	-	-	-	-	2.551	2.030	3.205	<.0001	1.453	1.137	1.857	0.0028
Support network (ref="Weak")												
Strong	1.880	1.495	2.364	<.0001	0.891	0.698	1.138	0.3566	0.803	0.624	1.035	0.0897

Notes: The reference category for the type of help is 'Yes'. Significance levels: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

5. Determinants of different patterns of help

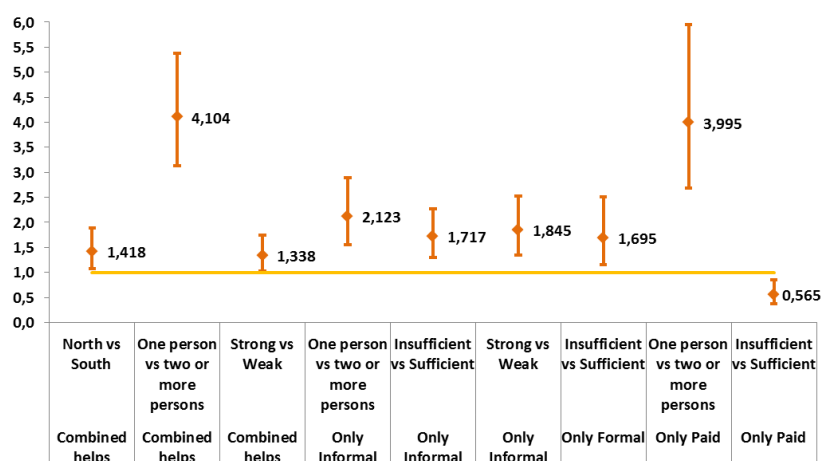
As already shown families can be supported by different type of help both exclusively or combined. Single logistic regressions have shown how single helps are positively associate with the presence of others. A multinomial logistic regression helps us to explain the effects on patterns of received helps by some predictors, on the probability to receive only a type of help or a combination.

Dependent variable is "Patterns of help": Only informal; Only formal; Only paid, Combination of helps and No helps.

Independent variables are: Geographical area; Demographic dimension of municipality; Network; Cohabiting persons; Opinion on own economic resources.

- Combined helps are more frequent if the person with functional limitations lives alone, in presence of strong network and in the North.
- Families with at least one person with functional limitations receive only informal helps if they have a strong support network, are formed only by a person and if family perceives insufficient economic resources.
- Only formal helps are more likely to be received by families with insufficient economic resources.
- Paid help as unique form of help are more likely to be received if families are composed by only one person and if family does not perceive its economic resources as insufficient.

Graph 4 – Multinomial logistic regression on patterns of helps received (Combined helps, Only informal, Only formal, Only paid)- Year 2016



Notes: The odds ratios were estimated by multinomial logistic regression. They indicate the association between pattern of helps and each variables' category. Values greater than one indicate a positive association, lower a negative one.

6. Conclusions

When there is at least one person with functional limitations in the family, it is the whole family that suffers the consequences. In case of necessity, the family play an active role, both by the members who live together, and through the support network composed of family members who do not cohabit, friends and neighbors.

As the results of the analysis carried out in this work show, the informal network, primarily with the cohabiting family members, and then also with the external support network, works to meet the specific needs of those who have needs related to the normal daily activities. Other forms of aid are in addition to informal aid and work towards complementarity, falsifying the hypothesis of substitution. The coexistence of different forms of help is the most frequent pattern of support and in any case the activation of the informal network is given for granted.

The key findings which have significant implication for care support for people with functional limitations are the complementarity of aids, the not-replaceable role of family in terms of cohabiting people, not-cohabiting family's members and the

possibility to pay for someone who gives help, the presence of a support network and sufficient economic resources.

The availability of a support network is linked to the municipality dimension, bigger municipalities and metropolitan areas suffer more than smaller municipalities of social isolation. Social ties are still strong in smaller towns, on the other hand formal helps does not reach these living contexts.

This work focuses on families which receive helps, describing how and which kind of helps. Counter part of these families which have achieved informal, formal or paid helps there are a significant quota of families which cope with everyday difficulties on their own.

References

- COX D., JAKUBSON G. 1995. The Connection between public transfers and private interfamily transfers, *Journal of public economics*, Vol. 57, pp. 129-167.
- DAATLAND S.O., LOWENSTEIN A. 2005. Intergenerational solidarity and the family-welfare state balance, *European Journal of Ageing*, Vol. 2(3), pp. 174-182.
- ESPING-ANDERSEN, G. 1999. *Social foundations of postindustrial economies*. Oxford: Oxford University Press.
- EVANDROU M., et al. 2018. Intergenerational flows of support between parents and adult children in Britain, *Ageing & Society*, Vol. 38(2), pp. 321-351.
- GANNON B., BÉRENGÈRE D. 2010. Use of formal and informal care services among older people in Ireland and France, *The European Journal of Health Economics*, Vol. 11(5), pp. 499-511.
- GLASER K., TOMASSINI C., GRUNDY E. 2004. Revisiting convergence and divergence: support for older people in Europe, *European Journal of Ageing*, Vol. 1(1), pp. 64-72.
- LITWAK, E. 1985. *Helping the elderly: the complementarity roles of informal networks and formal system*. New York: Guilford press.
- VAN GROENOU M. B., et al. 2006. Socio-economic status differences in older people's use of informal and formal help: a comparison of four European countries, *Ageing & Society*, Vol. 26(5), pp. 745-766.
- ISTAT. 2009. La disabilità in Italia.
- ISTAT. 2018. Rapporto annuale 2018. La situazione del Paese.
- LITWIN H., ATTIAS-DONFUT C. 2009. The inter-relationship between formal and informal care: a study in France and Israel, *Ageing & Society*, Vol. 29(1), pp. 71-91.
- MOTEL-KLINGEBIEL A., TESCH-ROEMER C., VON KONDRATOWITZ H. J. 2005. Welfare states do not crowd out the family: evidence for mixed responsibility from comparative analyses, *Ageing & Society*, Vol. 25(6), pp. 863-882.
- PARSONS, T. 1943. The kinship system of the contemporary United States. *American Anthropologist*, Vol. 45, pp. 22-38.
- VLACHANTONI A., et al. 2015. The determinants of receiving social care in later life in England, *Ageing & Society*, Vol. 35(2), pp.321-345.

SUMMARY

Helps received by families with at least one person with functional limitations

The mutually supportive relationships in which families are involved exist, regardless of a real need, it is the existence of the relationship itself that causes an exchange, material or immaterial. If this is true in general, where the need is real, as in the case of families where at least one person has limitations in carrying out daily activities, the support network is more active. Moreover, the network becomes more active when the limitations are more disabling. Nevertheless in Italy there are substantial differences in the helps received by families analyzing the territorial residence and the demographic dimensions of municipality.

From the data of the survey "Families, social subjects and life cycle" conducted by Istat in 2016, it is possible to analyze the network of support to families in which there is at least one person with limitations.

The analysis presented was carried out on informal (by non-cohabiting family members, friends and neighbors) and formal (by municipalities, affiliated cooperatives, local health authorities, public or private institutions or bodies) helps received by families with at least one person with limitations, analyzing both the type of helps received and the characteristics of the family who received help (family composition, municipality and geographical area of residence).

The main results show how as the needs of families grown, so the share of families receiving support increases considerably. The presence of other family members living together absorbs the greater burden of care. The presence of one type of help (formal / informal) does not exclude the other, on the contrary, in case of need, the support network is activated on more channels, creating an additive model. This model shows differences in the different national areas, in the North the share of helped families is larger than in other regions and if the limitation is serious this difference north-south is greater. Further differences at territorial level is found with respect to the demographic size of the municipalities of residence, in smaller municipalities (up to 2.000 inhabitants) informal helps are stronger and a larger share of families with disabled people received helps from non-cohabitant family members, friend or neighbors, this highlights how social ties are still strength in small urban environments.

INCERTEZZA ECONOMICA E FORMAZIONE DELL'UNIONE IN ITALIA: UN'ANALISI CAUSALE

Valentina Tocchioni, Carlotta Cangi, Daniele Vignoli

1. Introduzione

Negli ultimi anni, la relazione tra occupazione e dinamiche familiari è diventata un filone di ricerca sempre più rilevante, soprattutto in termini di *incertezza* occupazionale (Blossfeld & Hofmeister, 2006; Blossfeld, Mills, & Bernardi, 2006; Scherer, 2009). Nell'Europa contemporanea, l'*incertezza lavorativa*, e più in generale l'*incertezza economica*, influenza sia le scelte familiari sia le dinamiche demografiche, agendo come forza primaria nel rinvio della formazione dell'unione e della genitorialità (Kohler, Billari, & Ortega, 2002; Kreyenfeld, Andersson, & Pailhe, 2012; Philipov, 2002). L'*incertezza economica* riflette la possibilità che, durante il loro corso di vita, gli individui possano sperimentare condizioni avverse sul mercato del lavoro quali periodi di disoccupazione o con contratti di lavoro precario, durante i quali le prospettive occupazionali sono, appunto, incerte.

Diversi studi hanno dimostrato che queste forme di impiego "flessibile" portano a conseguenze negative per le prospettive occupazionali (Barbieri & Scherer, 2009), di salute (Pirani, 2017; Pirani & Salvini, 2015), o di vita privata (Scherer, 2009). In particolare, il nesso tra incertezza occupazionale e pratiche di formazione familiare è sfaccettato. Larga parte della letteratura è concorde nell'affermare che il matrimonio, un impegno intensivo di risorse e a lungo termine, tende ad essere posticipato qualora gli individui fronteggino periodi di incertezza nell'occupazione (Blossfeld & Hofmeister, 2006; Blossfeld, Klijzing, Mills, & Kurz, 2005; Blossfeld et al., 2006; Mills & Blossfeld, 2013). L'*incertezza occupazionale*, e in particolare quella maschile, che può tradursi in lavori di basso profilo, periodi di disoccupazione o occupazioni irregolari e temporanee, ostacola la formazione delle unioni e può quindi ritardare il matrimonio (Oppenheimer, 1988). Inoltre, la diffusione della precarietà lavorativa mette a repentaglio le risorse finanziarie di una coppia e può quindi costituire un ostacolo al matrimonio o semplicemente alla cerimonia nuziale (Livi Bacci, 2008). Tuttavia, la decisione di sposarsi può anche servire come strategia per ridurre l'*incertezza biografica* e le donne possono rispondere a prospettive di lavoro sfavorevoli scegliendo la "carriera alternativa" di

mogli (e madri) per strutturare un corso di vita altrimenti incerto (Friedman, Hechter, & Kanazawa, 1994).

Negli ultimi anni, la formazione dell'unione è stata conseguita non solo attraverso il matrimonio, ma anche attraverso la convivenza. Quindi, le riflessioni sul legame tra incertezza economica e formazione dell'unione devono essere estese guardando anche il ruolo della convivenza (Lappegård, Klüsener, & Vignoli, 2018). A tale riguardo, la convivenza può essere influenzata dall'incertezza occupazionale in modo diverso rispetto al matrimonio. In un contesto di crescente incertezza, la convivenza può essere, infatti, preferita al matrimonio alla luce della sua natura più incerta (Mills & Blossfeld, 2013). Anche l'incertezza del lavoro maschile sarebbe più tollerabile per la convivenza che per il matrimonio (Oppenheimer, 2003), sebbene questo effetto possa differire secondo il grado di diffusione e istituzionalizzazione della convivenza nei diversi paesi. Soprattutto nei modelli di società più tradizionali, il deterioramento delle prospettive occupazionali degli uomini, che provoca una crisi naturale del *male breadwinner model*, può spingere le coppie a ritardare o rinunciare al matrimonio in favore della convivenza (Oppenheimer, Kalmijn, & Lim, 1997). Il matrimonio non è necessariamente rifiutato, ma le persone potrebbero decidere di posticipare il matrimonio fino a quando le loro prospettive future saranno più chiare e gli uomini si sistemeranno nella loro carriera (Salvini & Vignoli, 2014).

1.1. Incertezza lavorativa e formazione della prima unione in Italia

Contrariamente alla letteratura americana decisamente più ampia sul tema, tra gli studi europei solo pochi si sono concentrati sulle conseguenze dell'occupazione all'ingresso sia nella convivenza che nel matrimonio (ad esempio Bukodi, 2012; Kalmijn, 2011; Vignoli, Tocchioni, & Salvini, 2016). Questo lavoro si propone di contribuire alla letteratura europea focalizzandosi sull'influenza della precarietà lavorativa nella formazione della prima unione in Italia. L'Italia rappresenta un caso di studio interessante a riguardo. In primo luogo, la diffusione di forme contrattuali flessibili e a termine è stata tra le più rapide in Europa negli ultimi decenni. Questi contratti offrono garanzie molto limitate per i lavoratori e sono offerti quasi esclusivamente ai giovani, la cui disoccupazione, tradizionalmente alta, non è diminuita significativamente nel frattempo (Barbieri, 2011). I giovani adulti in Italia tendono a rimanere in casa con i genitori, dove ricevono notevole solidarietà psicologica e materiale, finché non trovano un lavoro stabile e sicuro e sono, quindi, "pronti" a stabilire la propria famiglia. In secondo luogo, la convivenza quale forma di unione è tuttora meno diffusa in Italia rispetto a molti paesi europei (Guetto, Mancosu, Scherer, & Torricelli, 2016; Perelli-Harris et al., 2014; Pirani & Vignoli, 2016; Rosina & Fraboni, 2004). In più, la prolungata

assenza del riconoscimento legale delle unioni civili – introdotta solo recentemente – congiuntamente all’impostazione familistica e alle pressioni sociali che tuttora permangono in alcune aree del paese in favore del matrimonio contribuiscono ulteriormente a lasciare minor spazio alla convivenza (Vignoli & Salvini, 2014). Nonostante ciò, nell’ultimo decennio la tenuta del matrimonio quale forma di unione *princeps* in Italia sta perdendo sempre più terreno, sia per l’incremento del numero di separazioni e divorzi, sia per il crescente numero di convivenze, affiancate da nuove forme di unione quali le unioni civili e le LAT (*living apart together*) (Pirani & Vignoli, 2016; Régnier-Loilier & Vignoli, 2018).

1.2. Il contributo della ricerca

Uno studio recente ha analizzato il ruolo della precarietà lavorativa sull’entrata in matrimonio o convivenza in Italia mediante modelli di sopravvivenza, da cui emerge come l’incertezza lavorativa sia positivamente associata con la convivenza e negativamente con il matrimonio (Vignoli et al., 2016). Il presente lavoro intende contribuire alla letteratura già esistente in merito da due punti di vista. In primo luogo, poiché la posizione lavorativa (e i successivi avanzamenti di carriera) dipendono dalle circostanze presenti, passate (e future) che a loro volta influenzano la sfera privata (cfr. ad esempio Busetta, Mendola, & Vignoli, 2019), ci concentreremo sulla *prima* attività lavorativa. L’ingresso nel mondo del lavoro, infatti, fondamentale nelle tappe della transizione all’età adulta (Billari & Rosina, 2004), qualora avvenga con contratti di lavoro precario può avere conseguenze negative in termini di rinvio delle successive tappe della transizione all’età adulta, quali la formazione dell’unione e la nascita del primo figlio. In secondo luogo, dal punto di vista metodologico ci proponiamo di analizzare l’effetto dell’incertezza economica sulla formazione dell’unione mediante l’approccio in termini di risultati potenziali dell’inferenza causale (Imbens & Rubin, 2015; Rubin, 1974; Vignoli, Tocchioni, & Mattei, 2018). Definiamo l’impatto di un contratto di lavoro temporaneo sulla formazione della prima unione - matrimonio o convivenza, considerate separatamente - come un confronto di potenziali prime unioni avviate durante i primi tre anni di attività lavorativa contrapponendo da una parte coloro che hanno un contratto di lavoro temporaneo e dall’altra coloro che hanno un contratto di lavoro permanente. Questo approccio, che differisce dai metodi classici solitamente utilizzati per l’analisi di dati longitudinali e retrospettivi, in cui l’attenzione si concentra sui parametri di un modello (Blossfeld, Hamerle, & Mayer, 2014; Diggle, Heagerty, Liang, & Zeger, 2002), mira a *quantificare* l’effetto causale dell’incertezza lavorativa sulla formazione della prima unione in termini di unioni “potenzialmente rinviate”. È importante sottolineare che non siamo in grado di distinguere se si tratti di unioni perdute o rinviate, ossia se le

perdite di unioni stimate entro i primi tre anni di impiego si siano poi tradotte in un rinvio temporaneo o in una mancata formazione dell'unione. Ad ogni modo, il presente lavoro ha il merito di tentare di fornire una relazione *causale* tra l'incertezza occupazionale e il potenziale rinvio della formazione della prima unione in Italia.

2. Dati e metodi

2.1. Dati

Abbiamo analizzato un campione di donne selezionate dall'Indagine Multiscopo Famiglia e Soggetti Sociali (FSS), condotta dall'Istat nel Novembre 2009. L'indagine è stata eseguita su un campione di circa 24.000 famiglie, per un totale di circa 50.000 individui. Al fine di indagare l'impatto dell'incertezza sul lavoro durante il primo periodo d'impiego sulla probabilità di entrare in unione, abbiamo selezionato tutte le donne di età compresa tra 18 e 49 anni alla data dell'intervista. I soggetti selezionati non devono essere mai entrati in unione prima della loro prima occupazione che deve durare almeno un anno, escludendo, quindi, i lavori stagionali. Complessivamente, il campione è composto da 2747 donne nate tra il 1959 e il 1991. Tra queste, 1860 hanno avuto un primo impiego permanente (67,71%) mentre 887 hanno avuto una prima occupazione temporanea (32,29% del totale). Con il termine "lavoro permanente" si identificano i lavori a tempo indeterminato¹; con il termine "lavoro temporaneo" si classificano, invece, i lavori a tempo determinato e i cosiddetti "lavori atipici", ossia quelli con un contratto cococo, cocopro, ecc. Dato che le condizioni lavorative possono mutare nel tempo, per esempio una persona con un'occupazione temporanea potrebbe ottenere una posizione permanente, ci siamo concentrati su una specifica attività lavorativa, ovvero la prima.

2.2. Un framework di inferenza causale

Nel presente lavoro siamo interessati a stimare l'effetto di avere un primo lavoro con un contratto a termine invece di un lavoro a tempo indeterminato sulla prima unione. Una possibile soluzione a questo problema risiede nell'affrontare l'analisi utilizzando il propensity score e i metodi di matching (Imbens, 2003; Rosenbaum & Rubin, 1983), in particolare mediante l'approccio in termini di risultati potenziali (Rubin, 1974). La stima dell'effetto dell'incertezza lavorativa sulla prima unione è ulteriormente differenziata in base al tipo di unione, matrimonio e convivenza. La procedura di seguito descritta è applicata non solo al

¹ I lavoratori autonomi sono esclusi dall'analisi in quanto non classificabili in base alle due tipologie contrattuali.

campione complessivo, bensì anche stratificando il campione in base al livello di istruzione più elevato conseguito², in modo da valutare l'eventuale eterogeneità dell'effetto dell'incertezza lavorativa sulla prima unione in base al titolo di studio.

La nostra variabile di trattamento è un indicatore binario D , in questo caso per il tipo di impiego, che assume valore 1 per gli individui che hanno un primo lavoro temporaneo ($D_i = 1$) e valore 0 per gli individui che hanno un lavoro permanente ($D_i = 0$). Il risultato di interesse è l'entrata nella prima unione, distinguendo fra matrimonio e convivenza. Sotto l'ipotesi SUTVA (*Stable Unit Treatment Value Assumption*; Rubin, 1980), ogni individuo ha due risultati potenziali: lui/lei potrebbe formare o meno un'unione se avesse un lavoro permanente, $Y_i(0)$, oppure potrebbe formare o meno un'unione se avesse un lavoro temporaneo, $Y_i(1)$ ³. Per ogni individuo i , l'effetto causale di avere un lavoro temporaneo rispetto ad avere un lavoro permanente è definito come $Y_i(1) - Y_i(0)$. L'effetto dell'incertezza lavorativa sulla prima unione, dunque, può essere stimata attraverso l'ATT (*Average Treatment Effect for the Treated*; Imbens & Rubin, 2015):

$$ATT = E[Y_i(1) - Y_i(0) | W_i = 1] \quad (1)$$

che nel nostro contesto misura la differenza media tra la proporzione di unioni (matrimoni o convivenze) fra lavoratrici con contratto a termine versus lavoratrici a tempo indeterminato, rispetto a coloro che avevano un contratto a termine (ovvero il gruppo trattato; Imbens & Rubin, 2015). Di fatto, ogni donna è osservata solamente nel gruppo di trattamento o nel gruppo di controllo, cioè conosciamo o $Y_i(1)$ o $Y_i(0)$, e l'altra quantità - il *controfattuale* - deve essere stimata. Sotto le ipotesi di un meccanismo di assegnazione regolare (Rosenbaum & Rubin, 1983), il controfattuale è stimato utilizzando un metodo di matching fra trattati e controlli basato sul *propensity score*.

Il propensity score è definito come la probabilità di avere un primo lavoro con contratto a termine (ossia di far parte del gruppo dei controlli), date le covariate osservate (Rosenbaum & Rubin, 1983). Trattandosi di un'indagine osservazionale, il propensity score è non noto e deve essere stimato. In ambito osservazionale, capita spesso che gli individui trattati differiscano da quelli di controllo in termini delle variabili pre-trattamento: se queste sono associate sia con il *meccanismo di assegnazione* al gruppo dei trattati o dei controlli, sia con i risultati potenziali $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$ è chiaro che, proprio per il loro sbilanciamento, l'effetto stimato mediante un semplice confronto tra $Y_i(1)$ e $Y_i(0)$ non rappresenta verosimilmente quello

² Le analisi di eterogeneità non sono state effettuate sulle donne che stanno ancora studiando, né aventi un titolo di istruzione primario poiché sono un numero troppo esiguo.

³ In tutte le analisi, la variabile *outcome* Y è una variabile binaria che assume valore 0 se la donna è single, e valore 1 se la donna entra in matrimonio/convivenza.

effettivo del trattamento, bensì è “confuso”. Il propensity score permette di sintetizzare l’informazione contenuta nelle variabili pre-trattamento con una grandezza univariata, e dunque procedere al bilanciamento dei due gruppi utilizzando unicamente il propensity score invece di dover procedere con un’analisi multivariata. Nell’analisi, il propensity score è stimato attraverso un modello *logit*, in cui le covariate pre-trattamento incluse che potrebbero influenzare sia la prima unione, sia l’ingresso nel mercato del lavoro, comprendono le seguenti variabili tempo-costanti e tempo-dipendenti: l’età, la ripartizione geografica di residenza, il titolo di studio conseguito sei mesi prima e un mese prima del primo lavoro, l’aver già avuto il primo figlio un mese prima del primo lavoro, l’uscita dalla famiglia di origine, il numero di fratelli o sorelle, la separazione o divorzio dei genitori quando il rispondente aveva 14 anni, il titolo di studio della madre (e del padre), la professione della madre (e del padre) quando il rispondente aveva 14 anni, il periodo di calendario.

Una volta stimato il propensity score, abbiamo implementato la fase di matching, con l’obiettivo di individuare per ciascun trattato uno o più controlli che siano più vicini possibile sulla base di una funzione di distanza del propensity score. Una volta esclusi i controlli con un valore del propensity score al di fuori del supporto comune ai due gruppi, abbiamo proceduto ad abbinare trattati e controlli mediante un matching di tipo *one-to-one nearest neighbour* senza rimpiazzo, con un matching di tipo esatto per quanto riguarda l’età (suddivisa in classi) e il titolo di studio.

Successivamente alla fase di matching, il campione è, dunque, formato da 881 donne trattate e 881 donne controlli⁴. Per ciascuna donna trattata - ossia con un contratto a termine - imputiamo il suo risultato potenziale mancante $Y_i(0)$, usando l’esito della donna controllo abbinata in fase di matching, Y_i^C .

A questo punto possiamo stimare l’effetto medio del trattamento per i trattati (ATT) come:

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N_t} \sum_{i:W_i=1} (Y_i^{obs} - Y_i^C) = \frac{1}{N_t} \sum_{i:W_i=1} Y_i^{obs} - \frac{1}{N_c} \sum_{i:W_i=0} Y_i^{obs} \quad (2)$$

dove $N_t = \sum_{i=1}^N W_i$ è il numero di trattati, $N_c = \sum_{i=1}^N (1 - W_i)$ è il numero di controlli abbinati ai trattati - e dato che il disegno è biunivoco $N_t = N_c$ - e Y_i^{obs} è il risultato effettivamente osservato per ciascuna donna trattata.

⁴ 7 donne trattate sono state escluse dalla fase di stima dell’ATT perché non è stato possibile effettuare il matching con alcun controllo.

3. Risultati

Abbiamo indagato l'effetto potenziale nella formazione del matrimonio e convivenza a causa dell'incertezza economica nella prima occupazione, entro tre anni dall'inizio dell'attività lavorativa. In tutte le analisi, il riferimento Per quanto riguarda il matrimonio (cfr. Tabella 1), la percentuale di matrimoni potenzialmente "perduti" o posticipati a causa di un contratto di lavoro a termine cresce all'aumentare degli anni lavorati. A un anno dall'inizio dell'attività lavorativa, circa il 2% delle donne con un contratto a termine si sarebbe sposato se avesse avuto un contratto a tempo indeterminato invece di rimanere single; a tre anni, la percentuale di donne che non hanno contratto il matrimonio sale al 5%. Per quanto riguarda la convivenza, invece, la percentuale di donne conviventi sarebbe stata inferiore – seppur di poco, attestandosi attorno all'1.4% dopo tre anni dall'inizio dell'attività lavorativa – se invece di avere un contratto a termine le donne avessero avuto un contratto a tempo indeterminato (da sottolineare, comunque, che nessuna delle tre stime è significativa al 5%).

Tabella 1 – *Average Treatment Effect for the Treated (ATT) per l'entrata in matrimonio o convivenza derivante dal propensity score matching. Valori percentuali.*

Donne N _i =881	Matrimonio		Convivenza	
	ATT	Confidence interval	ATT	Confidence interval
Un anno	-1.93	[-3.49; -0.37]	0.45	[-0.87; 1.77]
Due anni	-2.84	[-5.33; -0.34]	1.25	[-0.43; 2.93]
Tre anni	-4.88	[-8.10; -1.66]	1.36	[-0.71; 3.44]

Note: Elaborazione dati FSS 2009.

Le stime relative agli effetti dell'incertezza lavorativa sulla prima unione stratificate per titolo di studio sono riportate nella Tabella 2. Gli unici risultati statisticamente significativi riguardano le donne che sono entrate in matrimonio ed hanno un'istruzione secondaria. Anche in tal caso, l'incertezza derivante da un contratto di lavoro a termine sembra influenzare negativamente la propensione a sposarsi. Dopo il primo anno dall'inizio dell'attività lavorativa le donne che non si sono sposate per il solo fatto di avere un contratto a termine invece di un contratto a tempo indeterminato risultano pari al 3.7%, per attestarsi al 5.5% dopo tre anni. Quantificando il fenomeno, dunque, esso appare ancora più marcato – soprattutto nel primo anno dopo l'avvio dell'attività lavorativa - per le donne aventi al più un titolo di istruzione secondaria superiore rispetto al campione totale di donne.

Tabella 2 – *Average Treatment Effect for the Treated (ATT) per l'entrata in matrimonio o convivenza derivante dal propensity score matching per livello di istruzione. Valori percentuali.*

	Matrimonio		Convivenza	
	ATT	Confidence interval	ATT	Confidence interval
Secondario N _i =379				
Un anno	-3.69	[-6.46; -0.93]	-0.26	[-2.37; 1.84]
Due anni	-5.28	[-9.43; -1.12]	-0.79	[-3.34; 1.85]
Tre anni	-5.54	[-10.67; -0.41]	-0.26	[-3.56; 3.03]
Terziario N _i =80				
Un anno	3.75	[-3.37; 10.87]	-1.25	[-7.59; 5.09]
Due anni	-3.75	[-13.28; 5.78]	-2.25	[-10.65; 5.65]
Tre anni	-8.75	[-20.61; 3.11]	-3.75	[-12.20; 4.70]

Note: Elaborazione dati FSS 2009.

4. Conclusioni

Nel nostro studio abbiamo affrontato il legame tra l'incertezza lavorativa e la formazione della prima unione - matrimonio o convivenza - in Italia, con l'obiettivo quantificare la percentuale di matrimoni o convivenze perduti/posticipati o guadagnati/anticipati a causa della precarietà lavorativa.

Dalle analisi effettuate è emerso come il 5% dei matrimoni a tre anni dall'inizio dell'attività lavorativa è attribuibile all'incertezza economica: tale è, infatti, la percentuale di donne che si sarebbe sposata invece di restare single se avesse avuto un contratto a tempo indeterminato invece di un contratto a termine. In accordo con gli studi precedenti sul tema (Vignoli et al., 2016), emerge, dunque, come la stabilità occupazionale faciliti il matrimonio. Resta, dunque, ancora attuale l'esigenza per le donne italiane di una stabilità lavorativa – e conseguente sicurezza economica - prima di prendere una decisione importante come quella di sposarsi (Salvini & Vignoli, 2014). Per quanto riguarda la convivenza, i risultati seppur non significativi sembrano mostrare una maggiore propensione a convivere rispetto alla vita da single fra quante hanno un contratto a termine rispetto alle donne con un contratto a tempo indeterminato.

Abbiamo, inoltre, indagato anche l'effetto dell'incertezza economica sulla formazione dell'unione, stratificando per livello di istruzione. In particolare, è emerso come l'entrata in matrimonio delle donne con un'istruzione secondaria sarebbe stata ancora più anticipata se queste avessero avuto un contratto permanente invece di un contratto a termine, con il 3% di esse che si sarebbe sposata già dopo un anno dall'inizio della carriera lavorativa. Per le donne con un livello di istruzione secondaria, dunque, la stabilità lavorativa sembra essere un requisito ancora più importante per dare avvio al processo di formazione della

famiglia. Invece, la mancanza di risultati statisticamente significativi per le donne aventi un'istruzione terziaria rimandano a una maggiore complessità nelle scelte di formazione della famiglia, dove entrano potenzialmente in gioco altri fattori quali il soddisfacimento delle ambizioni personali in termini di carriera e posizione lavorativa.

Dalle nostre analisi non si riscontra, dunque, la relazione positiva fra incertezza lavorativa e convivenza suggerita in altri studi (Vignoli et al., 2016), che però non quantificavano il “rinvio potenziale” delle unioni secondo un approccio causale. Tuttavia, occorre sottolineare che i dati analizzati sono stati raccolti dall'Istat nel 2009, quando ancora la convivenza non era così diffusa come oggi. È presumibile ipotizzare che i risultati statisticamente non significativi riferiti alla convivenza possano essere attribuiti alla dimensione ridotta del campione. In tal senso, l'analisi di dati più aggiornati potrebbe fornire un risultato differente, stratificando in base a diversi aspetti socio-economici e demografici del rispondente, quali il titolo di studio, il numero di fratelli e/o sorelle e la macroarea di residenza.

Ringraziamenti

Gli autori ringraziano il supporto economico offerto dal programma di innovazione e ricerca dell'Unione Europea Horizon 2020/ERC Grant Agreement No 725961 (EU-FER project “Economic Uncertainty and Fertility in Europe”, PI: Daniele Vignoli).

Riferimenti bibliografici

- BARBIERI, P. 2011. Italy: No country for young men (and women). In BUCHHOLZ S., HOFÄCKER D. (Eds.) *The flexibilization of European labor markets: The development of social inequalities in an era of globalization*. Cheltenham, UK and Northampton, US: Edward Elgar, pp. 142–160.
- BARBIERI P., SCHERER S. 2009. Labour market flexibilisation and its consequences in Italy, *European Sociological Review*, Vol. 25(6), pp. 677–692.
- BILLARI F. C., ROSINA A. 2004. Italian “latest-late” transition to adulthood: an exploration of its consequences on fertility. *Genus*, Vol. 60(1), pp. 71–87.
- BLOSSFELD H.P., HAMERLE A., MAYER K. U. 2014. *Event History Analysis: Statistical Theory and Application in the Social Sciences*, New York, US and Hove, UK: Psychology Press, Taylor and Francis.
- BLOSSFELD H.P., HOFMEISTER H. 2006. *Globalization, Uncertainty & Women's Careers: An International Comparison*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- BLOSSFELD H.P., KLIJZING E., MILLS M., KURZ K. 2005. *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*. London, UK and New York, US: Routledge.

- BLOSSFELD H.P., MILLS M., BERNARDI F. 2006. *Globalization, Uncertainty and Men's Careers: An International Comparison*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- BUKODI, E. 2012. The relationship between work history and partnership formation in cohorts of British men born in 1958 and 1970, *Population Studies*, Vol. 66(2), pp. 123–145.
- BUSETTA A., MENDOLA D., VIGNOLI D. 2019. Persistent joblessness and fertility intentions, *Demographic Research*, Vol. 40, pp.185–218, <https://doi.org/10.4054/DemRes.2019.40.8>.
- DIGGLE P. J., HEAGERTY P. J., LIANG K.Y., ZEGER S. L. 2002. *Analysis of longitudinal data*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- FRIEDMAN D., HECHTER M., KANAZAWA S. 1994. A Theory of the Value of Children, *Demography*, Vol. 31(3), pp. 375–401, <https://doi.org/Doi10.2307/2061749>.
- GUETTO R., MANCOSU M., SCHERER S., TORRICELLI G. 2016. The Spreading of Cohabitation as a Diffusion Process: Evidence from Italy, *European Journal of Population*, Vol. 32(5), pp. 661–686. <https://doi.org/10.1007/s10680-016-9380-6>.
- IMBENS, G. W. 2003. Sensitivity to Exogeneity Assumptions in Program Evaluation, *The American Economic Review*, Vol. 93(2).
- IMBENS, G. W., RUBIN D. B. 2015) *Causal inference in statistics, social, and biomedical sciences*. Cambridge, US: Cambridge University Press.
- KALMIJN, M. 2011. The Influence of Men's Income and Employment on Marriage and Cohabitation: Testing Oppenheimer's Theory in Europe, *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, Vol. 27(3), pp.269–293, <https://doi.org/10.1007/s10680-011-9238-x>.
- KOHLER H. P., BILLARI F. C., ORTEGA J. A. 2002. The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s, *Population and Development Review*, Vol. 28(4), pp. 641–680.
- KREYENFELD M., ANDERSSON G., PAILHE A. 2012. Economic uncertainty and family dynamics in Europe: Introduction, *Demographic Research*, Vol. 27(28), pp. 835–852, <https://doi.org/Artn28Doi10.4054/Demres.2012.27.28>.
- LAPPEGÅRD T., KLÜSENER S., VIGNOLI D. 2018. Why are marriage and family formation increasingly disconnected across Europe? A multilevel perspective on existing theories, *Population, Space and Place*, Vol. 24(2), <https://doi.org/10.1002/psp.2088>.
- LIVI BACCI, M. 2008. *Avanti giovani, alla riscossa. Come uscire dalla crisi giovanile*. Bologna, Italy: Il Mulino.
- MILLS M., BLOSSFELD H.P. 2013. The Second Demographic Transition meets globalisation: A comprehensive theory to understand changes in family formation

- in an era of rising uncertainty. In EVANS A., BAXTER J. (Eds.) *Negotiating the life course. Stability & change in life pathways*, New York, US: Springer, pp. 9–33.
- OPPENHEIMER, V. K. 1988. A Theory of Marriage Timing, *American Journal of Sociology*, Vol. 94(3), pp. 563–591, <https://doi.org/10.1086/229030>.
- OPPENHEIMER, V. K. (2003). Cohabiting and marriage during young men's career-development process. *Demography*, Vol. 40(1), pp.127–149. <https://doi.org/Doi 10.2307/3180815>.
- OPPENHEIMER V. K., KALMIJN M., LIM N. 1997. Men's career development and marriage timing during a period of rising inequality, *Demography*, Vol. 34(3), pp. 311–330, <https://doi.org/Doi 10.2307/3038286>.
- PERELLI-HARRIS B., MYNARSKA M., BERRINGTON A., EVANS A., BERGHAMMER C., ISUPOVA O., ... VIGNOLI D. 2014. Towards a new understanding of cohabitation: Insights from focus group research across Europe and Australia, *Demographic Research*, Vol. 31(34), pp. 1043–1078.
- PHILIPPOV, D. 2002. *Fertility in times of discontinuous societal change: the case of Central and Eastern Europe. MPIDR Working Paper*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- PIRANI, E. 2017. On the Relationship Between Atypical Work(s) and Mental Health: New Insights from the Italian Case, *Social Indicators Research*, Vol. 130(1), pp. 233–252, <https://doi.org/10.1007/s11205-015-1173-5>.
- PIRANI E., SALVINI S. 2015. Is temporary employment damaging to health? A longitudinal study on Italian workers, *Social Science & Medicine*, Vol. 124, pp. 121–131, <https://doi.org/DOI 10.1016/j.socscimed.2014.11.033>.
- PIRANI E., VIGNOLI D. 2016. Changes in the Satisfaction of Cohabitators Relative to Spouses Over Time, *Journal of Marriage and Family*, Vol. 78(3), pp. 598–609.
- RÉGNIER-LOILIER A., VIGNOLI D. 2018. The diverse nature of living apart together relationships: an Italy–France comparison, *Journal of Population Research*, Vol. 35(1), pp. 1–22, <https://doi.org/10.1007/s12546-017-9197-0>.
- ROSENBAUM P. R., RUBIN D. B. 1983. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 45(2), pp.212–218.
- ROSINA A., FRABONI R. 2004. Is marriage losing its centrality in Italy? *Demographic Research*, Vol. 11(6).
- RUBIN, D. B. 1974. Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies, *Journal of Educational Psychology*, Vol. 66(5), pp. 688–701.
- RUBIN, D. B. 1980. Bias Reduction Using Mahalanobis-Metric Matching, *Biometrics*, Vol. 36(2), pp. 293–298.

- SALVINI S., VIGNOLI D. 2014. *Convivere o sposarsi?* Bologna: Il Mulino.
- SCHERER, S. 2009. The social consequences of insecure jobs. *Social Indicators Research*, Vol. 93(3), pp. 527–547, <https://doi.org/10.1007/s11205-008-9431-4>.
- VIGNOLI D., SALVINI S. 2014. Religion and union formation in Italy: Catholic precepts, social pressure, and tradition, *Demographic Research*, Vol. 31(35), pp. 1079–1106, <https://doi.org/DOI 10.4054/DemRes.2014.31.35>.
- VIGNOLI D., TOCCHIONI V., MATTEI A. 2018. *First-Birth Gains and Losses from the First Job in Italy: The Role of Employment Uncertainty* (DiSIA Working Paper No. 2). Florence: University of Florence.
- VIGNOLI D., TOCCHIONI V., SALVINI S. 2016. Uncertain lives: Insights into the role of job precariousness in union formation in Italy, *Demographic Research*, Vol. 35(10), pp. 253–282. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2016.35.10>.

SUMMARY

Economic uncertainty and union formation in Italy: A causal analysis

The relationship between economic uncertainty and family dynamics is a central theme of public interest for contemporary societies. Employment uncertainty, which reflects the possibility of experiencing adverse conditions in the labor market during the life course, has by now spread from the work to the private sphere, influencing the choices of family formation.

This paper aims to advance our understanding of the *causal* impact of employment uncertainty on union formation in Italy. Previous studies have addressed this issue by using even-history analysis techniques, suggesting a positive (negative) association between job uncertainty and cohabitation (marriage). By adopting the potential outcome approach to causal inference, we point to *quantify* the net effect of having a first job with a temporary or a permanent contract on the propensity to cohabit or get married within the first three years of employment. Analyzing a sample of women between 18 and 49 years stemming from the 2009 Multipurpose Families and Social Subjects survey, our results suggest that, three years after the first job started, 5% of women with precarious work contracts would have been married if they had a permanent contract, instead of being single. The effect is even accelerated for women having a secondary education, where the percentage of “lost” or postponed marriages is close to 4% even one year after the first job started. When the work is uncertain, Italian women seem to postpone the “more stable” form of union that is marriage.

Valentina TOCCHIONI, Università degli Studi di Firenze,
valentina.tocchioni@unifi.it

Carlotta CANGI, Università degli Studi di Firenze, carlotta.cangi@gmail.com

Daniele VIGNOLI, Università degli Studi di Firenze, daniele.vignoli@unifi.it

L'OPINIONE DEI CITTADINI EUROPEI NELL'ANNO PRE-CRISI E DIECI ANNI DOPO: SENTIMENTI DI APPARTENENZA E PERCEZIONE DELLE PROSPETTIVE FUTURE

Gian Carlo Blangiardo, Simona Maria Mirabelli

1. Introduzione

Tre sono i temi su cui si focalizza l'analisi proposta nel presente lavoro: il senso di appartenenza al territorio (la propria città, il paese o la comune "patria" europea); la percezione delle prospettive future riguardo alla situazione economica dei contesti di riferimento e alle concrete condizioni di vita (lavoro e famiglia); la soddisfazione per la propria esistenza, quest'ultima riconducibile alla dimensione cognitiva del benessere soggettivo con cui si identifica "il processo attraverso il quale ciascun individuo valuta (in termini di "soddisfazione") in modo retrospettivo la propria vita, vista nel suo complesso" (Istat, 2018). Sono questi alcuni degli argomenti sottoposti al giudizio dei cittadini europei intervistati nell'ambito dei sondaggi Eurobarometro realizzati nel 2007 e dieci anni dopo, volti a saggiare la loro opinione su alcune tematiche specifiche e di interesse generale. L'obiettivo è quello di analizzare l'opinione dei cittadini europei alla vigilia della grande crisi del 2008, che ha avuto inizio con il fallimento di una delle maggiori banche di investimento americane, la Lehman Brothers Holdings Inc., e di confrontarla con quella espressa nel 2017, al termine di un decennio che ha segnato profondamente la storia di tutti i Paesi, condizionandone il futuro, sia in termini economici che socio-culturali. La specificità del contributo deriva dall'utilizzo di una procedura di calcolo, già adottata nello studio del livello di integrazione della popolazione straniera, che consente di esprimere una valutazione sintetica degli indicatori tematici presi in esame (Blangiardo e Mirabelli 2018; Mirabelli 2017).

2. Procedura di calcolo e base dati

La procedura di calcolo oggetto del confronto, illustrato nelle pagine che seguono, consente di pervenire a una valutazione sintetica degli indicatori selezionati attraverso l'attribuzione a ogni Paese dell'Unione Europea (UE28) di un "voto" compreso tra -1, per la condizione relativamente "peggiore", a +1 per quella "migliore". Tale valore presuppone la preventiva trasformazione delle modalità

qualitative di ogni variabile in un corrispondente punteggio la cui attribuzione avviene ipotizzando che le posizioni di vertice (o di coda) tra le modalità di una variabile ordinale siano tanto più premianti (o penalizzanti) quanto più risultano “esclusive”. In pratica, facendo riferimento alla distribuzione delle frequenze campionarie riferite al complesso di UE28, per ciascuna modalità (ordinata in senso crescente) di ogni variabile il punteggio attribuito (*basic score*) si ricava tramite la differenza tra la somma delle frequenze (relative) che, in tale distribuzione, competono alle modalità precedenti e la somma delle frequenze (relative) che competono alle modalità seguenti (Blangiardo, 2013). La serie di punteggi così ottenuta viene poi applicata, di volta in volta, alla distribuzione delle frequenze campionarie di ogni singolo Paese e ne determina, per la variabile considerata, il corrispondente “voto”.

Nel presente studio tale metodo è stato applicato ai dati campionari provenienti dai sondaggi Eurobarometro con cui si rileva, in tutti i paesi dell’Unione Europea, l’opinione pubblica riguardo ad alcune tematiche di interesse socio-politico ed economico. Per garantire un corretto confronto tra i dati osservati nei due anni considerati, si è altresì ritenuto opportuno assumere le serie di punteggi (*basic score*) calcolate per il 2007 come riferimento fisso per il calcolo del “voto” che nel 2017 compete a ognuno dei 28 paesi (e a UE28 nel suo complesso¹) sulla base delle corrispondenti distribuzioni campionarie di quello stesso anno.

Tabella 1 – Metodo di assegnazione dei punteggi alle modalità di risposta alla seguente domanda: “Le persone possono sentire diversi gradi di attaccamento alla propria città, regione, paese. Potrebbe dirmi quanto si sente legato alla propria città?” - Procedura di calcolo del voto medio.

Modalità risposta	Frequenze relative UE 2007	Basic score UE 2007	Calcolo voto UE 2007	Calcolo voto IT 2007	Frequenze relative UE 2017	Calcolo voto UE 2017	Calcolo voto IT 2017
	(1)	(2)	(1)x(2)	(2)xFreq.IT	(3)	(2)x(3)	(2)xFreq.IT
Molto attaccato	0,4843	0,5157	0,2498	0,2396	0,5236	0,2700	0,2730
Abbastanza attaccato	0,3809	-0,3496	-0,1331	-0,1460	0,3661	-0,1280	-0,1419
Non molto attaccato	0,1063	-0,8367	-0,0890	-0,0785	0,0898	-0,0752	-0,0459
Per nulla attaccato	0,0285	-0,9715	-0,0277	-0,0233	0,0205	-0,0199	-0,0095
“Voto”			0,0000	-0,0082		0,0469	0,0756

(*) Con *Freq.IT* si intendono le frequenze relative nel campione italiano del 2007 e del 2017.

¹ Per l’anno 2007 il “voto” corrispondente a UE28 è nullo per costruzione (stante la modalità di calcolo dei *basic score*), mentre nel 2017 il valore dipende dalla (diversa) distribuzione delle frequenze.

La tabella che precede illustra, a titolo esemplificativo, il procedimento di calcolo adottato per la determinazione di detto “voto” in corrispondenza della prima delle nove domande oggetto di elaborazione e analisi (par.3.1). Per esigenze di semplificazione, i valori riportati riguardano il solo caso italiano.

3. I sentimenti di appartenenza territoriale

Il primo tema indagato riguarda il concetto di *appartenenza* che rimanda a una pluralità di significati, alcuni dei quali raccolgono processi e segmenti di realtà (individuali e collettivi) che rendono ancora più complessa l’analisi delle diverse accezioni riferibili a tale termine: attaccamento, lealtà, integrazione, identità, comunità, sistema (Gasparini, 2000). Se assumiamo una prospettiva squisitamente “spazialista”², l’analisi del concetto inteso come attaccamento a un “luogo” (fisico, geografico, politico, sociale, economico e culturale) si può articolare in tre diversi livelli. Il primo riguarda la dimensione “dell’abitare”: la città o una porzione di essa (una circoscrizione o un suo quartiere) chiamata a rispondere al soddisfacimento dei bisogni dei suoi cittadini attraverso le opportunità lavorative e abitative offerte loro o mediante l’organizzazione dei suoi servizi. A questo livello l’attaccamento per il contesto in cui si vive è tanto più forte quanto più le relazioni sociali sono intensamente e ambientalmente vissute dal soggetto (ibid.). Il livello successivo si colloca su un piano intermedio: esso coincide con la dimensione nazionale, i cui confini si allargano fino a comprendere reti e legami (funzionali e simbolici) che si connotano sia dal punto di vista economico, sia da quello politico-sociale. L’ultimo attiene alla dimensione transnazionale e riguarda l’essere (il sentirsi) parte di una comunità (politica, monetaria, giuridica, ecc.) più ampia, come quella dell’Unione Europea con i 28 paesi che vi hanno aderito (Mela, 2000). Quale che sia la forma dell’appartenenza considerata, il territorio svolge un ruolo cruciale: esso costituisce una fonte di integrazione e appartenenza, in grado di produrre “lealtà e accettazione delle sue regole per convinzione e non per costrizione” (Gasparini 2000:145).

A partire da tali premesse, le risposte dei cittadini alla domanda che traduce dal punto di vista empirico il concetto di *appartenenza* territoriale (“*Le persone possono sentire diversi gradi di attaccamento alla propria città, regione, paese. Potrebbe*

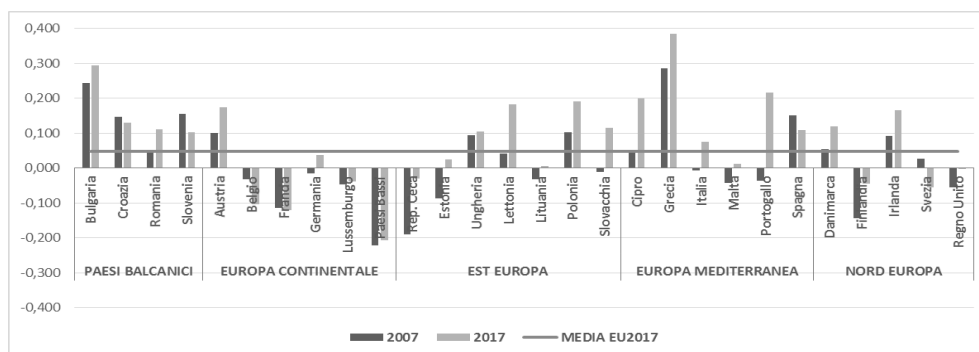
² Per “spazialismo” si intende il ruolo che lo spazio svolge nella complessità della vita sociale, della società e del mutamento delle sue strutture. Insieme ad altri elementi, la categoria “spaziale” contribuisce a spiegare le rappresentazioni sociali, le relazioni, l’agire e il vivere la società (Gasparini, 2000).

dirmi quanto si sente legato a...?”³ forniscono interessanti elementi di valutazione del loro diverso grado di “lealtà” nei confronti del “luogo” oggetto di interesse.

3.1. La propria città

Nell'anno pre-crisi (2007) i cittadini dei paesi balcanici esprimevano sentimenti di affezione nei confronti del luogo di residenza; allo stesso modo, ma specularmente contrapposti, c'erano gli abitanti dell'Europa continentale, i cui giudizi risultavano mediamente negativi (Figura 1). Riguardo ai singoli paesi, i dati evidenziano la *leadership* della Grecia il cui punteggio medio segnala il più elevato grado di attaccamento dei suoi residenti alla propria città, un legame che trascorsi dieci anni dall'inizio della crisi economico-finanziaria che ha colpito duramente il Paese risulta ancora più forte e “legittimo”. Analogamente, in corrispondenza degli altri paesi mediterranei si osserva un significativo rafforzamento del rapporto che lega il “territorio dell'abitare” agli individui che ne fanno parte. Anche tra i paesi dell'Europa orientale si registra una analoga dinamica.

Figura 1 – “Le persone possono sentire diversi gradi di attaccamento alla propria città, regione, paese. Potrebbe dirmi quanto si sente legato alla sua città?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max. +1).



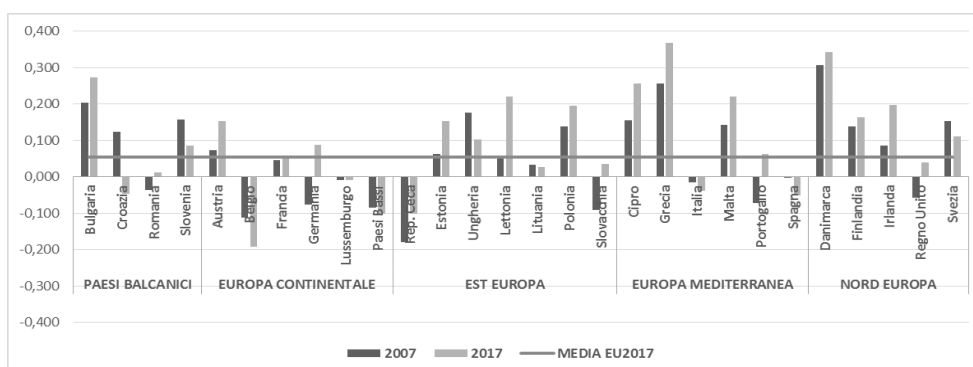
Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017

³ Nel sondaggio Eurobarometro le modalità di risposta sono state articolate su una scala da 1 a 5 dove 1 corrisponde a “Molto attaccato”, 2 a “Abbastanza attaccato”, 3 a “Non molto attaccato”, 4 a “Per nulla attaccato”, 5 a “Non so/Non saprei”.

3.2. Il proprio paese

Allargando i confini territoriali oltre la dimensione locale emerge che, nel 2007, sentimenti di attaccamento nei confronti del proprio paese, seppure con diversa intensità, venivano dichiarati dai cittadini del Nord Europa che, salvo il Regno Unito, affermavano di essere legati alla propria nazione; allo stesso modo, gli abitanti dei paesi balcanici i cui punteggi risultano positivi, con la sola esclusione della Romania (Figura 2). Allorché ci si addentra nel dettaglio dei singoli paesi, la corrispondente graduatoria assegna i primi cinque posti alla Danimarca, Grecia, Bulgaria, Ungheria e Slovenia. Di converso, tra i paesi con il più basso grado di affezione alla propria nazione si collocano quelli appartenenti all'Europa continentale (Belgio, Paesi Bassi e Germania) e a quella orientale (Rep. Ceca e Slovacchia). A distanza di dieci anni, la percezione positiva nei confronti della propria nazione risulta rafforzata nella maggior parte dei paesi UE, tra cui la Lettonia, la Grecia, l'Irlanda e Cipro; resta negativa quella espressa dai residenti del Belgio, Paesi Bassi, Rep. Ceca, Italia e Spagna. Al contrario, i cittadini della Germania, Slovacchia, Portogallo e, in misura più contenuta, Regno Unito sembrerebbero averla mutata da negativa in positiva.

Figura 2 – “Le persone possono sentire diversi gradi di attaccamento alla propria città, regione, paese. Potrebbe dirmi quanto si sente legato al suo paese?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max. +1).



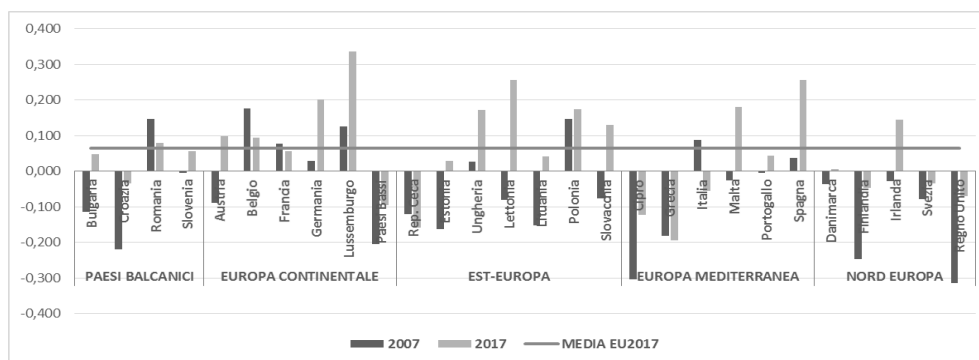
Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017.

3.3. La comune “casa” europea

Il passaggio dalla dimensione nazionale a quella europea (comunitaria) mostra un sensibile mutamento nella percezione del territorio e nei sentimenti di affezione che esso è in grado di suscitare nei cittadini che vi appartengono. Nel 2007 coloro che dichiaravano il proprio attaccamento per l'Unione Europea appartenevano a un terzo degli Stati membri: Romania, Belgio, Lussemburgo, Polonia e Italia costituivano il

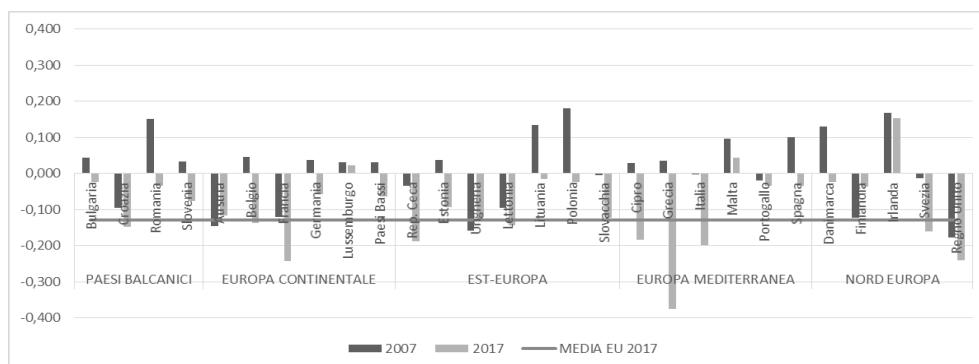
nucleo più convintamente “europeista”; in tutti gli altri paesi prevaleva un atteggiamento di disaffezione, in particolare nel Regno Unito ma anche a Cipro, in Finlandia, in Croazia e nei Paesi Bassi, dove si osservano i valori mediamente più bassi (Figura 3). A distanza di dieci anni, il quadro risulta profondamente mutato, sia in termini quantitativi (aumenta il numero dei paesi in cui si esprime affezione per l’UE), sia dal punto di vista qualitativo (cambia la classifica dei paesi per grado di attaccamento all’Unione).

Figura 3 – “Le persone possono sentire diversi gradi di attaccamento alla propria città, regione, paese. Potrebbe dirmi quanto si sente legato all’Unione Europea?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max. +1).



Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017.

Figura 4 – “Lei direbbe che è molto ottimista, abbastanza ottimista, abbastanza pessimista o molto pessimista riguardo al futuro dell’Unione Europea?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max. +1).



Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017.

Il Belgio e la Romania scivolano, rispettivamente, dal primo e dal secondo posto della graduatoria del 2007 all'undicesima e alla dodicesima posizione della corrispondente classifica 2017, a favore di Lussemburgo e Lettonia (quest'ultima migliorando di 15 posizioni). Allo stesso modo l'Italia, che nell'anno pre-crisi raggiungeva il quinto posto per grado di attaccamento all'UE, dieci anni dopo scende alla ventitreesima posizione. Analoga dinamica si osserva in corrispondenza della Grecia il cui livello di disaffezione, già manifestato nel 2007, dieci anni dopo risulta ulteriormente accresciuto.

Passando alle opinioni sul futuro dell'Unione (Figura 4) emerge che tra il 2007 e il 2017 in soli tre paesi (Irlanda, Malta e Lussemburgo) i cittadini mantengono un'opinione positiva, mentre in tutti gli altri Stati, che costituiscono il gruppo più numeroso, si passa da giudizi mediamente positivi a opinioni di segno contrario (è significativo il caso della Grecia il cui "voto" scende da +0,034 a -0,375, ben al di sotto della media europea che si attesta a -0,129).

4. La percezione delle prospettive future

Il secondo tema riguarda le aspettative future sulla propria vita, la cui analisi "costituisce un complemento necessario alle misure oggettive del benessere" (Istat, 2018). A tal fine si è proceduto a rielaborare le riposte dei cittadini alla domanda con cui i sondaggi Eurobarometro rilevano periodicamente la loro percezione riguardo alla propria condizione di vita e alla situazione economica del territorio di riferimento: *"Quali sono le sue aspettative per l'anno a venire: l'anno prossimo sarà migliore, peggiore o uguale riguardo a...?"*⁴.

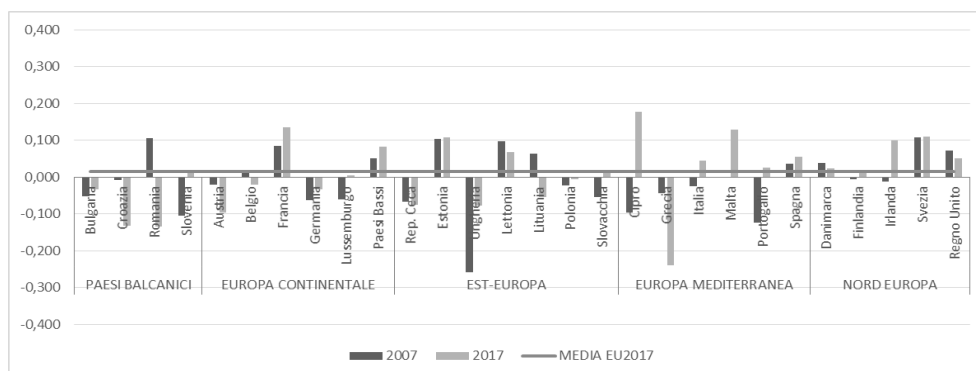
4.1. Il lavoro e la famiglia

In relazione alla propria situazione professionale, nel 2007 le preoccupazioni per l'anno a venire prevalevano sulle aspettative positive nella maggior parte dei paesi (Figura 5). Sentimenti pessimistici accumulavano i cittadini dell'area balcanica (ad eccezione della Romania) e di quella mediterranea (ad esclusione della Spagna): i giudizi più negativi provenivano dall'Ungheria, dal Portogallo e dalla Slovenia. Trascorsi dieci anni dal sondaggio condotto nell'anno pre-crisi, le opinioni al riguardo migliorano a Cipro, in Ungheria, Malta, Slovenia, Irlanda e Francia. Anche tra gli italiani si osserva un leggero miglioramento riguardo alle previsioni del

⁴ Nel sondaggio Eurobarometro le modalità di risposta sono state articolate su una scala da 1 a 4 dove 1 corrisponde a "Migliore", 2 a "Peggioro", 3 a "Uguale/Senza cambiamenti", 4 a "Non so/Non saprei".

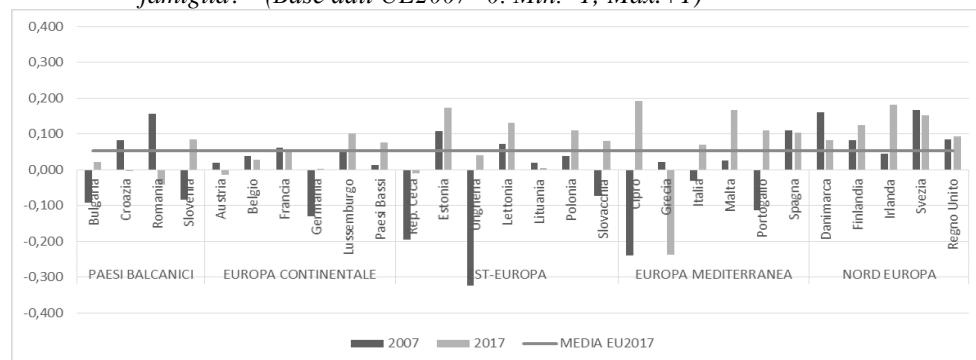
proprio futuro lavorativo (il punteggio medio sale da -0,025 a +0,045). Al contrario, peggiorano sensibilmente i giudizi di chi vive in Grecia il cui valore, già negativo nel 2007 (-0,043), scende ulteriormente dieci anni dopo attestandosi a -0,240.

Figura 5 – “Quali sono le sue aspettative per l'anno a venire: l'anno prossimo sarà migliore, peggiore o senza cambiamenti riguardo alla sua situazione professionale?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max. +1).



Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017

Figura 6 – “Quali sono le sue aspettative per l'anno a venire: l'anno prossimo sarà migliore, peggiore o senza cambiamenti riguardo alla situazione finanziaria della sua famiglia?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max. +1)



Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017.

Rispetto alla situazione finanziaria della propria famiglia, nel 2007 le maggiori preoccupazioni sembrano provenire dai cittadini ungheresi, il cui voto medio si attestava a -0,324 (Figura 6). Anche da Cipro e dalla Rep. Ceca sembrerebbe emergere una situazione analoga. Al contrario, tra i cittadini dei paesi nordici le

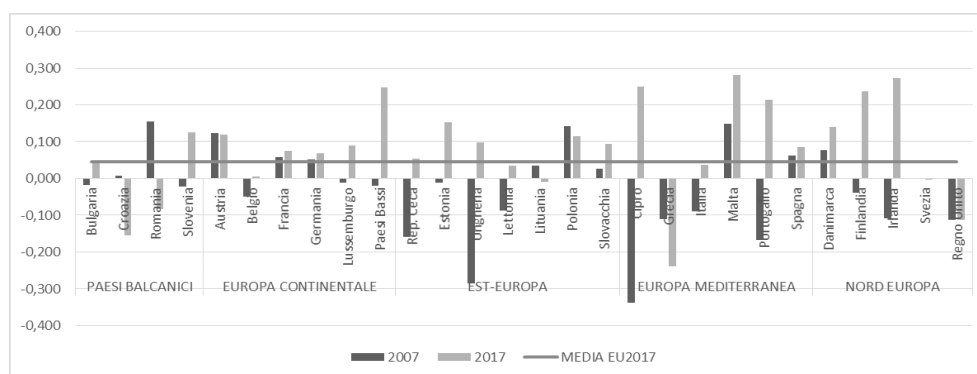
previsioni sul bilancio familiare futuro risultano largamente positive. Dieci anni dopo, le opinioni più ottimistiche sull'argomento sembrano diffondersi a tutti i paesi europei (la media sale a +0,054), solo dalla Grecia emerge la crescente preoccupazione per la condizione familiare futura (-0,238).

4.2. L'economia nazionale e quella europea

Riguardo alle aspettative sulla situazione economica del proprio paese (Figura 7), nel 2007 le opinioni si dividevano tra chi guardava al suo futuro con ottimismo (Romania, Malta, Polonia, Austria e Danimarca) e chi ne prospettava un peggioramento (Cipro, Ungheria, Portogallo, Rep. Ceca, Regno Unito, Grecia, Irlanda e Italia). Dieci anni dopo, le opinioni dei cittadini della Romania, Paesi Bassi, Ungheria, Cipro, Portogallo e Irlanda cambiano sensibilmente: mentre tra i primi prende pessimismo, gli altri (ottimisticamente) configurano un futuro economico migliore per il proprio paese (significativo il caso di Cipro il cui punteggio passa da -0,339 a +0,249). Anche per l'Italia si osserva un'analoga dinamica, seppure più contenuta (-0,090 a +0,037). Gli unici paesi da cui sembrano provenire persistenti preoccupazioni per le sorti economiche nazionali, sia nell'anno pre-crisi che dieci anni dopo, sono la Grecia e il Regno Unito.

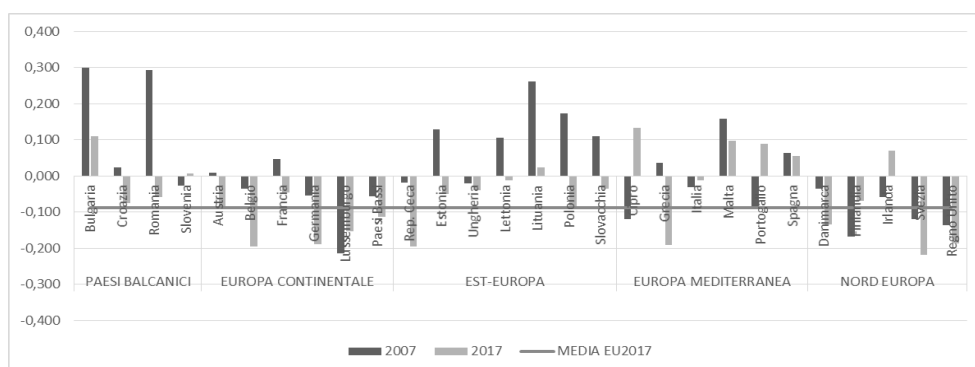
Lo scenario cambia radicalmente se le opinioni sull'argomento riguardano l'Unione Europea (Figura 8). I dati registrano per la totalità dei paesi che ne fanno parte una dinamica negativa: la media dei 28 scende a -0,087 toccando i minimi in sei Paesi: Svezia, Belgio, Rep. Ceca, Grecia, Germania e Regno Unito. Per quanto riguarda l'Italia i valori si mantengono pressoché stabili, prossimi allo zero.

Figura 7 – “Quali sono le sue aspettative per l'anno a venire: l'anno prossimo sarà migliore, peggiore o senza cambiamenti riguardo alla situazione economica del suo paese?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max. +1).



Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017.

Figura 8 – “Quali sono le sue aspettative per l'anno a venire: l'anno prossimo sarà migliore, peggiore o senza cambiamenti riguardo alla situazione economica dell'Unione Europea?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max.+1).

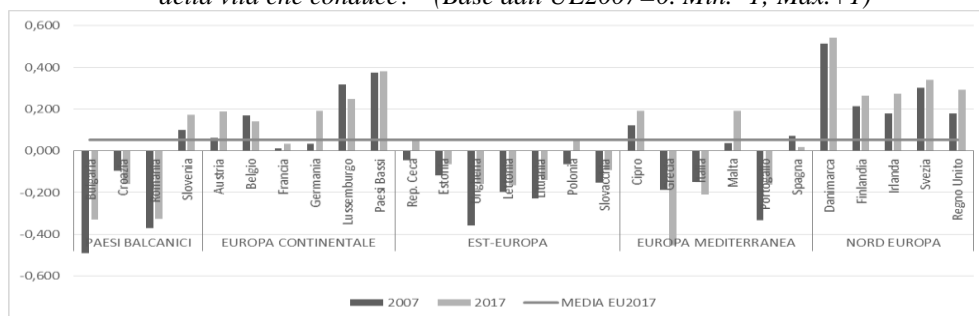


Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017.

5. La soddisfazione per la propria vita

La soddisfazione per la propria vita, insieme al giudizio sulle prospettive future, costituisce uno degli indicatori di cui si compone il dominio denominato “Benessere soggettivo” con cui l’Istat analizza i giudizi e le percezioni degli individui sulla loro vita in generale. Il tema è oggetto di indagine anche nell’ambito dei sondaggi Eurobarometro: “Nel complesso, lei è molto, abbastanza, non molto o per niente soddisfatto/a della vita che conduce?”⁵.

Figura 9 – “Nel complesso, lei è molto, abbastanza, non molto o per niente soddisfatto/a della vita che conduce?” (Base dati UE2007=0. Min. -1; Max.+1)



Fonte: Ns. Elaborazioni su dati Eurobarometer - Public Opinion. Settembre 2007. Novembre 2017.

⁵ Le modalità di risposta sono state articolate su una scala da 1 a 5, dove 1 corrisponde a “Molto soddisfatto”, 2 a “Abbastanza soddisfatto”, 3 a “Non molto soddisfatto”, 4 a “Per nulla soddisfatto”, 5 a “Non so/Non saprei”.

In tutti i paesi nordici si esprimono alti livelli di soddisfazione sia nel 2007 che dieci dopo (Figura 9): a fronte di una media europea che si attesta +0,052, la Danimarca risulta il paese con il migliore punteggio sia nell'anno pre-crisi che a distanza di dieci anni; allo stesso modo in Svezia, Regno Unito, Irlanda e Finlandia. Anche tra i paesi dell'Europa continentale si osservano valori positivi: per alcuni di essi si registrano punteggi ampiamente al di sopra della media europea (Paesi Bassi e Lussemburgo); solo la Francia si mantiene su valori prossimi allo zero. Per quanto riguarda i paesi mediterranei, il livello di soddisfazione espresso dai greci risulta in netto peggioramento: la crisi economica e il senso di precarietà che essa ha determinato hanno inciso profondamente sul livello di soddisfazione per la propria vita. Anche nel nostro Paese si registra la stessa dinamica, seppure meno marcatamente.

6. Conclusioni

I risultati evidenziano un significativo mutamento della percezione dei cittadini dei paesi europei riguardo ad alcune questioni di carattere socio-politico ed economico poste al loro giudizio nel 2007 (un anno prima dell'inizio della grave crisi economico-finanziaria che ha colpito tutti i paesi, alcuni dei quali molto severamente) e a distanza di dieci anni. I temi selezionati sono tra i più dibattuti nell'arena politica (locale e nazionale), soprattutto in occasione degli appuntamenti elettorali più attesi, ma rappresentano anche un tema di studio per chi è interessato a indagare l'opinione che gli individui hanno sulla qualità della loro vita o su taluni aspetti che riguardano l'appartenenza a un "qualcosa" che chiama in causa le espressioni identitarie del contesto cui si appartiene (come i valori, la lingua, la cultura, la religione) (Gasparini, 2000). Da questo punto di vista, le aspettative dei cittadini e le loro preoccupazioni riguardo al futuro del proprio paese, il senso di appartenenza al territorio e la soddisfazione per la propria vita offrono interessanti spunti di riflessioni e analisi sullo stato di benessere di un "luogo", fornendo informazioni preziose su aspetti che gli indicatori classici più utilizzati (come il prodotto interno lordo, il reddito, i consumi delle famiglie, il livello di istruzione, il fatturato delle imprese, il volume delle vendite o l'andamento del mercato del lavoro) non sono in grado di rilevare in modo esaustivo.

Riferimenti bibliografici

- BLANGIARDO, G.C. 2013. Per misurare l'integrazione, *Libertà civili*, No. 2, pp. 24-39.
- BLANGIARDO G.C., MIRABELLI S.M. 2018. Misurare l'integrazione. In *Vita e percorsi di integrazione degli immigrati in Italia*, Istat, pp. 361-381, <https://www.istat.it>.
- GASPARINI, A. 2000. *La sociologia degli spazi. Luoghi, città, società*. Roma: Carocci editore.
- ISTAT. 2018. *Rapporto BES 2018. Il benessere equo e sostenibile in Italia*, <https://www.istat.it>.
- MELA, A. 2000. *Sociologia delle città*. Roma: Carocci editore.
- MIRABELLI, S.M. 2017. L'integrazione degli immigrati presenti in Lombardia. In CESAREO V., BLANGIARDO G.C. (Eds) *L'immigrazione straniera in Lombardia. Rapporto 2016*, Fondazione ISMU, Regione Lombardia, Éupolis Lombardia, pp. 84-111, <http://www.orimregionelombardia.it/>.

SUMMARY

Opinion of European citizens in the pre-crisis year and ten years later: feelings of membership and perception of future perspectives

There are three themes on which the analysis proposed in this paper focuses: the sense of belonging to the territory, the perception of future prospects and the satisfaction for one's own existence. These are some of the topics submitted to the judgment of European citizens interviewed in the Eurobarometer surveys carried out in 2007 and ten years later, aimed at testing their opinion on some socio-political and economic issues. The purpose of the paper is to analyse the perception of European citizens on the eve of the 2008 great crisis and to compare it to what stated in 2017. The specificity of the contribution derives from the use of a calculation procedure, usually adopted in the study of the integration level of migrants, which allows a synthetic and immediate evaluation of the thematic indicators examined.

Gian Carlo BLANGIARDO, Università degli Studi di Milano-Bicocca,
giancarlo.blangiardo@unimib.it
Simona Maria MIRABELLI, Università degli Studi di Milano-Bicocca,
simona.mirabelli@unimib.it

SOCIETÀ E RIVISTA ADERENTI AL SISTEMA ISDS
ISSN ASSEGNATO: 0035-6832

Direttore Responsabile: Prof.ssa CHIARA GIGLIARANO

Iscrizione della Rivista al Tribunale di Roma del 5 dicembre 1950 N. 1864



Associazione all'Unione Stampa Periodica Italiana

TRIMESTRALE

La copertina è stata ideata e realizzata da Pardini, Apostoli, Maggi p.a.m. @tin.it – Roma

Stampato da CLEUP sc
“Coop. Libreria Editrice Università di Padova”
Via G. Belzoni, 118/3 – Padova (Tel. 049/650261)
www.cleup.it

ATTIVITÀ DELLA SOCIETÀ

A) RIUNIONI SCIENTIFICHE

- XXXVII La mobilità dei fattori produttivi nell'area del Mediterraneo (Palermo, 15-17 giugno 2000).
- XXXVIII Qualità dell'informazione statistica e strategie di programmazione a livello locale (Arcavacata di Rende, 10-12 maggio 2001).
- XXXIX L'Europa in trasformazione (Siena, 20-22 maggio 2002).
- XL Implicazioni demografiche, economiche e sociali dello sviluppo sostenibile (Bari, 15-17 maggio 2003).
- XLI Sviluppo economico e sociale e ulteriori ampliamenti dell'Unione Europea (Torino, 20-22 maggio 2004).
- XLII Sistemi urbani e riorganizzazione del territorio (Lucca, 19-21 maggio 2005).
- XLIII Mobilità delle risorse nel bacino del Mediterraneo e globalizzazione (Palermo, 25-27 maggio 2006).
- XLIV Impresa, lavoro e territorio nel quadro dei processi di localizzazione e trasformazione economica (Teramo 24-26 maggio 2007).
- XLV Geopolitica del Mediterraneo (Bari, 29-31 maggio 2008).
- XLVI Povertà ed esclusione sociale (Firenze 28-30 maggio 2009).
- XLVII Un mondo in movimento: approccio multidisciplinare ai fenomeni migratori (Milano 27-29 maggio 2010).
- XLVIII 150 anni di Statistica per lo sviluppo del territorio: 1861-2011. (Roma 26-28 maggio 2011).
- XLIX Mobilità e sviluppo: il ruolo del turismo. (San Benedetto del Tronto, 24-26 maggio 2012).
- L Trasformazioni economiche e sociali agli inizi del terzo millennio: analisi e prospettive (Università Europea di Roma, 29-31 maggio 2013).
- LI Popolazione, sviluppo e ambiente: il caso del Mediterraneo (Università Federico II di Napoli, 29-31 maggio 2014).
- LII Le dinamiche economiche e sociali in tempo di crisi (Università Politecnica delle Marche, 28-30 maggio 2015).
- LIII Mutamento economico e tendenze socio-demografiche tra sfide e opportunità (Università degli Studi Internazionali di Roma, 26-28 maggio 2016).
- LIV Mobilità territoriale, sociale ed economica: modelli e metodi di analisi (Università degli Studi Internazionali di Catania, 25-26 maggio 2017).
- LV Coesione sociale, welfare e sviluppo equo e sostenibile (Università degli Studi dell'Insubria, Varese 24-25 maggio 2018).
- LVI Benessere e Territorio: Metodi e Strategie (Università Politecnica delle Marche, Ascoli Piceno 23-24 maggio 2019).