

Famiglie, mercato del lavoro e rischi sociali.

Nascita di un figlio e rischi di transizione alla povertà tra le famiglie italiane ¹

Paolo Barbieri[✉], Giorgio Cutuli[✉] e Marco Tosi*

[✉] Dipartimento di Sociologia e Ricerca Sociale e FamINE Project, Trento

* Dottorando in Sociologia e Ricerca Sociale, Trento

Vers. 14/02/12 in corso di pubblicazione su *Stato e Mercato*

Abstract

Families, labour market and social risks. Childbirth and the risk of poverty among Italian households

Child poverty and intergenerational transmission of social risks are features of the increase of social inequality occurred in the last two decades. In this paper, we study how in a sub-protective welfare model, as the Italian one, the households may enter poverty in concomitance with a child birth. Italian welfare state plays a reduced role in protecting families and their children against poverty, with limited money transfers and scarce childcare services. Furthermore, the process of labour market flexibilization ‘at the margins’ produced a strong labour market segmentation, which hits again young people and young, newly formed families. In this regard, we ask firstly whether a child birth increase the probabilities of entering poverty; secondly, if the risk of being poor in concomitance of the birth of a child is higher among temporary workers’ households. Using longitudinal IT-Silc data (2004-2007) and applying Random Effects logit models and statistical matching, we show that families with new-born babies face higher poverty risks (threshold at 60% of median income) than their counterpart, with possibly negative consequences on future children’s life chances. Our empirical evidence shows that in Italy labour market precariousness and economic poverty represent quite often two sides of the same coin: the Italian welfare state provides young households with no sufficient resources to cope with the child birth event, thus failing to prevent the risk of entering poverty with the parallel deepening in intergenerational transmission of social and economic risks.

JEL classification: I30 - Welfare and Poverty; J42 – Segmented Labor Markets; J12 Family formation and structure; J13 – Fertility, Family Planning, Child Care, Children, Youth; Z13 - Economic Sociology, Social and Economic Stratification

¹ Una precedente versione di questo saggio è stata presentata al convegno FamIne “*Changing Work-Family Equilibria*” tenutosi a Trento nell’Ottobre 2011. Ringraziamo Chiara Saraceno per i commenti ricevuti.

1. Introduzione e discussione

Questo lavoro focalizza sui rischi di povertà delle famiglie italiane, declinando l'analisi secondo un approccio di *"life-course inequality"* che ha tradizioni consolidate sia nella sociologia italiana che in quella europea (Saraceno 1986; Mayer e Müller 1986; Mayer 1997; Mayer e Schöpflin 1989; Mayer 2005, 2009). Tale prospettiva è volta ad identificare eventi significativi all'interno dei cicli di vita degli individui e delle famiglie che possono, in determinate condizioni macro istituzionali, risultare in episodi di rottura (*"biographical break"*) tali da produrre seri rischi sociali per le loro conseguenze nel tempo e fra le generazioni per le persone e le famiglie coinvolte. In questo senso, studiare il rischio sociale "povertà" da una prospettiva di corso di vita, significa analizzare la povertà come un rischio che colpisce le famiglie in concomitanza con specifici eventi biografici, ben situati ed individuabili all'interno dei cicli di vita individuali e quindi familiari. Il focus sulla famiglia, aggregazione sociale primaria e al contempo istituzione di welfare basilare (Saraceno 2003, 2007) rappresenta perciò un tratto caratterizzante di questo approccio. L'evento di "rottura" su cui questo lavoro si concentra, è dato dalla nascita e dal periodo immediatamente attorno alla nascita di un figlio. Non studieremo quindi il rischio sociale 'povertà' né in accordo con un classico approccio alle determinanti strutturali della disegualianza sociale (Erikson, Goldthorpe 2002; Watson et al. 2009; Whelan et al. 2003) né ci concentreremo sull'interazione fra stratificazione sociale e rischi connessi al ciclo di vita (come in Vandecasteele 2011 o in Whelan e Maitre 2008). Ma non entreremo neppure nel dibattito, ormai ampiamente esplorato, sollevato dai sostenitori dell'individualizzazione dei rischi sociali (Beck 1992; Leisering and Leibfried 1999; Ranci 2002 e Paci 2005 per l'Italia). Siamo invece interessati a studiare come uno specifico evento proprio del ciclo vitale (una nascita) possa trasformarsi in una situazione scatenante la caduta in povertà del nucleo familiare, all'interno di un contesto macro regolativo (condizioni di welfare per la famiglia e di regolazione di mercato del lavoro) che può amplificare le conseguenze intergenerazionali che dall'originario evento scatenante discendono.²

La trasmissione intergenerazionale dei rischi sociali e delle condizioni che preludono a fenomeni di povertà ed esclusione sociale, rappresenta infatti uno degli aspetti più intollerabili dell'aumento della disegualianza avvenuto anche nel nostro paese negli ultimi decenni (Oecd 2011b)³. In particolare, il riproporsi attraverso le generazioni di condizioni di esclusione sociale e civile è particolarmente grave quando coinvolge minori: il dibattito scientifico su povertà infantile e trasmissione intergenerazionale della povertà economica è molto ricco (Wilson, Aponte 1985; Antel 1992; Saraceno 1997; Duncan et al. 1998; Corcoran 2001; Acemoglu, Pischke 2001; Blanden, Gibbons 2006; Corak 2006; Nolan et al. 2006; Jenkins and Siedler 2007a, 2007b; UNICEF 2005, 2007; Watson et al. 2006) e anche le conclusioni più prudenti che oggi se ne possono trarre, nelle parole di Jenkins e Siedler (2007b), attestano che: *"crescere in condizioni di povertà ha un impatto deleterio sulle successive chance di vita, e questo impatto non risulta completamente spiegato da quei fattori correlati con i rischi di povertà infantile"* (p. I). Sperimentare condizioni di povertà e di

² Ci è ben chiaro che una più completa disamina del ruolo dei fattori macro istituzionali richiederebbe una maggiore variazione di casi al livello macro e quindi una comparazione internazionale. In letteratura, lavori che in modi diversi vanno in questa direzione sono presenti (Misra et al. 2007, Vandecasteele 2011, ma anche Saraceno 2003c). Una più ampia analisi comparata è in corso all'interno del Progetto FamIne all'Università di Trento (Barbieri, Bozzon 2011).

³ Come rileva l'ultimo rapporto Oecd (2011b) : *"Oggi nei paesi Oecd il reddito medio del 10% più ricco della popolazione è circa 9 volte quello del 10% più povero – un rapporto di 9 a 1. Questo rapporto varia ampiamente da paese a paese: è molto inferiore alla media Oecd nei paesi nordici e in molti paesi dell'Europa continentale, ma raggiunge un rapporto di 10 a 1 in Italia, Giappone, Korea e Regno Unito; è circa 14 a 1 in Israele, Turchia e negli Stati Uniti; è 27 a 1 in Messico e in Cile."* (p.1)

marginalità sociale nei primi anni di vita, dunque, condiziona sicuramente lo sviluppo futuro dei minori coinvolti, rendendoli particolarmente esposti al rischio di essere a loro volta poveri da adulti – con tutti i costi, sociali ed economici, che da ciò derivano (Esping-Andersen 2002, 2005, 2007; Watson et al. 2006; European Commission 2008). Come sottolinea l’Oecd (2011a) il rischio povertà si è oggi riallocato sulle famiglie con figli piccoli, alleggerendo invece i soggetti anziani e i pensionati.⁴ Conferme di questo processo di riallocazione generazionale del rischio di povertà vengono dalla più recente ricerca in tema, la quale ha evidenziato come la natalità in quanto rischio sociale intergenerazionale connesso al ciclo di vita, si distribuisce in modo profondamente diseguale fra i gruppi sociali, concentrandosi in particolare sui gruppi e sulle classi più svantaggiate (Brandolini, 2005; Vandecasteele, 2010, 2011).

I classici lavori di Rowntree (1901, 1941, 1951) hanno ben illustrato l’evolversi dei rischi di povertà fra le famiglie operaie nella fase del primo industrialismo, con la caratteristica distribuzione ad U lungo il ciclo di vita dei soggetti. Durante il periodo fordista i rapporti tra famiglia, economia e welfare state trovavano un equilibrio nella netta differenziazione dei ruoli di genere tra compiti produttivi e riproduttivi. Grazie ai ritmi di crescita economica sostenuti e al pieno impiego maschile, le famiglie riuscivano ad essere protette tramite il reddito da lavoro e il conseguente accesso al welfare del *breadwinner*, mentre i rischi sociali si concentravano nelle fasi di vita di inattività e in particolare dopo il termine del periodo lavorativo. Nelle società “post-industriali” invece, gli squilibri socio-economici globali da un lato e l’operare di specifici meccanismi di regolazione (e de-regolazione) tipicamente *country-specific* dall’altro, portano ad una nuova configurazione dei rischi sociali, che si concentrano - è il caso dell’Italia - sui “giovani” e sulle nuove famiglie.⁵ In Italia, la povertà infantile raggiunge livelli più elevati rispetto agli altri paesi dell’area Oecd e le politiche sociali rivolte alle famiglie ricoprono un ruolo residuale nell’agenda politica.⁶

La letteratura (Ferrera 2007; Negri e Saraceno 1996) ha indicato nella mancata capacità di adattamento istituzionale uno dei problemi dei sistemi di welfare assicurativi ‘lavoristi’, cioè l’esistenza di una contraddizione fra un sistema di cittadinanza sociale creato per coprire i ‘vecchi’ rischi sociali propri della società industriale e le nuove costellazioni di rischi sociali che la globalizzazione fa emergere ma che il ‘vecchio’ welfare non copre. E, naturalmente, tale mancato adattamento istituzionale si traduce in una diseguaglianza – talora, come in Italia, particolarmente iniqua – fra gruppi (e coorti) sociali sovra-protetti dal welfare pubblico e gruppi (e coorti) sociali sostanzialmente privi di diritti sociali. Da più parti viene dunque evidenziata la necessità di ristrutturare il welfare state e trovare un nuovo compromesso sociale avanzato (Ferrera e Rhodes

⁴ “Le famiglie con bambini rischiano di essere più povere oggi che nel corso dei decenni precedenti, durante i quali i pensionati erano più esposti alla povertà” (Oecd 2011a, p. 14).

⁵ Una ricerca su un gruppo di giovani coppie precarie in 5 città italiane, e sui meccanismi di condivisione dei compiti produttivi e riproduttivi all’interno della coppia, è presentata in Piccone Stella 2007.

⁶ Oecd (2009) riporta come i bambini italiani abbiano un livello di benessere significativamente inferiore ai loro coetanei di altri paesi. I redditi familiari sono bassi per gli standard occidentali ed i tassi di povertà infantile sono più alti della media Oecd: 15,5% in Italia a fronte di una media Oecd del 12,4%. Nonostante i bassi tassi di fecondità, in Italia un bambino su due vive in famiglie « sovraffollate » rispetto a meno di uno su tre della media Oecd. Su questa situazione incide chiaramente il basso livello di spese sociali dedicate ai bambini: la spesa italiana per bambini di 0-3 anni risulta infatti particolarmente bassa: circa l’80% della media Oecd, e la metà di quanto viene speso per le fasce di età più alte. Secondo Oecd, una spesa maggiore per bambini piccoli sarebbe viceversa verosimilmente in grado di generare cambiamenti positivi ed è probabile che risulterebbe più equa per i bambini più svantaggiati. Il rapporto citato conclude che “l’Italia ha bisogno di nuovi investimenti diretti sui bambini più piccoli, specialmente in un’ottica di lungo periodo e nelle aree in cui la spesa corrente è bassa.” (*Italy needs to direct new spending to younger children when it is easier to make a long-term difference and where current spending is low*) Oecd 2009, p. 2

2000, Daly 2005) in grado di gestire le nuove povertà e i nuovi rischi di esclusione intergenerazionale che, a differenza di quanto accadeva in passato, interessano oggi sempre più famiglie in posizioni socioeconomica non marginale, in concomitanza di specifici eventi di vita.⁷

2. Welfare, mercato e nuovi rischi sociali

È ormai condivisa l'idea che le società del 21° secolo non possano più permettersi, se vogliono mantenere una coesione sociale apprezzabile ed una crescita sociale ed economica adeguate, gli elevati livelli di diseguaglianza tipici delle società di fine novecento (Esping-Andersen 2005; 2009). Uno dei fattori di diseguaglianza sociale oggi in discussione è il funzionamento del welfare assicurativo per le sue componenti di “*cohort & gender bias*” (Janoski, Hicks 1994; Boeri e Perotti 2002; Saraceno 2003; Esping-Andersen 2009; Anxo, Bosch e Rubery 2010). In Italia il problema è particolarmente rilevante: Oecd (2011) evidenzia come nel 2009 la spesa Italiana dedicata alle politiche per le famiglie ammontasse all'1,4% del PIL, una quota inferiore sia alla spesa media dei paesi dell'area Oecd (2,2%), sia alla media dei paesi a bassa fertilità (1,9%). Nel nostro paese infatti oltre i due terzi della spesa di welfare beneficiano esclusivamente gli strati improduttivi di età più elevata (Ferrera 1996; 2007). La redistribuzione operata dalle tasse e dai trasferimenti evidenzia, insomma, che l'Italia, insieme agli altri paesi mediterranei, ha un “welfare state dei pensionati” e che il divario generazionale diviene particolarmente accentuato tra le fasce più povere della popolazione. (UNICEF 2007). Anche considerando la discussione, presente in letteratura, sui limiti di un approccio alla sicurezza sociale che consideri esclusivamente la spesa sociale (pubblica) lorda sul PIL e sostituendo tale grandezza con i dati sulla ‘spesa sociale totale netta’ (Adelma et al. 1996, 1999), sempre in rapporto al PIL, come autorevolmente proposto da Gilbert (2009), si ricava che la situazione del nostro paese addirittura peggiora di una posizione (Gilbert 2009, tabella 1).

La definizione di “sub-protettivo” che in letteratura spesso accompagna i riferimenti al welfare assicurativo latino si fonda su tre aspetti: una copertura dei trasferimenti monetari molto incompleta, un basso livello di generosità dei trasferimenti e una quasi totale assenza di politiche attive del lavoro (Gallie, Paugam 2000). Rispetto al primo punto, il caso italiano è uno dei più selettivi in Europa in termini di criteri per accedere ai benefici di welfare (Saraceno 2005, 2009).⁸ Per quanto concerne il livello dei trasferimenti, questo ovviamente esercita un effetto importante sui rischi di povertà delle famiglie: come rileva la ricerca comparata, nei paesi dell'Europa mediterranea le famiglie a basso reddito ricevono solo una piccola parte del loro reddito complessivo dai trasferimenti statali (Esping-Andersen 1990; Bison, Esping-Andersen 2000) e tali trasferimenti, in molti casi, risultano inferiori al livello di sussistenza (Gallie, Paugam 2000). Diversi autori hanno mostrato come nei paesi dell'Europa meridionale, caratterizzati da un welfare marginale e da un basso livello di de-mercificazione, non solo i rischi di povertà siano più elevati,

⁷ Non ci occupiamo in questo saggio di un altro aspetto, altrettanto rilevante, del mancato adattamento del welfare: quello commesso alle nuove aspettative e modalità di organizzazione familiare presenti nelle società europee. Si tratta di un aspetto importante dei rapporti fra individui, famiglie e welfare troppo spesso tralasciato dall'analisi e dalla ricerca. Come afferma Mary Daly (2005) anche da questo punto di vista, la storia delle politiche pubbliche per la famiglia “è quella di una costante divergenza fra le risposte del welfare pubblico e ciò che le famiglie desiderano per la loro vita. Quando si tratta di politiche per la famiglia, gli stati sono sempre in ritardo” (p.379).

⁸ L'assegno al nucleo familiare introdotto nel 1985 e modificato nel 1993 con una quota aggiuntiva per le famiglie con minori, si è rivolto esclusivamente ai nuclei dei lavoratori dipendenti e assimilati. Gli stessi criteri di selettività che escludono lavoratori autonomi e disoccupati, sono adottati nell'erogare l'assegno per le famiglie numerose e gli assegni di maternità. Mentre tutti i paesi europei hanno forme universalistiche di trasferimenti monetari rivolti ai minori (anche se, come in Francia, possono essere erogati solo a partire dal secondo figlio) i paesi dell'area mediterranea hanno sistemi di trasferimenti monetari per i figli sottoposti a prova dei mezzi e vincolati al tipo di reddito percepito.

ma soprattutto le famiglie abbiano probabilità maggiori di rimanere intrappolate in stati di indigenza⁹ di lunga durata (Whelan, Layte, Maitre 2003; Fouarge, Layte 2005, Devicienti e Gualtieri 2004).¹⁰ Bassi tassi di sostituzione dei sussidi e durata limitata nel tempo sono condizioni che riducono la stessa efficacia degli interventi: la ricerca ha mostrato che solo una piccola proporzione di coloro che sono poveri prima di ricevere i sussidi riesce ad uscire dallo stato di indigenza (Maitre, Nolan e Whelan 2005). Ugualmente, i tassi di povertà minorile prima e dopo i trasferimenti di welfare evidenziano, nei paesi mediterranei, una riduzione del fenomeno che si attesta a livelli decisamente più bassi rispetto a tutti gli altri paesi europei (Bradshaw e Finch 2002; Bradshaw 2006) segnalando quindi un chiaro problema di inefficacia del welfare ‘pensionistico’ mediterraneo. Quanto alle politiche del lavoro, infine, il nostro paese non brilla sicuramente per i livelli di investimento, tanto più nel caso delle politiche attive, che si traducono quasi completamente in incentivi alle assunzioni, quindi diretti alle imprese e non ai soggetti in cerca di impiego. Ancora, un contributo rilevante al tema viene dagli studi di genere che hanno analizzato l’impatto della maternità sui rischi di povertà all’interno dei regimi di “*primary caregivers*” (Fraser 1994; Misra et al. 2007), cioè i paesi in cui il ruolo della donna è ancora quello tradizionale di fornitrice di cura, in larga parte coincidenti con i paesi che rientrano nel modello meritocratico contributivo proposto dalla teoria dei regimi di welfare (Esping-Andersen 1990). Proprio la non considerazione delle possibili specificità ed aggravanti “latine” anche nella letteratura che si è occupata delle conseguenze di differenti “*welfare state reconciliation strategies*” (Misra et al. 2007), rende di particolare interesse un’analisi dedicata al caso italiano.

Accanto al welfare (pubblico) comunque, un ruolo fondamentale nella prevenzione dei rischi di povertà delle famiglie (e quindi di quella infantile) è giocato dal mercato del lavoro e dalla sua capacità di creare occupazione per le donne. La letteratura enfatizza infatti come il sostegno all’occupazione femminile e il consolidamento di un modello familiare a doppio reddito siano le miglior “*policies*” contro la povertà e la trasmissione intergenerazionale dell’esclusione sociale (Esping-Andersen 2005, 2009; Misra et al. 2007; Gilbert 2008; Eurostat 2008; OECD 2008; 2011; Barbieri, Bozzon 2011; Scherer 2011). Ma anche da questo punto di vista, la situazione italiana è pessima: il tasso di occupazione medio femminile del 48% (Oecd 2011) risulta inferiore a quello della maggior parte degli altri paesi occidentali (la media Oecd è pari al 59%), mentre la scarsa diffusione dei servizi all’infanzia – solo il 25% circa dei bambini sotto i tre anni frequenta gli asili nido, contro una media del 33% per i paesi EU15 (Eurostat)¹¹ – rivela come il periodo della nascita e della primissima infanzia costituiscano tuttora momenti completamente non tutelati dal sistema pubblico. La letteratura parla di “*familizzazione di default*” dei compiti di cura dei bambini (Saraceno e Keck 2008; Saraceno 2009) che ha come conseguenza il disincentivo al lavoro extradomestico delle donne e l’innalzamento dei rischi di povertà collegati alla nascita e durante i primi anni di vita del figlio. Una transizione del nucleo familiare verso condizioni di povertà è destinata a produrre effetti pesanti e duraturi sia per le famiglie sia per le prospettive future dei figli:

⁹ Indigenza e povertà sono usati come sinonimi.

¹⁰ In particolare, per il nostro paese, Devicienti e Gualtieri (2004) utilizzando dati ECHP che consentivano una finestra di osservazione longitudinale di 7 anni, mostravano che tra il 33 e il 40% di coloro che entrano in povertà vi rimane per un totale di almeno 4 anni su sette: tra il 7 e il 14% rimane al di sotto della soglia di povertà per i sette gli anni. Solo un 30% circa vi rimane per un solo anno su sette. Gli stessi autori rilevano anche la particolare concentrazione dei rischi di povertà in Italia su specifici nuclei: famiglie con molti bambini e poche alternative di reddito rispetto a quelle garantite dalla persona di riferimento, o in cui quest’ultima ha bassi livelli di formazione, erano i casi con più alti rischi di povertà persistente. Accanto a queste situazioni, famiglie a “debole attaccamento al mercato del lavoro” (capofamiglia sotto-occupato, disoccupato o inattivo) erano altrettanto esposte al rischio di povertà persistente.

¹¹ <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/refreshTableAction.do?tab=table&plugin=1&pcode=tsisc100&language=en>

la ricerca internazionale ha segnalato come il nostro paese - assieme ai paesi mediterranei - si caratterizzi per gli elevati rischi di trasmissione intergenerazionale delle condizioni di esclusione e di vulnerabilità sociale (Negri e Saraceno 2003; Esping-Andersen 1999, 2005; Fouarge e Layte 2005; Layte e Whelan 2003; Barbieri, Bozzon 2011; Brandolini, Saraceno, Schizzerotto 2009). Questo articolo si propone quindi di analizzare come in Italia le famiglie possano transitare in stati di povertà economica in coincidenza della nascita di un figlio.

Il welfare state incide anche per una seconda ragione sul nostro oggetto di studio, che ha a che fare con la connessione esistente fra welfare e mercato del lavoro (Esping-Andersen 1990, 1999; Barbieri 2005). Il modello di welfare assicurativo italiano garantisce i diritti di cittadinanza sociale solo per chi è occupato secondo il modello classico 'fordista' di lavoro dipendente a tempo pieno ed indeterminato e tutela solo in forma ridotta le forme di impiego che si discostano da tale modello. La combinazione tra l'allocazione su base rigidamente assicurativo-contributiva dei diritti sociali e il processo di deregolamentazione 'ai margini' del mercato del lavoro attuato in Italia negli anni novanta, ha prodotto un'elevata segmentazione del mercato del lavoro fra insider ed outsider che si riverbera in tutti gli aspetti del rapporto d'impiego, da quelli che riguardano le prospettive occupazionali e di carriera a quelli salariali e previdenziali (Barbieri 2009, 2011; Barbieri e Scherer 2005, 2007, 2009; Rosolia e Torrini 2007; Mocetti, Olivieri e Viviano 2010; Picchio 2007; Cutuli 2008; Cutuli e Barbieri 2010; Schizzerotto et al. 2011). In presenza di una netta penalizzazione salariale dei lavori flessibili (Cutuli 2008; Cutuli e Barbieri 2010; Schizzerotto et al. 2011) combinata con la mancanza di ammortizzatori sociali rivolti ai percorsi lavorativi frammentati, le famiglie composte esclusivamente da lavoratori atipici risultano intrappolate in posizioni occupazionali precarie ed instabili, a basso reddito e complessivamente più svantaggiate rispetto alle famiglie i cui membri possono godere di impieghi tradizionali (Brandolini 2009; Barbieri e Scherer 2009).

La seconda domanda di ricerca, quindi, si chiede quanto le famiglie composte da lavoratori atipici e con contratti di lavoro a termine, abbiano rischi maggiori di entrare in povertà - rispetto ad altre combinazioni familiar-occupazionali - in concomitanza con la nascita di un figlio.

3. Dati, variabili e metodi

La base dati utilizzata è la componente longitudinale italiana (IT-SILC) della rilevazione europea *Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC). Si tratta di una fonte di dati istituzionale, sufficientemente numerosa e ancora poco utilizzata dalla ricerca sociale.¹² L'unità di analisi è costituita dal nucleo familiare, con ciò intendendosi i nuclei in cui è presente una donna di età compresa tra i 18 e i 50 anni; che vive con il partner (sposati o conviventi) o che si definisce single. Fra queste ultime vengono comprese le donne divorziate, separate o nubili con figli. In

¹² L'indagine EU-SILC sostituisce il precedente panel europeo sulle famiglie (ECHP) e ha come obiettivo prioritario quello di fornire, usando definizioni e metodi armonizzati, dati comparabili, sia a livello trasversale che longitudinale, per l'analisi della distribuzione dei redditi, del benessere e della qualità della vita delle famiglie e delle politiche economiche e sociali adottate a livello nazionale e/o europeo. Le indagini condotte nel 2004 e nel 2005 hanno raggiunto, rispettivamente, 24.270 e 22.032 famiglie per un totale di 61.542 e 56.105 individui. Per ulteriori informazioni sui dati si veda: <http://www.istat.it/it/archivio/4152>

totale, le selezioni operate consentono di lavorare con un campione di 7180 famiglie e 18487 osservazioni (famiglie nel quadriennio considerato).¹³

Allo scopo di indagare l'associazione fra nascita di un figlio e povertà monetaria, questa è stata definita come quella condizione in cui il reddito totale disponibile del nucleo familiare è inferiore alla soglia del 60% del reddito mediano nazionale annuo (a t-1). Il reddito totale disponibile rappresenta tutte le entrate al netto delle imposte e dei contributi sociali ed il suo ammontare è la somma dei redditi individuali dei membri di una famiglia, comprese le indennità di disoccupazione, le pensioni, i sussidi ai disabili, ai minori e alle famiglie, trasferimenti per l'abitazione e le malattie pagate, e delle rendite familiari che includono quelle riferite alle proprietà, i profitti e gli interessi derivanti dagli investimenti bancari. Per rendere comparabile il reddito totale disponibile fra famiglie con una diversa composizione, si è fatto ricorso alla scala di equivalenza "Oecd modificata" che pesa gli individui all'interno del nucleo, ponendo uguale a 1 il primo adulto, a 0,5 ogni adulto aggiuntivo e a 0,3 i bambini sotto i sedici anni.

Volendo analizzare quali siano i rischi economici connessi alla nascita di un figlio e disponendo di informazioni longitudinali, nelle analisi si sono selezionati solo quei nuclei familiari che precedentemente all'evento non si trovavano in stato di povertà monetaria.¹⁴

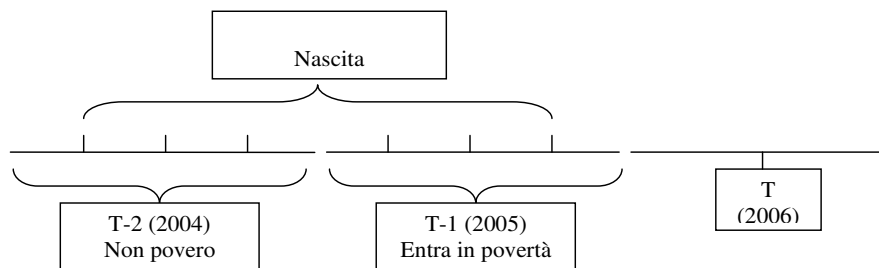
Al fine poi di garantire omogeneità temporale tra variabile di reddito e caratteristiche individuali, si è optato per una specificazione della variabile dipendente a tempo t, essendo quest'ultima riferita all'anno trascorso, mentre le covariate sono misurate a t-1.

Per quanto concerne la selezione della popolazione a rischio, la collocazione temporale della variabile "nascita" come da Figura 1 comporta essenzialmente due vantaggi: da una parte garantisce la corrispondenza tra periodo di riferimento per il reddito rilevato e l'emergenza della situazione di povertà al realizzarsi dell'evento; dall'altra, permette di evitare di assumere impropriamente i precedenti livelli di reddito quali *proxy* delle entrate correnti in presenza dei nuovi carichi familiari.

¹³ Formalmente dovremmo dire che si sono selezionate "famiglie" in cui è presente un genitore di età compresa tra i 18 e i 50 anni; che vive con il partner (sposati o conviventi) o che si definisce single. Fra questi/e ultimi/e vengono compresi i genitori divorziati, separati o celibi/nubili con figli. Di fatto, uomini single con figli, a cui nascono figli, non ve ne sono, quindi parliamo di 'donne'...

¹⁴ Questo accorgimento, chiaramente conservativo, si propone non tanto di aumentare la validità interna delle stime proposte, quanto di escludere, de facto, che gli stati di povertà riscontrati possano essere dovuti a fenomeni generalmente definiti di *genuine state dependance*.

FIG. 1. Collocazione temporale della nascita rispetto alla variabile entrata in povertà.



Nella parte empirica vengono utilizzati dapprima modelli di regressione logistica longitudinali; i principali controlli inclusi comprendono le consuete variabili socio-demografiche, la *coorte di nascita* della donna, il *livello di istruzione*, definito dal grado di educazione più alto tra i due partner (se vi è un partner), l'*appartenenza territoriale* e le caratteristiche familiari che comprendono il *numero di percettori di reddito*, la *presenza di pensionati* e l'essere *single*; inoltre, la variabile relativa al *numero di figli*, che permette di differenziare le nascite del primogenito da quelle del secondo e terzogenito. Un discorso a sè stante è costituito dalle *ore lavorate* dalla donna, suddivise in più o meno di quaranta ore settimanali (part-time), dalla *riduzione dell'offerta lavorativa*, che coglie l'eventuale riduzione del numero di mesi lavorati da un anno all'altro (dicotomica, *time varying*), e dall'*indice di prestigio occupazionale* ISEI (International Socio-Economic Index of Occupational Status, Ganzeboom *et al.* 1996) riferito al livello occupazionale più alto tra i due partner (se vi è un partner).

Infine, è stata costruita una tipologia della condizione occupazionale della famiglia che ha lo scopo di disporre in modo gerarchico i nuclei familiari in base alla contrapposizione tra lavoro standard (lavoratori a contratto a tempo indeterminato e autonomi) e lavoro a termine (CTD) e in base al numero di percettori di reddito. L'inclusione di questi controlli ha lo scopo di fornire un quadro di come l'esposizione familiare ai rischi di povertà dipenda non soltanto dal numero di percettori di reddito, ma anche dalle modalità di partecipazione familiare al mercato del lavoro.

Nell'analisi longitudinale, ci si è avvalsi dei modelli di regressione logistica ad effetti random (RE) per l'analisi di dati panel. Dato il modello:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha z_i + \beta x_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

Dove la probabilità di entrare in povertà in uno specifico momento temporale t per la famiglia i -esima (y_{it}) è posta in funzione sia delle caratteristiche familiari *time varying* (x_{it}) sia di quelle *time constant* (z_i). Questa modellizzazione ha la peculiarità di suddividere il termine di errore in una componente che varia tra le famiglie, ma che resta longitudinalmente costante (u_i) e un'altra che varia tra le stesse unità e nel tempo (ε_{it}). Di conseguenza, la varianza totale viene trattata nelle due dimensioni proprie dei dati panel: una componente temporale ed interna alle famiglie (σ_u^2 *within*) e una esterna tra le stesse unità (σ_ε^2 *between*).

In un contesto d'analisi longitudinale ed in presenza di una dipendente dicotomica quale lo stato di povertà, l'adozione di una modellizzazione ad effetti random (RE) è preferibile a possibili strategie alternative quali ad esempio una stima ad effetti fissi (FE), in quanto consente una stima basata su *tutti* i soggetti e non vincolata al verificarsi di mutamenti della y nel tempo. Tuttavia, va

detto che come tutte le stime ad effetti random, anche modelli come quello presentato si basano sull'assunzione di una mancata correlazione tra il termine d'errore u_i e le covariate incluse.¹⁵

Va inoltre ricordato che se quello dell'eterogeneità non osservata è un possibile inconveniente delle stime ad "effetti random", un altro aspetto problematico comune a tutti i modelli di regressione logistica è l'interpretazione, di per sé non immediata, dei coefficienti ottenuti. Questi due aspetti vengono affrontati e risolti contestualmente (se ne dà conto nel Grafico 1) mediante la stima e presentazione di *effetti marginali* calcolati a partire dai coefficienti già presentati in forma tabellare (si veda Mood 2010 per una trattazione relativa all'opportunità della presentazione dei risultati in forma di effetti marginali medi).

I vantaggi interpretativi degli effetti marginali ci vengono inoltre in aiuto quando si tratta di comprendere - e *quantificare* - il possibile peso esercitato dall'eterogeneità non osservata, tra le diverse famiglie, nel trasformare l'evento "nascita" in una variazione del rischio di povertà. È infatti possibile stimare come le probabilità di esperire lo stato di povertà varino in funzione non soltanto delle caratteristiche rilevate e della condizione occupazionale dei diversi nuclei familiari, ma anche secondo la presenza/assenza di caratteristiche non misurabili delle famiglie stesse (positivamente o negativamente) correlate al rischio di transitare in povertà. La stima è basata sull'addizione / sottrazione della deviazione standard degli effetti di secondo livello dalle probabilità predette per ogni singolo profilo "occupazionale-familiare" al verificarsi / non verificarsi dell'evento nascita. Una simile procedura fornisce infatti quello che potremmo definire un 'campo di variazione' (dato dalle *unobservables*) degli effetti marginali della nascita sui rischi di povertà per quel tipo di famiglia, rilassando in tal modo l'assunzione di non correlazione tra "u" ed "x".

Un'ulteriore specificazione dei modelli adottati negli studi longitudinali dei rischi di povertà consiste nel controllo per eventuali stati di povertà ricorrenti, capaci di per sé di generare nuovi stati di indigenza. A questo proposito, in letteratura è noto come le dinamiche della povertà possano prendere la forma di un "circolo vizioso" in cui le famiglie che hanno vissuto situazioni di indigenza in precedenza (y_{it-k}) sono più propense ad esperirle nuovamente (Devicienti e Gualtieri 2004; Fouarge e Layte 2005). Senza entrare qui nel dibattito sulla questione, tali dinamiche sono abitualmente associate a fenomeni di "*genuine state dependance*", cioè a caratteristiche, per lo più non osservabili, acquisite durante lo stato di povertà precedente (Heckman 1978, Cappellari e Jenkins 2004; Giraldo, Rettore e Trivellato 2007), alla questione della censura a sinistra dei dati longitudinali ed al problema della correzione per le condizioni iniziali (Wooldridge 2005).

E' il caso di sottolineare che le stime qui prodotte, come già ricordato nei precedenti paragrafi, sono robuste rispetto a simili distorsioni visto il disegno della ricerca e l'ulteriore selezione di casi prescelti, che considera tra gli episodi di povertà unicamente quelli di famiglie diventate povere in concomitanza con nascita del figlio, escludendo pertanto quelle in cui la povertà monetaria si configurava come uno stato (ininterrotto) pregresso. Ad ogni modo, in maniera per certi versi affine a quanto proposto nei modelli di regressione cosiddetti "dinamici" e fermo restando il carattere conservativo della selezione di casi, nelle regressioni logistiche longitudinali si è incluso come ulteriore controllo una variabile-contatore dei precedenti episodi di non-povertà nella finestra temporale d'osservazione, riducendo pertanto la componente di eterogeneità non osservata al secondo livello.

Al fine di ottenere un'ulteriore verifica della robustezza della stima relativa ai rischi di transizione in povertà connessi allo sperimentare una nascita nel nucleo familiare, si è quindi

¹⁵ In altre parole, la stima ad effetti random rimane robusta soltanto in assenza di eterogeneità non osservata.

proceduto ad un radicale cambio nella specificazione del modello ed alla conduzione di un'analisi non parametrica sui medesimi dati. L'adozione di un approccio controfattuale ci consente infatti di fornire un'interpretazione dei rischi di povertà già evidenziati in termini di *effetto causale della nascita nel nucleo familiare* - in questo caso un effetto medio sui trattati (ATT, *average treatment effect on the treated*). La procedura di abbinamento statistico implementata ha infatti lo scopo di riprodurre un contesto sperimentale, selezionando *ex-post* dal *set* di dati coppie di famiglie statisticamente equivalenti l'una all'altra: «gemelle», sulla base di un vettore di covariate, e che differiscono unicamente per la «variabile di trattamento», vale a dire l'aver sperimentato l'evento nascita. La procedura utilizzata è nota come «*Kernel matching*»: la stima è compiuta utilizzando tutte le osservazioni presenti, opportunamente pesate, e che soddisfano la condizione di «supporto comune» sul *propensity score* (punteggio scalare della probabilità di esperire il trattamento). Ogni nucleo familiare trattato è abbinato a tutte le unità non trattate secondo il seguente criterio di distanza tra i *propensity score* predetti:

$$\frac{1}{N^T} \sum_{i=1}^{N^T} \left(Y_i^T - \sum_{j=1}^{N^C} w_{ij} Y_j^C \right)$$

Dove:

N^T identifica il numero di nuclei familiari con nascite

N^C identifica il numero di nuclei familiari in assenza di nascite

Y_i^T rappresenta il valore della variabile di risultato dell'osservazione i per i soggetti trattati;

Y_j^C rappresenta il valore della variabile di risultato dell'osservazione i per i soggetti non trattati;

e dove

$$\sum_{i=1}^{N^C} w_{ij} Y_j^C$$

rappresenta la media della variabile di risultato di tutte le famiglie non esposte al trattamento.

La stima dell'effetto della nascita è, così, una semplice differenza di medie sulle probabilità di entrare in povertà, pesata in modo inversamente proporzionale alla distanza dal loro propensity score (Martini e Sisti 2009; Caliendo e Kopeinig 2005; Becker e Ichino 2002; Heckman et al. 1997, 1998).

4. Risultati

La Tabella 1 riporta due modelli di regressione logistica ad effetti random sulla probabilità di cadere in povertà. Dalla lettura dei parametri relativi al primo modello, si nota come le famiglie italiane vedano aumentare i loro rischi di transitare in una condizione di indigenza in concomitanza della nascita di un figlio. In altri termini, tra le famiglie in cui nasce un figlio le probabilità di entrare in povertà sono maggiori rispetto a quelle dei nuclei familiari nei quali non avviene tale evento. Questo risultato risponde in maniera chiara al primo interrogativo di ricerca sollevato. Nel secondo modello sono stati inseriti i trasferimenti di welfare diretti al sostegno del reddito familiare («*Benefits*») e l'interazione tra questi e la nascita di un figlio. Sebbene i sussidi abbiano l'effetto di diminuire i rischi di povertà di *tutte* le famiglie (indipendentemente dalla nascita di un figlio: logit di -0,84 statisticamente significativo), l'interazione tra ricevere i sussidi e la nascita di un figlio rivela come tali trasferimenti non producano un miglioramento statisticamente significativo delle

condizioni economiche delle famiglie con un bambino neo-nato. Ciò conferma come in Italia il sostegno ai costi dei figli stenti ad avere un riconoscimento efficace sia per questioni legate ai criteri di selezione sia per i bassi livelli di generosità dei trasferimenti.¹⁶

Nel secondo modello viene ulteriormente testata la relazione fra le nascite dei figli e i rischi di povertà. Infatti, se la nascita di un figlio comporta nuove necessità per tutte le famiglie, quelle che occupano una posizione già precedentemente svantaggiata si troveranno ad affrontare rischi di povertà maggiori, con un profilo di rischio inversamente proporzionale al livello di reddito. A questo proposito, i nuclei familiari “più a rischio” sono quelli che durante l’anno precedente si posizionano poco sopra la linea di povertà (soglia annua + 2500 euro). Quest’ultimi non hanno solo rischi maggiori dovuti alla loro posizione reddituale, ma hanno anche probabilità più alte di compiere la transizione in povertà in concomitanza con la nascita del figlio. Su questi risultati è stato effettuato un test di robustezza della stima applicando soglie variabili (soglia annua + 1500 / 2000 / 2500 euro) nel tentativo di identificare le famiglie “poco al di sopra” della soglia di povertà calcolata sul reddito annuo: inserire il controllo segnala come i rischi di povertà dati dalla nascita non siano equamente distribuiti per classe di reddito. Si tratta di un fatto che la letteratura che analizza la povertà in connessione con le classiche dinamiche di diseguaglianza e stratificazione sociale ha già ampiamente analizzato (Whelan e Maitre 2008, Vandecasteele 2011, Brandolini 2007) e su cui pertanto non commentiamo oltre, preferendo soffermarci sui ‘differenziali’ di rischio esistenti fra diversi tipi di assetti familiari, costruiti sulla base della collocazione occupazionale degli adulti del nucleo familiare.

TAB. 1. *Modelli di regressione logistica ad effetti random sulla probabilità di entrare in povertà.*

	Modello 1		Modello 2	
	Coef.	(E.S.)	Coef.	(E.S.)
Nascita (t-1)	0,58***	(0,16)	0,68**	(0,25)
Benefits (t-1)			-0,84***	(0,10)
Nuclei familiari più a rischio (t-1)			1,22***	(0,10)
Benefits * nascita (t-1)			-0,05	(0,32)
Più a rischio * nascita (t-1)			0,65*	(0,31)
Condizione occupazionale (t-1) del nucleo familiare (Ref: 2 standard o single standard)				
1 standard 1 CTD	0,05	(0,22)	0,04	(0,23)
2 CTD o single CTD	0,76**	(0,29)	0,62*	(0,29)
1 standard 1 non occupato	0,45**	(0,17)	0,35*	(0,17)
1 CTD 1 non occupato	1,13***	(0,26)	1,10***	(0,26)
Riduzione offerta lavorativa	1,02***	(0,12)	1,07***	(0,11)
Costante	-2,28***		-2,29***	
Varianza within		-2,28		-10,20
Varianza between		0,32		0,01
Log-likelihood		-1873,6014		-1758,8136
N° gruppi		5293		5293
N		9198		9198

*P<0.05 **P<0.01 ***P<0.001

Nota: i modelli controllano per il numero dei figli (0,1, 2 o più), il livello di istruzione (alta, media, bassa), l’indice di prestigio occupazione ISEI (continua), il numero dei percettori di reddito (0,1,2,3 o più), le ore lavorate dalla donna (>40,<40), la coorte di nascita della donna (1955-’60;1961-’65;1966-’70; 1971-’86), la presenza di pensionati (0,1), essere single (0,1), l’appartenenza territoriale (Centro-Nord; Sud), numero di anni precedenti di non povertà (1,2,3). Tutte le variabili sono collocate a (t-1) durante il periodo di rilevazione del reddito. I modelli completi sono riportati in Appendice. Fonte: IT-SILC 2004-2007

¹⁶ La base dati sfortunatamente non consente di identificare il tipo e l’ammontare di tali sussidi.

Il grafico 1 riporta, sull'asse delle ordinate, gli effetti marginali della nascita del primo figlio (predetti dal primo modello) secondo la condizione occupazionale della famiglia. In questa rappresentazione è stato tracciato un profilo di famiglia "medio", le cui caratteristiche (riportate nell'intestazione del grafico) possono offrire un'immagine generalizzata dell'effetto della nascita. Ovviamente, se lo stesso profilo di famiglia fosse stato collocato al Sud Italia le sue probabilità di entrare in povertà in concomitanza della nascita di un figlio, aumenterebbero considerevolmente. La stessa cosa accadrebbe se si prendesse in considerazione una famiglia di operai o un nucleo con un basso livello di istruzione. Inoltre, è stato preso in considerazione un tipo di famiglia in cui non è avvenuta una "riduzione dell'offerta lavorativa" da un anno all'altro, ossia in cui il monte ore lavorato da entrambi i partner è rimasto invariato. Osserviamo come si tratti di scelte di ricerca che tendono a "ridurre" l'effetto negativo della nascita, quindi ad essere sfavorevoli rispetto alla nostra aspettativa, e cioè che la precaria collocazione del nucleo familiare rispetto al sistema occupazionale e delle garanzie ad esso annesso, costituisca un fattore di ulteriore aggravio del rischio di transitare verso la povertà con la nascita di un figlio.

Il grafico 1 mostra che la nascita di un figlio ha un effetto marginale diverso secondo le differenti situazioni occupazionali delle famiglie e come tale distribuzione (a parità di tutto il resto) vada a svantaggio dei nuclei formati da lavoratori a termine¹⁷. Nelle famiglie in cui entrambi i coniugi hanno un contratto a tempo determinato (2CTD), i rischi di povertà concomitanti alla nascita del primo figlio sono doppi rispetto a quelli delle altre famiglie a doppio reddito. Ugualmente, tra le famiglie monoreddito, quelle con un lavoratore a termine hanno un rischio tra l'1,5% e il 2,5% maggiore rispetto a quelle con un lavoratore standard: un effetto forse non elevatissimo, ma comunque significativo, soprattutto alla luce delle scelte conservative relative ai profili familiari utilizzati per la rappresentazione prima ricordate.

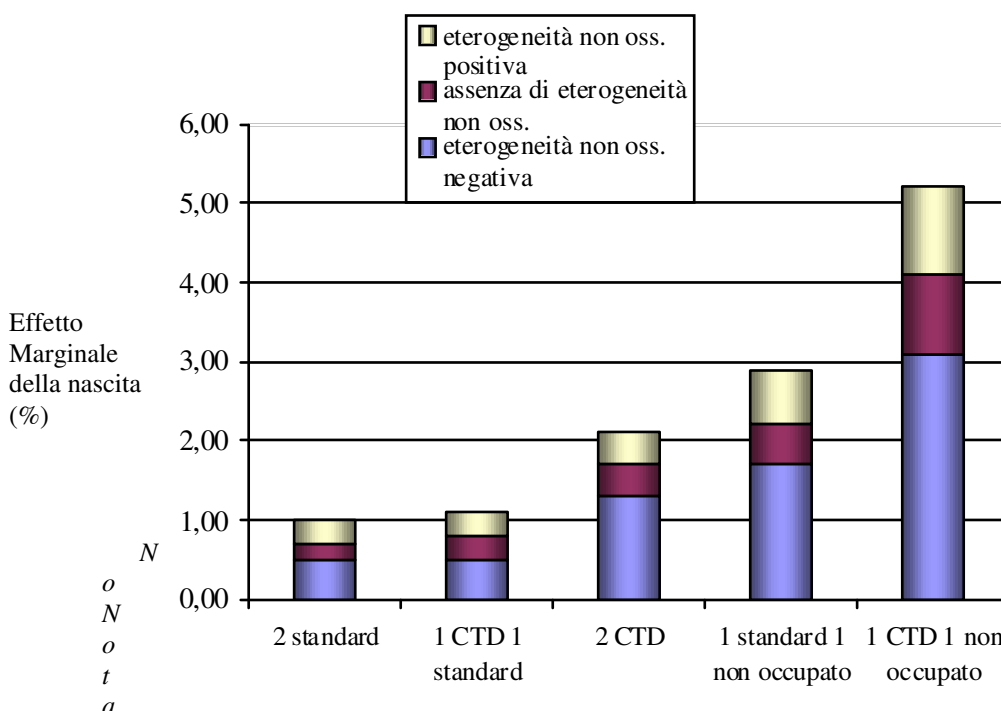
Il ruolo dell'eterogeneità non osservata conferma questa distribuzione del rischio: nelle famiglie a doppio reddito in cui almeno uno dei due partner ha un lavoro standard, le caratteristiche non osservabili positivamente associate al rischio di ingresso in povertà hanno un ruolo quasi insignificante nell'aumentare le probabilità di entrare in povertà. Al contrario, tra le famiglie in cui entrambi i coniugi sono occupati nel mercato del lavoro secondario e in quelle monoreddito, possono esistere componenti di eterogeneità non osservabile che influenzano significativamente (e in peggio, cioè facendo aumentare l'effetto marginale della nascita) le condizioni economiche delle famiglie. Nel grafico, quindi, la triplice specificazione dei rischi di povertà in ragione delle diverse, possibili esposizioni ad eterogeneità non osservata viene proposta, in sostanza, per 'tener conto' dei fattori non osservati e non osservabili ma in grado di aumentare sensibilmente il rischio di entrare in povertà per le famiglie in oggetto. Nello specifico, tale rischio aumenterebbe visibilmente nel caso di due partner con contratto a tempo determinato, mentre rimarrebbe sostanzialmente inalterato nel caso dei nuclei a doppio reddito con almeno un lavoratore standard.

A questo proposito, avere in famiglia due redditi appare condizione necessaria ma non sufficiente a ridurre i rischi di povertà concomitanti alla nascita di un figlio. Infatti, le famiglie risultano protette solo nel caso in cui oltre ad avere due redditi, almeno uno dei due partner è occupato nel segmento primario del mercato del lavoro.

¹⁷ Con lo scopo di fornire un test di sensitività delle stime, si è utilizzata una diversa specificazione della dipendente, considerando l'entrata in povertà delle famiglie in condizione di non povertà alla prima wave sono e che possono quindi entrare in povertà in tutti gli anni successivi). I risultati relativi ai due modelli della tabella 1 rimangono sostanzialmente invariati.

In secondo luogo, gli svantaggi derivanti dall'atipicità lavorativa si declinano in funzione dell'equilibrio economico/occupazionale che si realizza all'interno del nucleo familiare: si annullano nel caso in cui uno dei due partner abbia un lavoro standard, o si sommano nel caso di due coniugi occupati precari. In altri termini, i rischi legati all'atipicità lavorativa possono trovare una compensazione nella posizione occupazionale del partner, o viceversa, possono comportare una accumulazione dei rischi nel caso in cui entrambi i partner siano lavoratori a termine (Scherer, Grotti, 2011). Si tratta di un fenomeno di compensazione *vs* accumulazione dei rischi che la letteratura aveva già segnalato, in passato, per l'accumulazione della disoccupazione fra i partner (Ultee et al. 1988) piuttosto che del lavoro flessibile, cioè di quelle situazioni di svantaggio lavorativo in cui meccanismi di "assortative mating" amplificano le conseguenze negative in termini di rischi di esclusione sociale (de Lange et al. 2012).

GRAF. 1. *Effetto marginale della nascita del primo figlio sulla probabilità di cadere in povertà, stimato dal modello 1 (tab.1) per diversi tipi di condizione occupazionale della famiglia e secondo diversi livelli di eterogeneità non osservata. Profilo di famiglia appartenente al Centro-Nord, con un livello di istruzione medio (pari al diploma), una madre nata tra il 1965 e il 1970 e livello di prestigio occupazionale ISEI (45) pari a quello dell'impiegato di ufficio (ISEI = 45).*



Nota: Nel grafico si mostrano i diversi effetti marginali medi (cioè l'incremento medio del rischio di entrare in povertà per i diversi tipi di famiglie) in tre condizioni, riguardo ai fattori non osservabili: nel primo caso, di "eterogeneità non osservata positivamente associata allo stato di povertà", tali fattori portano ad un incremento del rischio; nel secondo caso di "assenza di eterogeneità non osservata", i fattori non esercitano effetti sul rischio di ingresso in povertà; nel terzo caso di "eterogeneità non osservata negativamente associata allo stato di povertà", tali fattori portano ad una riduzione del rischio di ingresso in povertà.

Nel proseguo di questa analisi affrontiamo il tema della distribuzione dei rischi di povertà fra diversi tipi di famiglie, facendo ricorso a metodi quasi-sperimentali di tipo contro-fattuale. L'approccio contro-fattuale abbinando famiglie tra loro identiche che si differenziano solo per la presenza di un elemento specifico (nel nostro caso la presenza di un neo-nato), sotto alcune assunzioni, permette di interpretare i risultati in termini causali (si veda Rosebaum e Rubin 1983). I risultati riportati in tabella 2 evidenziano come le famiglie in cui è avvenuta una nascita abbiano

un rischio di entrare in povertà più alto del 5% rispetto alle loro controparti, definite “gemelle” per una serie di caratteristiche osservate (e specificate in nota a tabella 2). A questo proposito, le stime dell’abbinamento statistico si fondano su un insieme di attributi *osservati* che contraddistinguono e rendono abbinabili i nuclei familiari, lasciando, così, irrisolti i problemi legati all’eterogeneità non osservata.¹⁸

Considerando la distribuzione del rischio per le differenti condizioni occupazionali delle famiglie (tab. 2) si è provveduto a stimare il diverso effetto della nascita di un figlio all’interno dei singoli gruppi. Tra questi gruppi è stata esclusa la categoria che comprende le famiglie con due coniugi disoccupati, in quanto l’effetto della nascita verrebbe stimato su una popolazione troppo ridotta. Allo stesso modo, tra le famiglie composte esclusivamente da lavoratori atipici, il numero di nascite non permette di sviluppare analisi per ogni singolo tipo di condizione occupazionale. In questo senso, si è proceduto accorpando in un’unica categoria (“1 o 2 precari”) le famiglie con due lavoratori CTD, quelle monoreddito con un lavoratore a termine e quelle composte da due disoccupati in cui, però, almeno uno dei due partner ha trovato e/o lasciato un lavoro a tempo determinato nell’anno di riferimento (t-1). Al contrario, le famiglie con un lavoratore standard e uno con contratto a tempo determinato vengono trattate in una categoria a se stante. Questa scelta è derivata dai risultati precedentemente esposti (Graf.1) in cui si evidenziava come i nuclei con un lavoratore standard e uno a tempo determinato non abbiano rischi di povertà diversi dalle famiglie di lavoratori tradizionali. In altri termini, abbiamo riunificato le situazioni familiari in cui il collegamento con il mercato del lavoro appare – per una ragione o per l’altra – particolarmente debole e/o a rischio, come proposto, peraltro, dalla più recente letteratura su povertà, deprivazione ed esclusione sociale in Europa (Nolan e Whelan 2011).

In linea con i risultati precedenti, nelle famiglie composte da due lavoratori standard e in quelle formate da un lavoratore a termine e uno standard, la nascita di un figlio non comporta un parallelo aumento dei rischi di ingresso in povertà. Al contrario, nei nuclei familiari monoreddito in cui l’unico lavoratore è occupato a contratto indeterminato o in modo autonomo, la nascita di un figlio incrementa del 10% la probabilità di entrare in povertà¹⁹. Allo stesso modo, la tabella 2 mostra che i nuclei familiari composti da uno o due lavoratori precari aumentano i loro rischi di entrare in povertà del 10% al momento della nascita di un figlio. In sintesi, si può dire che i rischi di povertà concomitanti alla nascita di un figlio si distribuiscono diversamente secondo la condizione occupazionale della famiglia, a svantaggio dei nuclei monoreddito e di quelli formati da lavoratori precari. Al contrario, le famiglie a doppio reddito con almeno un lavoratore standard risultano protette dai rischi di povertà conseguenti alla nascita di un figlio.

¹⁸ Per questo motivo, al fine di testare la robustezza delle stime, si è fatto ricorso al Rosebaum sensitivity test (DiPrete e Gangl 2004, Rosenbaum 2002, Caliendo e Kopeinig 2005) che assume una variazione crescente nel log odds dell’assegnazione al trattamento (Gamma) e mostra l’intervallo di confidenza relativo ad ogni livello di eterogeneità non osservata. In sostanza, vengono inseriti dei valori crescenti nel rapporto di probabilità che definisce la propensione di una famiglia ad avere un figlio neonato, così da poter osservare il limite entro il quale le stime restano significative. Nel caso dell’effetto della nascita calcolato sull’intero campione, la stima rimane robusta sino ad un livello di 1,3 Gamma.

¹⁹ La stima dell’effetto della nascita di un figlio all’interno delle famiglie monoreddito con un lavoratore standard rimane identica anche quando viene calcolata su tutte le famiglie monoreddito in cui sono presenti anche quei nuclei con un lavoratore CTD e uno non occupato. Inoltre, considerando solo le famiglie in cui nasce un figlio, le famiglie con un percettore di reddito (sia che esse abbiano un lavoratore standard che uno CTD) hanno un rischio di entrare in povertà maggiore del 10% rispetto alle famiglie a doppio reddito.

TAB. 2. *Stime dell'effetto della nascita di un figlio sul rischio di entrare in povertà.*

Entrare in povertà ²⁰	Stima	E.S. ²¹	Limite Gamma	Campione	Nt	Nc
Nascita (ATT)	0,05***	0,01	1,3	1) Tutti	795	8602
Nascita (ATT)	0,02	0,02	-	2) Entrambi standard	439	4708
Nascita (ATT)	0,03	0,03	-	3) 1 standard 1 CTD	47	580
Nascita (ATT)	0,10**	0,03	1,4	4) 1 standard 1 non occupato	250	2641
Nascita (ATT)	0,10*	0,04	1,1	5) 1 o 2 precari	59	587

*P<0.05 **P<0.01 ***P<0.001

Nota: le variabili che definiscono il propensity score sono: il numero dei figli (0,1, 2 o più), il livello di istruzione (alta, media, bassa), l'indice di prestigio occupazionale ISEI (continua), le ore lavorate dalla donna (>40, <40), la coorte di nascita della donna (1955-'60;1961-'65;1966-'70; 1971-'86), essere donna single (0,1), numero di percettori di reddito (1, 2 o più), l'appartenenza territoriale (Centro-Nord; Sud), numero di anni precedenti di non povertà (1,2,3), ricevere sussidi (0,1). Tutte le variabili sono collocate a T-1, durante il periodo di rilevazione del reddito. Nt= numero dei casi trattati; Nc= numero dei casi di controllo.

Fonte: IT-SILC 2004-2007

Per approfondire i risultati esposti in tabella 2, ed in particolare l'analisi degli effetti causali della specifica regolamentazione del rapporto d'impiego, è stato effettuato l'abbinamento statistico confrontando le famiglie in cui sono presenti uno o due lavoratori precari (categoria 5 della Tab.2) con quelle in cui almeno uno dei due partner ha un lavoro standard (categorie 2, 3, 4 della Tab.2), (ed escludendo quindi i nuclei in cui entrambi i partner sono disoccupati in ragione della loro scarsa numerosità). Le famiglie composte da un lavoratore a termine e uno standard (categoria 3 della Tab.2) vengono accorpate nel gruppo di controllo, ossia in quelle famiglie in cui almeno un partner ha un lavoro standard. Come abbiamo già sottolineato, questa scelta è derivata dai risultati precedenti in cui è emerso come le famiglie con un lavoratore standard e uno a termine non abbiano rischi diversi da quei nuclei composti esclusivamente da lavoratori standard.

In questo caso, il confronto viene effettuato esclusivamente tra le famiglie in cui è presente un bambino appena nato – quindi a fare la differenza stavolta è l'essere inseriti o meno, come nucleo familiare, nel complesso di garanzie che derivano dalla combinazione di posizione lavorativa sicura e conseguente accesso 'pieno' al sistema di cittadinanza sociale. La nostra ipotesi infatti prevedeva che – stante le caratteristiche del modello insider-outsider realizzatosi nel nostro paese a seguito della deregolamentazione del mercato del lavoro degli anni '90 – la condizione familiare che riassumiamo col termine di 'precarità' incidesse in modo significativo sulla transizione in povertà.

La tabella 3 mostra che tra le famiglie in cui nasce un bambino, quelle in cui i partner hanno entrambi dei lavori precari e quelle monoreddito con un lavoratore precario (categoria "1 o 2 precari") hanno rischi maggiori di cadere sotto la soglia di povertà rispetto agli altri nuclei che si affidano alle capacità reddituali e di garanzia sociale di uno o due lavoratori standard. In quest'ultimo gruppo comprendiamo sia le famiglie in cui entrambi i coniugi sono occupati con forme di impiego permanenti sia quelle monoreddito con un solo partner occupato nel segmento primario del mercato del lavoro. I risultati presentati in tabella 3 evidenziano che nelle famiglie in cui sono presenti esclusivamente lavoratori precari (1 o 2 non fa differenza) i rischi di povertà sono dell'8% maggiori rispetto alle famiglie con uno o entrambi i partner impiegati stabili. In accordo con la seconda ipotesi di ricerca, i rischi di povertà concomitanti alla nascita di un figlio risultano

²⁰ Utilizzando la seconda specificazione dell'entrata in povertà (vedi nota 15), i risultati presentano un effetto della nascita di un figlio che si attesta al 5% sul campione totale, al 9% per le famiglie monoreddito con un lavoratore standard e al 12% per quelle con almeno un lavoratore precario.

²¹ L'errore standard e la significatività delle stime si basano sulla tecnica di bootstrap con 250 ripetizioni.

essere significativamente maggiori nei nuclei in cui i partner sono occupati nel mercato del lavoro secondario.²²

TAB. 3. *Stime dell'effetto (ATT) della nascita di un figlio sul rischio di entrare in povertà.*

Entrare in povertà ²³	Stima	E.S.	Limite Gamma	Campione	Nt	Nc
1 o 2 precari vs 1 o 2 standard (ATT)	0,08*	0,04	1,1	Famiglie in cui nasce un figlio	59	689

*P<0.05 **P<0.01 ***P<0.001

Nota: le variabili che definiscono il propensity score sono il numero dei figli (0,1, 2 o più), il livello di istruzione (alta, media, bassa), l'indice di prestigio occupazione ISEI (continua), le ore lavorate dalla donna (>40,<40), la coorte di nascita della donna (1955-'60;1961-'65;1966-'70; 1971-'86), numero di percettori di reddito (1, 2 o più), essere donna single (0,1), l'appartenenza territoriale (Centro-Nord; Sud), numero di anni precedenti di non povertà (1,2,3), ricevere sussidi (0,1). Tutte le variabili sono collocate a T-1, durante il periodo di rilevazione del reddito. Nt= numero dei casi trattati; Nc= numero dei casi di controllo

Fonte: IT-SILC 2004-2007

5. Osservazioni conclusive

In questo articolo ci siamo proposti di indagare la relazione fra la nascita di un figlio e i rischi di povertà delle famiglie italiane. Nel contesto di uno stato sociale che sotto-protegge i giovani, le famiglie e in particolare i nuclei con figli piccoli o piccolissimi, i risultati presentati hanno evidenziato che la nascita di un figlio implica un più elevato rischio di cadere in povertà. Il sistema quindi disincentiva la creazione di una famiglia: si tratta di un risultato che riteniamo rilevante, anche ai fini di *policy making*, specie all'interno di un paese che proclama di fare del 'familismo' una bandiera. Le evidenze empiriche ottenute con l'ausilio dello *statistical matching* ci consentono di fornire un'interpretazione causale a questa affermazione: la nascita di un figlio produce un aumento medio del 5% nel rischio di entrare in povertà delle famiglie italiane.

Dal punto di vista dell'azione di *policy making*, abbiamo mostrato come i trasferimenti monetari pur riducendo complessivamente i rischi di povertà delle famiglie, non esercitano alcun effetto significativo nel diminuire i rischi concomitanti alle nascite. L'assegno al nucleo familiare, l'assegno alle famiglie numerose e quelli per la maternità prevedono criteri di selezione talmente rigidi (prova dei mezzi e reddito da lavoro dipendente) che limitano l'accessibilità solo a particolari tipi di famiglie. Gli scarsi livelli di generosità degli stessi trasferimenti non sembrano riuscire a compensare le nuove necessità familiari portate dalla nascita di un figlio. In tal modo, le famiglie che occupano una posizione reddituale già precedentemente svantaggiata nella distribuzione dei redditi hanno rischi maggiori di transitare in povertà, in coincidenza con la nascita di un figlio.

I nostri risultati hanno mostrato altresì che le famiglie più svantaggiate sono quelle che si affidano ad un unico percettore di reddito e quelle con uno o due lavoratori a termine. In altri termini, le famiglie protette rispetto ai rischi di povertà infantile sono quelle a doppio reddito in cui però almeno un lavoratore è occupato nel segmento primario del mercato del lavoro. Le famiglie composte da lavoratori a termine non solo hanno maggiori rischi di basso reddito ma anche

²² Quanto sin qui mostrato trascura, ovviamente, i possibili effetti di "ritardo e/o disincentivo" alla procreazione dovuti alla posizione lavorativa precaria di uno o di entrambi i partner. Si tratta di effetti che sono verificati, in ricerca, per i paesi mediterranei – ma che non si verificano negli altri paesi centro nord europei avanzati - da diversi lavori in corso di pubblicazione (Barbieri, forthcoming; Barbieri, Bozzon, Scherer, forthcoming; Barbieri, Bozzon 2011). Per la Spagna, risultati simili sono riportati in Baizán 2006, 2007, in Baizán e Camps 2007 nonché in Baizán et al. 2002.

²³ I risultati rimangono robusti anche quando si utilizza l'altra specificazione dell'entrata in povertà (vedi nota 17). Questa seconda specificazione considera le famiglie non povere durante la prima wave (anziché durante l'anno precedente) in modo tale che esse possono entrare in povertà per tutti gli anni successivi. In questo caso l'effetto di avere almeno un lavoratore precario tra le famiglie con un bambino appena nato si attesta all'11%.

probabilità più alte di entrare in povertà in presenza di una nascita. A questo proposito, si può quindi dire che in presenza di un mercato del lavoro segmentato, anche avere due redditi in famiglia risulta una garanzia insufficiente a tutelare i bambini dalla povertà nella primissima infanzia, se almeno uno dei due partner non è occupato nel settore primario garantito del mercato del lavoro. In altri termini, i rischi individuali legati ad un'occupazione atipica si combinano, accumulandosi a livello familiare nel caso di due lavoratori a termine. Tale accumulazione diviene particolarmente grave quando si osserva che i rischi di queste famiglie si attestano ad un livello di poco inferiore a quanto avviene nei nuclei monoreddito con un lavoratore standard. Si tratta di un risultato a nostro avviso estremamente rilevante che segnala la carenza del 'modello italiano' rispetto a quanto si verifica in altri paesi europei avanzati, in cui l'occupazione di entrambi i genitori è in sé (quindi indipendentemente dal contratto) elemento sufficiente a preservare la famiglia dall'ingresso in povertà (Esping-Andersen 1999, 2005, 2009; Scherer 2011).²⁴

Per quanto concerne l'aggravante "atipicità lavorativa", i risultati presentati confermano dunque come i processi di deregolamentazione parziale e selettiva del mercato del lavoro introdotti nel corso degli anni novanta abbiano prodotto una forte disparità tra le famiglie italiane non solo rispetto ai livelli di sicurezza economico-sociale ma anche riguardo alla stessa possibilità di 'fare famiglia'. Ci troviamo di fronte ad un fenomeno di disuguaglianza sociale che assume tratti e connotazioni particolarmente iniqui e sgradevoli in quanto coinvolgono le condizioni economiche delle giovani famiglie e quelle dei loro figli, che rischiano di sperimentare situazioni di povertà durante l'infanzia con conseguenze complessivamente negative sui loro percorsi di crescita. Nel momento in cui le famiglie giovani tendono ad essere sempre più composte da lavoratori atipici, esse (ed i loro bambini) avranno rischi più elevati di transitare nell'indigenza e di conseguenza – come la letteratura mostra – i loro figli avranno maggiori rischi di crescere con un ridotto sviluppo cognitivo, di avere uno scarso rendimento scolastico, minori capacità e aspirazioni, e alla fine di avere un reddito inferiore nell'età adulta, riproducendo così le condizioni di svantaggio attraverso le generazioni.

Riferimenti bibliografici

- Acemoglu, D., Pischke, J.S. (2001), Changes in the wage structure, family income and children's education, in *European Economic Review*, vol.45, pp. 890–904.
- Adema, W., Einerhand, M., Eklind, B., Lotz, J., Pearson, M. (1996), *Net Public Social Expenditure, Labour Market and Social Policy*, Occasional Papers, n. 19 (Paris: OECD).
- Adema, W. (1999), *Net Social Expenditures. Labour Market and Social Policy*, Occasional Papers, n. 39 (Paris: OECD).
- Antel, J.J. (1992), The intergenerational transfer of welfare dependency: Some statistical evidence, in *Review of Economics and Statistics*, vol.74, n.3, pp. 467–473.
- Anxo, D., Bosch, G., Rubery, J. (2010), *The welfare state and life transitions: a European perspective*, Cheltenham, Northampton: Edward Elgar.
- Baizán, P. (2007), The impact of labour market status on second and higher-order births. A comparative analysis based on the European Community Household Panel, in G. Esping-

²⁴ Inoltre, considerando i compiti di cura che comporta un figlio piccolo, è facile immaginare come, anche a parità di rischio di ingresso in povertà, una famiglia con due lavoratori atipici si troverà in una condizione comparativamente peggiore rispetto ad una famiglia monoreddito, in quanto dovrà provvedere al contempo ai due lavori di mercato e ai nuovi compiti di cura senza poter "usufruire" dei vantaggi di specializzazione propri delle famiglie *male breadwinner* monoreddito tradizionali.

- Andersen (a cura di), *Family Formation and Family Dilemmas in Contemporary Europe*, Madrid: Fundación BBVA.
- Baizán, P., Camps, E. (2007), The impact of women's educational and economic resources on fertility. Spanish female birth-cohorts 1901-1950, in A. Janssens (a cura di), *Gendering the Fertility Decline in the Western World*, Bern: Peter Lang.
- Baizán, P. (2006), El efecto del empleo, el paro y los contratos temporales en la baja fecundidad española de los años 1990, in *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, vol. 115, pp. 223-253.
- Baizán, P., Michielin, F., Billari, F.C. (2002), Political Economy and Life Course Patterns: The Heterogeneity of the Occupational, Family and Household Trajectories of Young Spaniards, in *Demographic Research*, vol.6, n.8, pp.191-240.
- Barbieri, P. (2005), Nuovi rischi, nuovo welfare: le sfide del futuro, in *Stato e Mercato*, vol.74, n.2, pp. 173-180.
- Barbieri, P. (2009), Flexible employment and Inequality in Europe, in *European Sociological Review*, vol.25, n.6, pp. 621-628.
- Barbieri, P. (forthcoming), *Flexible Employment and the Welfare State in Europe*, UK, Edward Elgar publishing.
- Barbieri, P., Bozzon, R. (2011), *Labour market deregulation 'at the margins' and fertility decisions in Italy and Spain*, FamIne Working Paper.
- Barbieri, P., Scherer, S. (2005), Le conseguenze sociali della flessibilizzazione del mercato del lavoro in Italia, in *Stato e Mercato*, vol.74, n.2, pp. 291-322.
- Barbieri, P., Scherer, S. (2007), *Flexibilizing the Italian Labour Market, Flex Career*, Working Paper n. 10, Bamberg University.
- Barbieri, P., Scherer, S. (2009), Labour market flexibilization and its consequences in Italy, in *European Sociological Review*, vol.25, n.6, pp. 677-692.
- Barbieri, P., Cutuli, G. (2010), A uguale lavoro, paghe diverse. Differenziali salariali e lavoro a termine nel mercato del lavoro in Italia, in *Stato e Mercato*, vol. 90, n. 3, pp. 471-504.
- Barbieri, P., Bozzon, R., Scherer, S. (forthcoming), The Italian case study, in P. Barbieri *Flexible Employment and the Welfare State in Europe*, UK, Edward Elgar publishing.
- Barbieri, P., Bozzon, R. (2011), Families and social risks. A life course perspective on poverty (and deprivation) around childbirth, in different welfare arrangements, Comunicazione alla ECSR 20th Anniversary Conference: European Society or Societies? A 20-Year Perspective, Dublin, 15th-17th December 2011.
- Becker, S. O., Ichino, A. (2002), Estimation of average treatment effects based on propensity scores, in *Stata Journal*, vol.4, n.2, pp. 358-377.
- Bison, I., Esping-Andersen, G., (2000), Unemployment, Welfare Regime and Income Packaging, in D. Gallie e S. Paugam (a cura di), *Welfare Regimes and the Experience of Unemployment in Europe*, Oxford: Oxford University Press.
- Blanden, J., Gibbons, S. (2006), *The Persistence of Poverty Across Generations*, Bristol: Policy Press.
- Boeri, T., Perotti, R. (2002), *Meno pensioni, più welfare*, Bologna: Il Mulino
- Bradshaw, J., Finch, N. (2002), A comparison of child benefit packages in 22 countries, Department for Work and Pensions Research Report, n. 174, Leeds: Corporate Document Services.
- Bradshaw, J. (2006), *A review of comparative evidence on child poverty*, Joseph Rowntree Foundation, York.

- Brandolini, A. (2009), Indagine conoscitiva sul livello dei redditi in Italia nonché sulla redistribuzione della ricchezza in Italia nel periodo 1993-2008, 11° Commissione (lavoro, previdenza sociale), Banca d'Italia.
- Brandolini, A., Saraceno, C., Schizzerotto, A. (2009), *Dimensioni della disuguaglianza in Italia: povertà, salute e abitazione*, Bologna: Il Mulino.
- Caliendo, M., Kopeinig, S. (2005), *Some practical guidance for implementation of propensity score matching*, IZA Working Paper n. 1588, in <http://repec.iza.org/dp1588.pdf>
- Cappellari, L., Jenkins, S.P. (2004), Modelling low income transitions, in *Journal of Applied Econometrics*, vol.19, n.5, pp. 593-610.
- Corak, M. (2006), *Do poor children become poor adults? Lessons from a cross country comparison of generational earnings mobility*, Discussion Paper n. 1993, IZA, Bonn.
- Corcoran, M. (2001), Mobility, persistence, and the consequences of poverty for children: child and adult outcomes, in S. Danziger e R. Haveman (a cura di) *Understanding Poverty*, Cambridge: Harvard University Press, MA.
- Cutuli, G. (2008), Lavoro atipico e salari: una discriminazione nascosta nel mercato del lavoro italiano, in *Polis*, Vol.3, pp. 403-422.
- Daly, M. (2005), Changing family life in Europe: Significance for state and society, in *European Societies*, vol.7, n.3, pp. 379-398
- de Lange, M., Wolbers, M., Ultee, W. (2012), United in Precarious Employment? Employment Precarity of Young Couples in the Netherlands (1992-2007), in *European Sociological Review*, vol.0, n.0, pp.1-14, in www.esr.oxfordjournals.org.
- Del Boca, D., Repetto Alaia, M. (2003), *Women's Work, the Family and Social Policy. Focus on Italy in a European Perspective*, Peter Lang, New York, pp. 1-32.
- Devicienti, F., Gualtieri, V. (2004), *Dinamiche e persistenza della povertà in Italia: Un'analisi con microdati panel di fonte ECHP*, Laboratorio Riccardo Revelli, Working Paper n. 34, Report preparato per la Commissione d'Indagine sull'Esclusione Sociale, in http://www.laboratoriorevelli.it/_pdf/wp34.pdf.
- DiPrete, T., Gangl, M. (2004), Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instrument, in *Sociological Methodology*, vol. 34, n.1, pp. 271-310.
- Duncan, G.J., Yeung, W.J., Brooks-Gunn, J., Smith, J. R. (1998), How much does childhood poverty affect the life chances of children?, in *American Sociological Review*, vol. 63, n.3, pp. 406-423
- Erikson, R., Goldthorpe, J.H. (2002), Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective, in *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, n.3, pp. 31-44.
- Esping-Andersen, G. (1990), *Three worlds of welfare capitalism*, Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, G., Regini, M. (2000), *Why deregulate labour market?*, Oxford: Oxford University Press.
- Esping-Andersen, G. (2002), *Why we need a new welfare state*, Oxford: Oxford University Press.
- Esping-Andersen, G. (2005), Le nuove sfide per le politiche sociali del XXI secolo. Famiglia, economia e rischi sociali dal fordismo all'economia dei servizi, in *Stato e Mercato*, vol. 74, n.2, pp. 181-206.
- Esping-Andersen, G. (2007), *Investing in children and their life chances*, paper prepared for the Fundacion Carolina International Workshop "Welfare State and Competitvety".

- Esping-Andersen, G. (2009), *The incomplete revolution: adapting to women's new roles*, Malden, Cambridge: Polity Press.
- European Commission (2008), Report for the Commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of regions, Implementation of Barcelona objectives concerning childcare facilities of pre-school-age children, Luxembourg.
- Eurostat (2008), *Child Poverty and Well-Being in the EU - Current status and way forward*, Luxembourg.
- Ferrera, M. (1996), The «Southern Model» of Welfare in Social Europe, in *Journal of European Social Policy*, vol. 6, n.1, pp. 16-37.
- Ferrera, M. (2007), *The European Welfare State, golden achievement, silver prospects*, URGE Working Paper, n.4.
- Ferrara, M., Rhodes, M. (2000), Recasting European welfare state: an introduction, in *West European Politics*, vol.23, n.1, pp. 1-10.
- Fourage, D., Layte, R. (2005), Welfare regimes and poverty dynamics: the duration and recurrence of poverty spells in Europe, in *Journal of European Social Policy*, vol.34, n.3, pp. 407-426.
- Fraser, N. (1994), After the family wage: gender equity and the welfare state, in *Political Theory*, vol.22, pp. 591–618.
- Gallie, D., Paugam, S, (2000), *Welfare regimes and experience of unemployment in Europe*, Oxford: Oxford University Press.
- Ganzeboom, H., De Graaf, P.M., Treiman, D.J. (1996), Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations, in *Social Science Research*, Vol.25, pp. 201-136.
- Gilbert, N. (2008), *A Mother's Work: How Feminism, the Market and Policy Shape Family Life*, Yale: Yale University Press.
- Gilbert, N. (2009), The Least Generous Welfare State? A Case of Blind Empiricism, in *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, vol.11, n.3, pp. 355-367.
- Giraldo, A., Rettore, E., Trivellato, U. (2007), Gli episodi di povertà causano ulteriori episodi di povertà? Evidenze dal panel sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia, in A. Brandolini e C. Saraceno, *Povertà e Benessere: una geografia delle disuguaglianze in Italia*, Bologna: Il Mulino, pp. 237-258.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., and Todd, P. E. (1998), Matching as an econometric evaluation estimator, in *Review of Economic Studies*, vol.65, pp. 261–294.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., and Todd, P. E. (1997), Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme, in *Review of Economic Studies*, vol. 64, pp. 605–654.
- Janoski, T., Hicks, A. M. (1994), *The comparative political economy of the welfare state*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Jenkins, S. P., Siedler, T. (2007a), *Using household panel data to understand the intergenerational transmission of poverty*, Working Paper n.74, IDPM/Chronic Poverty Research Centre (CPRC), Manchester.
- Jenkins, S.P., Siedler, T. (2007b), *The intergenerational transmission of poverty in industrialized countries*, Institute for Social and Economic Research University of Essex, CPRC Working Paper n.75.

- Joseph Rowntree Foundation (2000), *Poverty and social exclusion in Britain*, Pubblicazioni della Fondazione Joseph Rowntree, in <http://www.bris.ac.uk/poverty/pse/Poverty%20and%20Social%20Exclusion%20in%20Britain%20JRF%20Report.pdf>.
- Layte, R., Whelan, C.T. (2003), Moving in and out of poverty, in *European Societies*, vol.5, n.2, pp. 167-191.
- Maitre, B., Nolan, B., Whelan, C.T. (2005), Welfare regimes and household income packaging in the European Union, in *Journal of European Social Policies*, vol.15, n.2, pp. 157-171.
- Martini, A., Sisti, M. (2009), *Valutare il successo delle politiche pubbliche*, Bologna: Il Mulino.
- Mayer, K. U., Müller, W. (1986), The state and the structure of the life course, in A.B. Sørensen, F. E. Weinert, L. Sherrod (a cura di), *Human Development and the Life Course, Multidisciplinary Perspectives*, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers, pp. 217-245.
- Mayer, K. U. (1997), Notes on a comparative political economy of life courses, in L. Mjoset, F. Engelstad, G. Brochmann, R. Kalleberg, A. Leira, (a cura di), *Comparative Social Research*, Greenwich, CT: JAI Press, pp. 203-226.
- Mayer, K. U., Schöpflin, U. (1989), The state and the life course, in *Annual Review of Sociology*, vol. 15, pp. 187-209.
- Mayer, K. U. (2005), Life courses and life chances in a comparative perspective, in S. Svallfors, (a cura di), *Analyzing Inequality: Life Chances and Social Mobility in Comparative Perspective*, Palo Alto, CA: Stanford University Press, pp. 17-55.
- Mayer, K.U. (2009), *New Directions in Life Course Research*, Working Papers n. 122, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, in <http://www.mzes.uni-mannheim.de/publications/wp/wp-122.pdf>.
- Misra, J., Budig, M.J., Moller, S. (2007), Reconciliation policies and the effects of motherhood on employment, earnings and poverty, in *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, vol.9, n.2, pp. 135-155.
- Mocetti, S, Olivieri, E, Viviano, E (2010), Le famiglie italiane e il lavoro: caratteristiche strutturali ed effetti di crisi, *Questioni di Economia e Finanza*, n.75, Banca d'Italia.
- Mood, C. (2010), Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It, in *European Sociological Review*, vol.26, n.1, pp. 67–82.
- Negri, N., Saraceno, C. (2003), Introduzione: L'analisi dinamica e storica di coorte della vulnerabilità e della povertà: excursus e prospettive, in N. Bosco e N. Negri (a cura di), *Corsi di vita, povertà e vulnerabilità sociale*, Milano: Guerini, pp. 9-34.
- Nolan B., Layte R., Whelan C.T., Maître B. (2006), Day In, Day Out. Understanding the Dynamics of Child Poverty, Institute of Public Administration and Combat Poverty Agency, Dublin, Combat Poverty Agency Research Series n. 38, in http://www.ucd.ie/t4cms/dayindayout_2006.pdf.
- Nolan B., Whelan C.T. (2011) *Poverty and Deprivation in Europe*, Oxford: Oxford University Press.
- OECD (2008) *Growing Unequal- Income Distribution and Poverty in OECD countries*, Paris: OECD.
- OECD (2009) *Doing better for children*, Paris: OECD.
- OECD (2011a) *Doing better for families*, Paris: OECD.
- OECD (2011b) *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, Paris: OECD.
- Paci, M. (2005), *Nuovi lavori, nuovo welfare. Sicurezza e libertà nella società attiva*, Bologna: Il Mulino.

- Piccone Stella, S. (2007), *Tra un lavoro e l'altro. Vita di coppia nell'Italia postfordista*, Roma: Carocci.
- Ranci, C. (2002), *Le nuove disuguaglianze sociali in Italia*, Bologna: Il Mulino.
- Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B. (1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, in *Biometrika*, vol. 70, n.1, pp. 41-55.
- Rosenbaum, P.R. (2002), *Observational Studies*, New York: Springer.
- Rosolia, A., Torrini, R. (2007), The generation gap: Relative earnings of young and old workers in Italy, Banca d'Italia, Temi di Discussione n. 639.
- Rowntree, B.S. (1901), *Poverty: A study of town life*, London: Macmillan & Co.
- Rowntree, B.S. (1941), *Poverty and progress: A second social survey of York*, London: Longmans, Green & Co.
- Rowntree, B.S., Lavers, G.R. (1951), *Poverty and the welfare state: A third social survey of York dealing only with economic questions*, London: Longmans, Green & Co.
- Saraceno, C. (1986), Corso della vita e approccio biografico, Quaderno n. 9, Dipartimento di Politica Sociale, Università di Trento.
- Saraceno, C. (1997), Growth, Regional Imbalance and Child Well-Being: Italy over the Last Four Decades, in G.A. Cornia e S. Danziger (a cura di), *Child Poverty and Deprivation in the Industrialized Countries. 1945-1995*, Oxford: Clarendon Press, pp. 260-283.
- Saraceno, C. (2002), Social Exclusion: Cultural roots and variations on a popular concept, in A. Kahn e S. Kamerman, *Beyond Child Poverty: The Social Exclusion of Children*, The Institute for Child and Family Development, Columbia University, New York, pp. 37-74.
- Saraceno, C. (2003a), La conciliazione di responsabilità familiari e attività lavorative: paradossi e equilibri imperfetti, in *Polis*, XVII, n.2, pp. 199-228.
- Saraceno, C. (2003b), Vulnerabilità, povertà, disuguaglianza, in N. Negri e C. Saraceno (a cura di), *Povertà e vulnerabilità in aree sviluppate*, Roma: Carocci, pp. 157-166.
- Saraceno, C. (2003c), Changes in Italian families, from the sixties to the present, in D. Del Boca, M. Repetto Alaia (a cura di), *Women's Work, the Family and Social Policy. Focus on Italy in a European Perspective*, New York: Peter Lang, pp. 1-32.
- Saraceno, C., (2005), La famiglia come tema centrale nella ricerca sociale e nel dibattito pubblico, in *Rivista delle Politiche Sociali*, vol. 4, pp. 27-42.
- Saraceno, C. (2007), Patterns of family living in the enlarged EU, in J. Alber, T. Fahey e C. Saraceno, (a cura di), *Handbook of Quality of Life in the Enlarged European Union*, London: Routledge, pp. 47-72.
- Saraceno, C. (2009), Le politiche della famiglia in Europa: tra convergenze e diversificazione, in *Stato e Mercato*, vol. 85, pp. 3-29.
- Saraceno, C., Keck, W. (2008), The institutional frame work of intergenerational obligations in Europe. A conceptual and methodological overview, Primo rapporto del progetto Multilinks.
- Scherer, S. (2011), Social and Economic Consequences of Changing Work-Family Equilibria in European Societies, comunicazione alla ECSR 20th Anniversary Conference "European Society or Societies? A 20-Year Perspective", University College Dublin, Dicembre 14-17.
- Schizzerotto A., Trivellato U., Sartor, N. (a cura di, 2011), *Generazioni diseguali. Le condizioni di vita dei giovani di ieri e di oggi: un confronto*, Collana della "Fondazione Ermanno Gorrieri per gli studi sociali", Bologna: Il Mulino.

- Ultee, W., Dessens, J., Jansen, W. (1988), Why does unemployment come in couples? An analysis of (un)employment and (non)employment homogamy tables for Canada, the Netherlands and the United States in the 1980s, in *European Sociological Review*, vol.4, n.2, pp.111-122.
- UNICEF (2005), Child Poverty in Rich Countries, Innocenti Report Card 6, UNICEF Innocenti Research Centre, Florence.
- UNICEF (2007), Child poverty in perspective: An overview of child well-being in rich countries, Innocenti Report Card 7, UNICEF Innocenti Research Centre, Florence.
- Vandecasteele, L. (2011), Life course risk or cumulative disadvantage? The structuring effect of social stratification determinants and life course events of poverty transitions in Europe, in *European Sociological Review*, vol.27, n.2, pp. 246-263.
- Vandecasteele, L. (2010), Poverty trajectories after risky life events in different European welfare regimes, in *European Societies*, vol.12, n.2, pp. 257-278.
- Watson, D., Whelan, C. T., Maître, B. (2009), Validating the ESeC Class Schema: Cross-sectional and Dynamic Analysis of Income Poverty and Deprivation, in D. Rose e E. Harrison (a cura di), *The European Socio-economic Classification*, London: Routledge.
- Whelan, C. T., Layte, R., Maitre, B. (2003), Persistent income poverty and deprivation in the European Union: an analysis of the first three waves of European Community Household Panel, in *Journal of Social Policies*, vol. 32, n.1, pp. 1-18.
- Whelan, C.T., Maitre, B. (2008), “New” and “Old” Social Risks: Life Cycle and Social Class Perspective on Social Exclusion in Ireland, in *The Economic and Social Review*, vol.39, n.2, pp. 131-156.
- Wilson, W.J., Aponte, R. (1985), Urban Poverty, in *Annual Review of Sociology*, vol.11, pp.231-58
- Wooldridge, J., M. (2005), Simple Solution to Initial Condition Problem in Dynamic, non-linear panel data models with unobservable heterogeneity, *Journal of Applied Econometrics*, vol.20, n.1, pp. 39-54.

Appendice

TAB. A1. *Descrizione delle variabili: numero dei casi, media, mediana, etichette e modalità con relativo numero di casi.*

Variabile	N	Media	Mediana	Etichette	Modalità
Ingresso in povertà	9198	-	-	0= no 1= sì	0= 8557 1= 642
Nascita (t-1)	11302	-	-		0= 10371 1= 931
Appartenenza territoriale (t)	18487	-	-	0= centro-nord 1= sud	0= 12680 1= 5807
Condizione occupazionale del nucleo familiare (t-1) (Ref: 2 standard o single standard)					
1 standard 1 CTD	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 10599 1= 703
2 CTD o single CTD	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 11070 1= 232
1 standard 1 non occupato	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 7370 1= 3932
1 CTD 1 non occupato	11302	-	-	0= no 1= sì	0=11010 1= 292
2 non occupati	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 10727 1= 575
Riduzione offerta lavorativa	11302	-	-	0= no 1= sì	0=10264 1= 1038
Part-time della donna (t-1)	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 9570 1= 1732
Indice di prestigio occupazionale ISEI (t-1)	11302	40,7	38	0-69 (min-max)	-
Percettori di reddito (t-1) (Ref: 0)					
1	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 6835 1= 4467
2	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 5902 1= 5400
3 o più	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 10442 1= 860
Livello di istruzione (t) (Ref: basso)					
medio	18487	-	-	0= no 1= sì	0= 11053 1= 7434
alto	18487	-	-	0= no 1= sì	0= 13032 1= 5455
Numero di figli (t-1) (Ref: 0)					
1	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 7724 1= 3578
2 o più	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 6102 1= 5200
Donna single (t-1)	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 10516 1= 786
Coorte di nascita della donna (Ref: 1954- '60)					
1961-1965	18487	-	-	0= no 1= sì	0= 13859 1= 4628
1966-1971	18487	-	-	0= no 1= sì	0= 14379 1= 4108
1971-1986	18487	-	-	0= no 1= sì	0= 13700 1= 4787
Presenza di pensionati(t-1)	11302	-	-	0= no 1= sì	0=10248 1= 1054
Anni precedenti di non povertà (Ref: 1)					
2	9198	-	-	0= no 1= sì	0= 6434 1= 2764
3	9198	-	-	0= no 1= sì	0= 8088 1= 1110

Più a rischio (t-1)	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 9759 1= 1543
(soglia annua +2500)					
Più a rischio X Nascita (t-1)	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 11197 1= 105
Benefits (t-1) ^a	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 8941 1= 2361
Benefits X Nascita (t-1)	11302	-	-	0= no 1= sì	0= 11010 1= 292
1 o 2 precari (t-1) ^b	11302	-	-	0= no 1= sì	0=10656 1= 646

^a la variabile si riferisce ad avere ricevuto “family/children related allowances”

^b la variabile “1 o 2 precari” include (pone uguale a 1): le famiglie 2 CTD, quelle 1 CTD 1 non occupato e le famiglie in cui almeno uno dei due partner è un disoccupato che ha avuto un’esperienza lavorativa a contratto determinato durante l’anno precedente.

TAB. A2. *Modelli di regressione logistica ad effetti random sulla probabilità di entrare in povertà. Modelli completi relativi alla tabella 1 nel testo.*

Ingresso in povertà	Modello 1		Modello 2	
	Coef.	(E.S.)	Coef.	(E.S.)
<i>Appartenenza territoriale (Ref: Centro-Nord)</i>				
Sud	0,91***	(0,11)	0,78***	(0,09)
Nascita (t-1)	0,58***	(0,16)	0,68**	(0,25)
Benefits (t-1)			-0,84***	(0,10)
Più a rischio (t-1)			1,22***	(0,10)
Benefits * nascita (t-1)			-0,05	(0,32)
Più a rischio * nascita (t-1)			0,65*	(0,31)
<i>Condizione occupazionale (t-1) del nucleo familiare (Ref: 2 standard o single standard)</i>				
1 standard 1 CTD	0,05	(0,22)	0,04	(0,23)
2 CTD o single CTD	0,76**	(0,29)	0,62*	(0,29)
1 standard 1 non occupato	0,45**	(0,17)	0,35*	(0,17)
1 CTD 1 non occupato	1,13***	(0,26)	1,10***	(0,26)
Riduzione offerta lavorativa	1,02***	(0,12)	1,07***	(0,11)
Part-time della donna (t-1)	0,57***	(0,15)	0,55***	(0,15)
Indice di prestigio occupazionale ISEI (t-1)	-0,02***	(0,00)	-0,02***	(0,00)
<i>Percettori di reddito (t-1) (Ref: 0)</i>				
1	-1,07***	(0,28)	0,91***	(0,27)
2	-1,84***	(0,27)	-1,56***	(0,28)
3 o più	-2,54***	(0,36)	-2,30***	(0,34)
<i>Livello di istruzione (Ref: Basso)</i>				
Medio	-0,64***	(0,11)	-0,52***	(0,10)
Alto	-0,96***	(0,14)	-0,81***	(0,14)
<i>Numero di figli (t-1) (Ref: 0)</i>				
1	0,07	(0,14)	0,14	(0,14)
2	0,75***	(0,14)	0,82***	(0,14)
Donna single (t-1)	0,48***	(0,08)	0,38***	(0,10)
<i>Coorte di nascita della donna (Ref: 1954- '60)</i>				
1961-1965	0,16	(0,13)	0,18	(0,13)
1966-1971	0,22	(0,13)	0,28*	(0,14)
1971-1986	0,31*	(0,14)	0,28*	(0,14)
Presenza di pensionati (t-1)	-0,60***	(0,17)	-0,47**	(0,19)
<i>Anni precedenti di non povertà (Ref: 1)</i>				
2	-0,43***	(0,12)	-0,37***	(0,10)
3	-0,78***	(0,20)	-0,67***	(0,18)
Costante	-2,28***		-2,29***	

Varianza within	-2,28	-10,20
Varianza between	0,32	0,01
Log-likelihood	-1873,6014	-1758,8136
N° gruppi	5293	5293
N	9198	9198

*P<0.05 **P<0.01 ***P<0.001