

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.*

Secondario N _i =379	Matrimonio		Convivenza	
	ATT	Confidence interval	ATT	Confidence interval
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