

Università degli studi di Padova
Scuola di Scienze
Corso di Laurea Magistrale in
Scienze Statistiche



**Instabilità coniugale, povertà e crisi economica:
uno studio comparato su differenti misure di
povertà**

Relatore Prof. Stefano Mazzuco
Dipartimento di Scienze Statistiche

Correlatore Prof.ssa. Anna Giraldo
Dipartimento di Scienze Statistiche

Laureando Alberto Mar
Matricola N 1105676

Anno Accademico 2016/2017

Voglio ringraziare tutte le persone che mi hanno assistito e aiutato nella stesura di questo lavoro; in particolare, ringrazio il Professor Stefano Mazzuco per la guida, i consigli e l'assistenza datami durante tutto il periodo di elaborazione dei dati e di stesura del testo e ringrazio la Professoressa Anna Giraldo per il materiale fornitomi e i consigli utili per la stesura del Capitolo 2. Ringrazio inoltre i miei genitori che mi hanno permesso di avviare e completare i miei studi universitari, Alessia per i suoi consigli in $\text{\LaTeX}$ ma soprattutto per il costante sostegno e incoraggiamento datomi durante tutto il mio percorso universitario e tutti gli amici e le persone che mi sono state vicine in questo lavoro e nell'arco della mia esperienza da studente.

Indice

1	Introduzione	1
2	La Povertà	3
2.1	I dati EU-SILC	3
2.2	Misurare la povertà	5
2.2.1	La soglia di povertà assoluta	8
2.2.2	La soglia di povertà relativa	8
2.2.3	Il grado di povertà	10
2.2.4	Un'alternativa: il concetto di deprivazione	12
3	Metodo di stima	23
3.1	Divorzio e povertà: alcuni aggiustamenti	23
3.2	Propensity score matching	27
3.2.1	La scelta delle variabili	30
3.2.2	Nearest Neighbour matching	33
3.2.3	Stima della varianza	34
4	Risultati	35
4.1	La povertà assoluta	36
4.2	La povertà relativa	38
4.3	Il grado di povertà	41

4.4	Deprivation index	44
4.4.1	Stili di vita	46
5	Conclusioni	49
A	Analisi fattoriale	51
B	Trattati e controlli	53

Capitolo 1

Introduzione

Lo scioglimento di una coppia è un avvenimento che segna senza alcun dubbio il corso della vita di ogni componente della famiglia, ancor più se la coppia che si scioglie ha dei figli. Nei fatti di cronaca di ogni giorno o per dirette conoscenze personali, si sente parlare di persone a cui la separazione o il divorzio è costato molto in termini di benessere economico a causa di nuove spese da dover affrontare dopo essersi separati dal partner e dell'inevitabile scomparsa delle economie di scala. L'individuo che sperimenta un divorzio non può più contare sul reddito percepito dal proprio partner per il mantenimento del nucleo familiare, ma deve per forza fare affidamento soltanto sui propri introiti. È però limitante misurare il benessere economico soltanto in funzione del reddito percepito poiché questo approccio potrebbe portare ad una visione distorta del concetto di benessere; si pensi ad esempio ad un marito che, pur avendo un reddito dignitoso, è costretto a devolverne buona parte alla partner da cui ha divorziato e ad accontentarsi di vivere in un'abitazione scadente, non potersi permettere gli elettrodomestici di base o a fare rinunce nelle proprie scelte di vita a causa della situazione di ristrettezza in cui si trova. Parimenti, si pensi ad una moglie casalinga che dopo la sepa-

razione è costretta a vendere la casa in cui vive o i beni in suo possesso per mantenere se stessa e i propri figli. Viene posta dunque la questione su come misurare il benessere economico e quale tecnica risulta più adatta per verificare l'esistenza di un eventuale legame tra divorzio e povertà. Tutto questo ragionamento, inoltre, è collocato in un periodo particolare per l'economia italiana e mondiale: i dati analizzati infatti provengono da un'indagine panel che va dal 2006 al 2014 ed includono il periodo di recessione economica iniziata alla fine del 2007 e protrattasi negli anni successivi. Questa grande depressione potrebbe dunque aver accentuato ancora di più gli eventuali effetti negativi del divorzio sul benessere economico in Italia.

L'obiettivo di questa tesi dunque è quello di verificare se la recessione economica iniziata nel 2008 ha accentuato o meno un eventuale effetto causale tra lo scioglimento della coppia e l'entrata in povertà dell'individuo che vive tale separazione, in relazione ad alcune delle differenti misure di povertà che esistono in letteratura.

Di seguito a questa parte introduttiva, nel Capitolo 2, verrà descritta l'indagine EU-SILC, da cui sono stati presi i dati utilizzati e verranno descritti gli indici di povertà relativa usati per misurare il benessere economico. Nel Capitolo 3 verranno descritte le modifiche necessarie da fare ai dati iniziali per poter stimare in maniera più corretta possibile l'effetto del divorzio sull'entrata in povertà e successivamente verrà delineato il metodo scelto per stimare l'effetto cercato, tenendo in considerazione tutte le variabili confondenti che potrebbero apportare distorsione all'effetto finale. Nel Capitolo 4 infine verranno illustrati i risultati ottenuti e nel Capitolo 5 le conclusioni e alcuni commenti relativi al lavoro svolto.

Capitolo 2

La Povertà

Il concetto di povertà ha molteplici definizioni e differenti sfaccettature che dipendono da come viene misurato questo fenomeno. Per poter studiare la povertà in relazione allo scioglimento della coppia si sono utilizzati i dati raccolti nell'indagine EU-SILC, gestita e creata dall'Unione Europea.

2.1 I dati EU-SILC

L'indagine EU-SILC (*European Union on Income and Living Condition*) nasce di fatto nel 2003; sei stati membri (Belgio, Austria, Lussemburgo, Danimarca, Irlanda, Grecia) e la Norvegia intraprendono questo progetto che verrà gradualmente esteso nel 2004 all'EU-15 (eccetto Germania, UK e Olanda) ed infine all'EU-27 nel 2007. EU-SILC è uno strumento multidimensionale che misura povertà, esclusione sociale e condizioni di vita dei cittadini europei. L'indagine ha una struttura comune per tutti i paesi membri definita da variabili primarie (misurate ogni anno) e variabili secondarie (misurate ogni cinque anni o più), uno stesso schema di campionamento e le stesse procedure per l'imputazione, la ponderazione e la stima degli errori di campionamento.

EU-SILC utilizza inoltre concetti comuni (come quello di nucleo familiare e reddito) e classificazioni uguali per tutti come quella per misurare il livello d'istruzione o per la codifica delle regioni geografiche di residenza: L'obiettivo è massimizzare la comparabilità tra paesi membri e facilitare i confronti tra di essi [10]. I dati sono raccolti ogni anno e sono registrati in due tipologie diverse di dataset che contengono dunque informazioni diverse:

- *Cross-section*: Le informazioni raccolte su povertà, reddito, esclusione sociale e condizioni di vita sono misurate in riferimento ad un preciso anno.
- *Panel*: Gli individui sono seguiti per più anni in modo da poter studiare il loro cambiamento nel corso del tempo. Il campione è a rotazione quadriennale, ciò significa che un individuo viene seguito per quattro anni e poi esce dal campione.

Le informazioni sono richieste a vari livelli; in particolare, quelle riguardanti le caratteristiche dell'abitazione, il reddito e l'esclusione sociale sono richieste a livello familiare mentre le informazioni sulla salute e la situazione lavorativa sono richieste a livello personale e agli individui con età superiore a sedici anni [10]. Per questo studio, sono stati analizzati i campioni panel dal 2006 al 2014 poiché è solo dal 2006 che si sono cominciate a misurare e ad uniformare alcune variabili riguardanti la deprivazione materiale. La rilevazione è eseguita tramite interviste a domicilio con modalità variabile a seconda del Paese; in Italia le interviste sono state fatte con metodo PAPI (*Paper Assisted Personal Interviewing*) [10]. Il disegno di campionamento è di tipo stratificato multistadio ed è comune a quasi tutti gli stati membri, tra cui l'Italia, salvo qualche eccezione che invece non usa un campione stra-

tificato ma utilizza un campione casuale semplice (Malta, Islanda, Norvegia, Danimarca) o un campione sistematico (Svezia).

2.2 Misurare la povertà

In economia, esistono molteplici definizioni di povertà che si adattano alle differenti situazioni di studio. Una definizione generale che si può adottare può essere la seguente: la povertà è uno stato di disagio economico che rende l'individuo incapace di mantenere uno standard di vita minimo socialmente accettabile [4]. Gli studiosi distinguono a tal proposito due concetti di povertà: la povertà assoluta e quella relativa.

L'idea di povertà assoluta è basata sulla definizione di un paniere di beni e servizi necessari all'individuo per non cadere in una situazione di indigenza. Questo paniere è spesso identificato con misure di carattere monetario, individuando una spesa o un reddito minimo necessario per acquisire questo paniere di beni primari [4]. Tale approccio ha dei chiari limiti legati a come definire questo paniere minimo di beni; le valutazioni degli esperti sono spesso soggettive e il paniere varia a seconda del momento storico, del contesto socio-economico e della popolazione che si sta studiando. Un secondo aspetto problematico è che, per come è determinata la soglia di reddito minimo, la povertà assoluta tende ad estinguersi nel tempo in presenza di un aumento duraturo del reddito pro capite; la linea di povertà assoluta deve essere aggiornata non solo in base alla variazione del costo della vita, come è prassi fare, ma anche per la variazione dei redditi pro capite e quindi per il loro potere d'acquisto [4]. Se, ad esempio, un economista avesse definito una linea di povertà assoluta all'inizio del XX secolo e l'avesse aggiornata solo per l'inflazione, il progresso e lo sviluppo tecnologico avvenuti dal 1900 fino

ad oggi avrebbero portato, nel medio-lungo periodo, tutti i poveri dell'epoca al di fuori della soglia di povertà e al giorno d'oggi non ci sarebbero individui al di sotto di tale soglia [4]. Il paniere di beni della povertà assoluta necessita dunque di aggiornamenti continui legati alle variazioni del reddito pro capite e non solo alla variazione del costo della vita.

Per risolvere i problemi citati della povertà assoluta, viene introdotto il concetto di povertà relativa. L'idea è basata sul fatto che la soglia o il paniere minimo di beni vada definita in relazione all'ambiente socioeconomico della popolazione studiata; il povero è colui che ha risorse sensibilmente inferiori rispetto a quelle possedute mediamente dagli individui della stessa società [4]. La soglia di povertà relativa è dunque legata in qualche modo alla media o alla mediana della distribuzione del reddito pro capite. Anche il concetto di povertà relativa possiede però dei limiti legati a come è definita la soglia e relativamente a quale caratteristica. Uno di questi limiti è che se in tutta la popolazione il reddito aumenta o diminuisce della stessa percentuale, la soglia di povertà non cambia perché il livello assoluto del reddito non influisce nella soglia di povertà relativa. Supponiamo ad esempio che la soglia di povertà sia una frazione del reddito medio e che l'economia del Paese che stiamo considerando entri in recessione abbassando tutti i redditi della stessa proporzione k . Per come è costruita, la soglia di povertà si ridurrà della stessa proporzione k e la quota di famiglie povere sarà uguale alla quota di famiglie povere prima della recessione [4]. Un'altra conseguenza è quella che, non tenendo conto del valore assoluto del reddito, un individuo che si trova al di sotto della soglia di povertà è considerato povero anche se in realtà il suo reddito potrebbe non essere affatto basso: se, ad esempio, tale individuo vive in una società in cui tutti possiedono un castello e lui invece possiede solo una villa con piscina, tale individuo è considerato povero in senso relativo

anche se in realtà il suo tenore di vita non è affatto basso in senso assoluto. Infine, un terzo punto debole del concetto di povertà relativa consiste nel fatto che essa segue in maniera proporzionale il ciclo economico (può aumentare nella fase espansiva e diminuire nella fase di contrazione dell'economia): questo è dovuto al fatto che una crescita reale dell'economia, ad esempio, avvantaggi più le famiglie con i redditi elastici al ciclo economico rispetto ad altre famiglie. In questo caso dunque, la linea di povertà relativa si alza ed un individuo, con reddito anaelastico al ciclo economico, che era appena al di sopra della soglia si ritrova al di sotto: la povertà risulta quindi aumentata proprio in una fase di crescita economica [4].

Altri tipi di misure di povertà sono state definite in letteratura tra cui la povertà soggettiva, le misure multidimensionali e sfuocate (*fuzzy sets*); alcune di esse verranno definite più avanti poiché sono funzionali a questo studio.

Un altro tipo di classificazione che può essere fatta per le misure di povertà riguarda il parametro che viene considerato come misura di povertà: esistono al riguardo approcci di tipo indiretto che si focalizzano sulla misurazione di risorse monetarie a disposizione dei nuclei familiari che servono a soddisfare i propri bisogni e approcci diretti che misurano l'effettiva soddisfazione di tali bisogni [11]. I metodi indiretti sono quelli basati su una misura monetaria della povertà che permette dunque alle famiglie di permettersi un paniere minimo di beni sufficiente a mantenere un buon tenore di vita. I metodi diretti sono invece basati su misure di deprivazione e di esclusione sociale, che riflettono in maniera effettiva lo status di povertà.

2.2.1 La soglia di povertà assoluta

La soglia di povertà assoluta è definita dall'ISTAT calcolando un valore monetario di consumo per un paniere di beni e servizi considerati essenziali per uno standard di vita minimo. Il paniere di beni cambia a seconda della distribuzione per età e del numero di componenti del nucleo familiare di ogni individuo, della tipologia di zona in cui si abita (zona metropolitana, grande comune, piccolo comune) e della ripartizione geografica di residenza. Per stabilire se un individuo è povero, si verifica se il suo reddito mensile è inferiore alla soglia di povertà assoluta. Si è consapevoli che bisognerebbe confrontare la soglia di povertà con i consumi mensili di ogni individuo ma, essendo questi ultimi non disponibili nell'indagine EU-SILC, si utilizza il reddito mensile come più vicina approssimazione dei consumi mensili. In

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
% Poveri	8.2	7.5	7.3	7.2	6.8	8.5	9.1	9.6
Maschi	7.4%	6.6%	6.5%	6.4%	6.1%	7.9%	8.4%	9.0%
Femmine	8.9%	8.2%	8.2%	8.0%	7.4%	9.0%	9.7%	10.2%

Tabella 2.1: Persone sotto la soglia di povertà assoluta per anno (%) e percentuale di maschi e femmine poveri sul totale di maschi e femmine.

Tabella 2.1 viene riportato, per ogni anno disponibile, la quota di persone al di sotto della soglia di povertà assoluta e la quota di persone sotto la soglia di povertà assoluta distinta per sesso.

2.2.2 La soglia di povertà relativa

L'approccio più semplice per misurare la povertà relativa è quello che riguarda la definizione di un reddito minimo diverso a seconda del paese in cui si

vive. Il reddito minimo che viene considerato di norma è il 60% della mediana della distribuzione dei redditi standardizzati per ogni paese. L'utilizzo di una scala di equivalenza al fine di standardizzare i redditi familiari è necessaria per tenere in considerazione la numerosità dei nuclei familiari dato che in famiglie numerose sussistono economie di scala. I redditi familiari quindi sono resi equivalenti a seconda della numerosità e dell'età delle persone che compongono il nucleo familiare: la scala di equivalenza utilizzata da EUROSTAT è la scala *OECD modificata* che attribuisce un peso pari a 1 al primo adulto del nucleo familiare, 0.5 ad ogni altro adulto e 0.3 ad ogni persona inferiore a 14 anni [11]. Seppur la standardizzazione dei redditi familiari tramite la scala di equivalenza venga fatta a livello di nucleo familiare, bisogna ricordare che le unità statistiche considerate in questo studio sono gli individui; un individuo dunque viene considerato povero se si trova al di sotto della soglia stabilita con questo criterio mentre viene considerato non povero se si trova al di sopra di questa soglia. Oltre ai problemi già elencati, tipici della povertà relativa, questo approccio ha anche lo svantaggio di dicotomizzare un concetto complesso quale è la povertà e viene stabilito come discriminante di status di povertà il 60% della mediana. Questa scelta è puramente convenzionale e nulla vieta di usare come soglia il 50% o anche il 70% della mediana (o media) del reddito familiare equivalente [1].

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
% Poveri	18.4	18.3	17.4	17.3	17.0	18.1	17.9	17.7	17.8
Maschi	16.9%	16.7%	15.9%	15.9%	15.8%	17.2%	16.7%	16.7%	16.9%
Femmine	19.8%	19.8%	18.8%	18.5%	18.2%	19.0%	19.0%	18.7%	18.7%

Tabella 2.2: Persone sotto la soglia di povertà relativa per anno (%) e percentuale di maschi e femmine poveri sul totale di maschi e femmine.

In Tabella 2.2 sono riportate, per ogni anno, le quote di persone al di sotto della soglia di povertà e la percentuale di persone sotto la soglia distinte per sesso: confrontando questi primi numeri con quelli della Tabella 2.1 si nota che il numero di poveri sotto la soglia di povertà relativa è maggiore rispetto a quelli sotto la soglia di povertà assoluta.

2.2.3 Il grado di povertà

Un approccio che supera il problema della dicotomizzazione del concetto di povertà è quello che definisce la povertà come una caratteristica che ogni individuo possiede in maniera diversa a seconda del proprio reddito. Non esistono dunque "poveri" e "non poveri" come per quando si definiva una soglia di povertà, bensì individui più e meno poveri. Questo approccio utilizza un indice chiamato da [5] *Fuzzy Monetary* (FM) che varia tra 0 e 1. Ordinando i redditi equivalenti dal minore al maggiore per ogni anno, il FM è composto da un fattore V

$$V_{i,k} = \frac{\sum_j y_{j,k} | y_{j,k} > y_{i,k}}{\sum_{j=1}^n y_{j,k}}, \quad (2.1)$$

dove i sono le unità statistiche, k rappresenta l'anno e y_i è il reddito disponibile equivalente per l'individuo i -esimo. Tale fattore è quasi 0 per le persone più ricche e quasi 1 per le persone più povere della popolazione: In Figura 2.1 viene riportata l'istogramma del fattore V . Il fattore V è poi standardizzato, a discapito dell'interpretatività dell'indice, per formare il FM come segue:

$$FM_i = V_i^{\frac{H_c}{\alpha}}, \quad (2.2)$$

dove H_c è la proporzione di individui che cadono sotto la soglia di povertà (che in questo caso è il 60% della mediana) e α è un fattore di standardizzazione

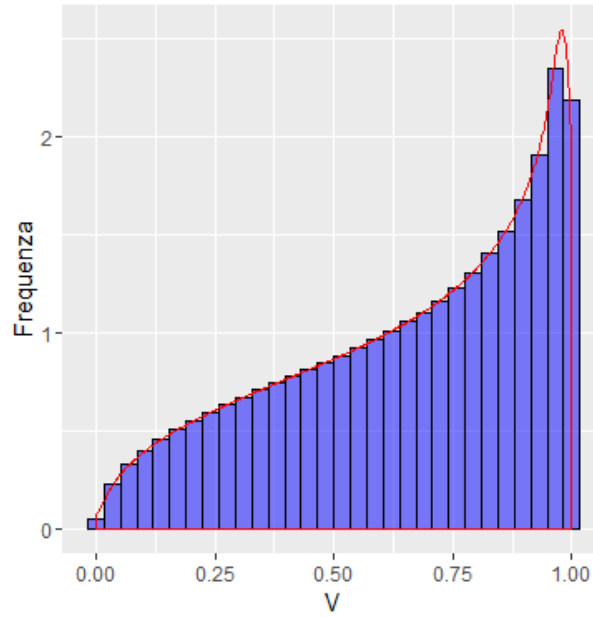


Figura 2.1: Istogramma del fattore V.

definito in modo tale che la media di FM sia pari ad H_c [1]. In questo caso α è stato ricavato empiricamente dai dati, cercando quel valore di α per cui $\mathbb{E}(V_i^{\frac{H_c}{\alpha}}) = H_c$: tale valore è pari a 0.013. Per le analisi successive verrà utilizzato solamente il grado di povertà non standardizzato (fattore V) in modo tale da poterlo interpretare come gli altri indici studiati.

In Tabella 2.3 viene descritto l'andamento della media del grado di povertà non standardizzato in generale e diviso per sesso. Come è facile notare, le donne hanno un grado di povertà più alto di qualche punto percentuale rispetto agli uomini, in tutti gli anni presi in considerazione. È doveroso specificare che questa tabella non può essere confrontato con le percentuali di persone al di sotto della soglia di povertà assoluta e relativa (Tabelle 2.1 e 2.2) poiché, pur essendo il grado di libertà non standardizzato compreso tra zero e uno, si tratta di una misura continua e dunque per natura diversa dalle misure di povertà assoluta e relativa.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Media V	0.657	0.659	0.653	0.658	0.655	0.663	0.664	0.661	0.659
Maschi	0.642	0.643	0.640	0.644	0.642	0.653	0.653	0.650	0.649
Femmine	0.670	0.674	0.666	0.671	0.667	0.672	0.674	0.671	0.668

Tabella 2.3: Media nel tempo del grado di povertà (V) in generale e per sesso.

2.2.4 Un'alternativa: il concetto di deprivazione

Anche se il grado di povertà definito nel precedente paragrafo supera il problema della dicotomizzazione del concetto di povertà, rimane comunque una misura basata solo ed esclusivamente su risorse monetarie. Per superare anche questo aspetto, si arriva a considerare il concetto di deprivazione come una valida alternativa alla povertà; questi due concetti infatti sono simili ma non coincidono. La letteratura (si veda [8] e [17]) mostra infatti che chi è deprivato economicamente e/o socialmente, non è necessariamente povero monetariamente e viceversa [9]. Il concetto di deprivazione è basato su un'ottica multidimensionale ed un individuo può essere deprivato secondo una o più dimensioni con cui la deprivazione è costruita. In particolare, secondo l'Eurostat, un individuo risulta deprivato socialmente se vive in una famiglia che sperimenta almeno 4 condizioni di disagio tra quelle elencate in Tabella 2.4 [12]. Viene creato dunque un indice multidimensionale basato sulle variabili a disposizione che descriva la deprivazione economica e sociale di ogni individuo. Questo indice potrebbe meglio descrivere la deprivazione di risorse in alcune circostanze particolari; nel caso di un divorzio ad esempio, non è escluso che la povertà si manifesti più come una difficoltà nel mantenere la propria abitazione o sostenere gli svaghi nel fine settimana piuttosto che come una mancanza di risorse monetarie vera e propria [1].

Stile di vita e affrontare imprevisti (δ_1)	• Permettersi almeno una settimana di vacanza fuori casa una volta all'anno. • Permettersi un pasto alla settimana a base di pesce o carne o di un equivalente vegetariano. • Permettersi di affrontare spese impreviste. • Riuscire a far quadrare i conti (ad arrivare a fine mese).
Elettrodomestici (δ_2)	• Possedere un telefono. • Possedere un televisore a colori. • Possedere un computer. • Possedere una lavatrice. • Possedere un'automobile.
Abitazione (δ_3)	• Problemi di perdita nel tetto, pavimenti/muri umidi, infissi marci. • Riuscire a scaldare adeguatamente la casa. • Possedere bagno o doccia nell'abitazione. • Possedere WC privato all'interno dell'abitazione. • Avere degli arretrati con mutuo, affitto, bollette o altri prestiti.

Tabella 2.4: Variabili a disposizione utilizzate per misurare la deprivazione materiale divise per tre macrogruppi di deprivazione.

Per individuare meglio le sfumature che la deprivazione materiale può avere, le variabili considerate per la costruzione dell'indice sono state suddivise in tre macro-categorie deprivazionali: la prima concerne la sfera dello stile di vita e il saper affrontare eventuali imprevisti, la seconda riguarda il possesso di alcuni elettrodomestici che facilitano la vita quotidiana e la terza riguarda le condizioni dell'abitazione in cui si vive. Ogni macroarea avrà un proprio *deprivation score* che verrà aggregato a quello delle altre macroaree per formare l'indice di deprivazione generale (*Deprivation Index*). Le variabili che sono state selezionate per comporre questo indice di deprivazione vengono riportate in Tabella 2.4. Le tre macro-categorie sono state scelte a logica e basandosi parzialmente su studi precedenti (si veda [1]): per completezza sarebbe corretto verificare che anche la struttura di correlazione dei dati giustifichi tale suddivisione. A tale scopo, è stata implementata un'analisi fattoriale esplorativa per verificare che la specificazione delle categorie sia supportata dalla correlazione tra le variabili.

In Tabella 2.5 viene riportata la matrice dei coefficienti fattoriali con i quattro fattori estratti col metodo delle componenti principali a cui è stata applicata una rotazione obliqua di tipo promax. Come si può notare il primo fattore indica gli stili di vita e le condizioni abitative, il secondo e il terzo fattore si spartiscono gli elettrodomestici che facilitano la vita di tutti i giorni mentre il quarto fattore riguarda i servizi igienici; la varianza totale spiegata dai fattori ammonta al 47% (si veda Appendice A). Da notare anche che i segni negativi per i coefficienti fattoriali principali delle variabili riguardanti il "far quadrare i conti a fine mese" e il "tetto danneggiato" sono dovuti al fatto che hanno direzione opposta alle altre; queste due variabili verranno dunque successivamente girate prima essere utilizzate. La variabile che indica un tetto danneggiato e decadente fa inoltre fatica a collocarsi tra i fattori

Variabili	Fattore 1	Fattore 2	Fattore 3	Fattore 4	Unicità
Una sett. vacanze	0.7822	-0.0732	-0.0254	-0.0189	0.42
Carne e pesce	0.5306	0.0785	-0.0149	0.1176	0.67
Spese impreviste	0.7821	-0.0339	-0.0159	-0.0284	0.41
Far quadrare conti	-0.7858	0.0349	0.0135	0.0454	0.41
Telefono	-0.1270	0.7799	-0.1266	0.0178	0.45
TV	-0.0387	-0.0121	0.7607	-0.0283	0.43
Computer	0.1191	0.6326	0.0621	-0.0362	0.52
Lavatrice	-0.0300	-0.0131	0.7504	0.0267	0.44
Auto	-0.0071	0.5916	0.1477	-0.0025	0.60
Perdite al tetto	-0.3478	0.0644	-0.0917	0.0246	0.88
Casa riscaldata	0.6199	0.0503	-0.0065	0.0912	0.58
Doccia o bagno	-0.0008	-0.0529	0.1471	0.7173	0.45
WC privato	-0.0330	0.0380	-0.1251	0.7594	0.42
Arretrati	0.5369	0.0951	-0.0114	-0.0555	0.68

Tabella 2.5: Pattern fattoriale esplorativo delle variabili scelte per l'indice di deprivazione.

estratti poiché il coefficiente fattoriale più alto è soltanto pari a 0.3478. La conferma che questa variabile potrebbe essere problematica è data dal fatto che ha un'unicità dell'88%; la varianza non spiegata dai fattori di questa variabile è dunque molto elevata e si decide momentaneamente di non prenderla in considerazione. Anche altre variabili hanno un'unicità che potrebbe essere motivo di discussione (superiore al 50%), ma decidiamo di tenerle nell'analisi in corso poiché riescono a collocarsi abbastanza bene nella struttura fattoriale. Il secondo e il terzo fattore inoltre sembrano essere molto simili e potrebbe avere senso unirli in un unico fattore che caratterizzi il possesso di elettrodomestici che facilitano la vita quotidiana. Viene dunque rifatta

l'analisi fattoriale mantenendo solo tre fattori ed eliminando la variabile riguardante i danni al tetto dell'abitazione. Il pattern fattoriale finale viene riportato in Tabella 2.6 e appare molto più chiaro e simile alla suddivisione in macro-categorie mostrata in Tabella 2.4, anche se la quota di varianza

Variabili	Fattore 1	Fattore 2	Fattore 3	Unicità
Una sett. vacanze	0.7757	-0.0568	0.0044	0.43
Carne e pesce	0.5476	0.0597	0.1081	0.67
Spese impreviste	0.7774	-0.0168	-0.0089	0.41
Far quadrare conti	-0.7790	0.0149	0.0243	0.41
Telefono	-0.0393	0.5504	-0.1459	0.70
TV	-0.1183	0.5283	0.1685	0.70
Computer	0.1662	0.5730	-0.1207	0.60
Lavatrice	-0.1049	0.5176	0.2188	0.69
Auto	0.0326	0.5937	-0.0623	0.64
Casa riscaldata	0.6281	0.0493	0.0905	0.58
Doccia o bagno	0.0188	0.0283	0.7280	0.46
WC privato	0.0253	-0.0918	0.6828	0.53
Arretrati	0.5346	0.0907	-0.0618	0.63

Tabella 2.6: Pattern fattoriale finale delle variabili scelte per l'indice di deprivazione.

totale spiegata dai fattori si abbassa (42% contro il 47% della specificazione mostrata in Tabella 2.5). L'unicità delle variabili che rientrano nel secondo fattore è inevitabilmente aumentata dato che esso è di fatto formato dall'unione dei fattori due e tre, individuati in Tabella 2.5, che descrivevano meglio dal punto di vista della struttura della correlazione, le variabili considerate. La struttura fattoriale riportata in Tabella 2.6 suggerisce dunque una prima categoria riguardante stili di vita e condizioni dell'abitazione, una seconda

riguardante il possesso di elettrodomestici che facilitano la vita quotidiana (uguale a δ_2 , definita in Tabella 2.4) e una terza che riguarda i servizi igienici.

La costruzione dell'indice di deprivazione e le analisi successive sono state svolte sia per la specificazione definita in Tabella 2.4 sia per quella derivante dall'analisi fattoriale, definita in Tabella 2.6: da qui in avanti però, per semplicità, vengono riportate solo le analisi e gli indici costruiti per la specificazione della Tabella 2.4, ovvero quella definita a priori dei dati. I risultati finali comunque sono molto simili tra le due specificazioni e riportarli per entrambe risulterebbe dunque ridondante. Per ulteriori dettagli e misure omesse sull'analisi fattoriale svolta in questo capitolo si rimanda all'Appendice A

Le variabili prese in considerazione in Tabella 2.4, sono quelle presenti nel panel EU-SILC dal 2006 al 2014; sarebbe stato interessante misurare la deprivazione materiale anche con altri fattori quali ad esempio la qualità della zona in cui la famiglia vive (zona degradata, soggetta a vandalismi, inquinata, ecc.) o il possesso di tecnologie che al giorno d'oggi sono sempre più comuni nelle case degli italiani e degli europei in generale come, ad esempio, una connessione internet. Questo però non è stato possibile perché tali informazioni erano registrate solo per il campione cross-section del 2014, risultando dunque assenti per gli anni precedenti e dunque inutili ai fini di questo lavoro. Questo rappresenta un limite per tale indice che infatti è inevitabilmente legato alle variabili su cui è costruito e non ne considera molte altre che non sono richieste nel questionario EU-SILC [11].

Un altro aspetto che bisogna ricordare è che la deprivazione che si misura è un'impossibilità nell'accedere a determinate risorse e non una mancanza di risorse in senso generale. Questo appare chiaro nella variabile che misura se

il nucleo familiare può permettersi o meno un pasto alla settimana di carne o pesce, dove è anche specificato "o equivalente vegetariano" nella domanda del questionario; questo perché un individuo potrebbe decidere di non comprare carne o pesce non perché non ha le risorse per farlo, ma per una scelta personale legata a motivazioni di salute o stili di vita. Allo stesso modo, le variabili che concernono il possesso di televisore a colori, computer, automobile, telefono e lavatrice hanno tra le modalità di risposta una modalità che differenzia questi individui che scelgono di non avere l'elettrodomestico in questione da quelli che non ce l'hanno perché non possono permetterselo. In quest'ultimo caso, le persone che non hanno l'oggetto per scelta sono state aggregate alle persone che lo posseggono in quanto non possono essere considerati come soggetti deprivati materialmente.

Prima di procedere con la costruzione dell'indice, bisogna esplicitare che, per chiarezza e semplicità, le variabili che riguardano gli arretrati con mutuo, affitto, bollette e altri pagamenti sono state riunite in un'unica variabile (si veda Tabella 2.4) pari a 1 se l'individuo ha almeno uno degli arretrati descritti e pari a 0 se è completamente privo del problema di arretrati da pagare. Per costruire l'indice di deprivazione si è proceduto per passi. Per prima cosa si è uniformata la direzione delle variabili e si è creato un punteggio di deprivazione compreso tra 0 e 1 per ogni variabile presente in Tabella 2.4 dove 0 indica la minor deprivazione mentre 1 indica quella maggiore [5], assumendo che le varie categorie delle variabili siano equispaziate tra loro [7]:

$$d_{i,k} = \frac{M_k - m_{i,k}}{M_k - 1}, \quad (2.3)$$

dove M_k è la categoria più alta e 1 è ovviamente la più bassa. In questo modo tutte le variabili sono state riscalate tra 0 e 1 e si può dunque procedere con la definizione dei pesi che ciascuna variabile ha nella formazione

dell'indice di deprivazione.

Ogni variabile è stata pesata in maniera inversamente proporzionale al proprio coefficiente di variazione per ogni anno:

$$w_{k,j}^a \propto cv_{k,j}, \quad (2.4)$$

dove k indica la variabile e j l'anno. Questo per far in modo che le variabili con coefficiente di variazione più alto (cioè quelle con più potere discriminatorio [5]), incidessero di più nell'indice di deprivazione, mentre quelle con coefficiente di variazione più basso incidessero meno. In parole più semplici, le persone che non possiedono un bagno o una doccia in casa sono una percentuale molto piccola del campione e risultano quindi deprivate di un bene che è molto comune in Italia; per questo motivo saranno molto più penalizzate nell'indice di deprivazione. Al contrario, coloro che non possiedono un computer (che è un bene meno comune rispetto alla doccia) saranno meno deprivati nell'indice di deprivazione rispetto a quelli che non possiedono la doccia in casa.

Il secondo set di pesi invece è stato costruito in base alla correlazione che ogni variabile ha con le altre ed è stato inserito per evitare ridondanze [5]. In particolare è costruito anch'esso per ogni variabile e per ogni anno nel seguente modo:

$$w_{k,j}^b = \left(\frac{1}{1 + \sum_{k=1}^K \rho_{k,k'} | \rho_{k,k'} < \rho_H } \right) \cdot \left(\frac{1}{\sum_{k=1}^K \rho_{k,k'} | \rho_{k,k'} \geq \rho_H } \right) \quad (2.5)$$

dove ρ_H è una correlazione soglia, k sono le variabili e j sono gli anni. La correlazione ρ_H divide le correlazioni in due gruppi nel punto in cui sussiste un gap più ampio [5]; è stata svolta comunque un'analisi di robustezza in cui

sono stati provati diversi valori per la correlazione soglia ed è stato verificato che tale valore non influisce più di tanto sui risultati finali. Alla fine, i due pesi appena creati vengono dunque combinati insieme

$$w_{j,k} = w_{k,j}^a \cdot w_{k,j}^b \quad (2.6)$$

ottenendo un peso totale con cui verrà creato l'indice di deprivazione.

Si potrà quindi creare il *deprivation score* per ogni macro-area come un numero positivo che indica la quantità di deprivazione [1], per ogni j-esimo anno:

$$S_{i,j}^\delta = \frac{\sum_k w_{k,j} \cdot d_{i,k}^\delta}{\sum_k w_{k,j}}. \quad (2.7)$$

In questo caso S_i^δ , dove i indica l'individuo e δ la macro-area, è compreso tra 0 e 1 (sarà pari a 0 per coloro che non sono per nulla deprivati, mentre è pari a 1 per gli individui più deprivati materialmente).

Per creare l'indice di deprivazione generale infine, non rimane che aggregare le tre macro-aree: questa operazione viene fatta attraverso una media aritmetica semplice, supponendo quindi che le tre macro-aree abbiano la stessa importanza nel determinare l'indice di deprivazione.

$$S_{i,j} = \frac{1}{3} \sum_{\delta=1}^3 S_{i,j}^\delta \quad (2.8)$$

In Figura 2.2 viene riportato l'istogramma del Deprivation index ottenuto nella formula 2.8 insieme agli istogrammi delle singole macroaree S^δ . Non viene riportata la linea di densità come nella Figura 2.1 per questioni di chiarezza grafica dato che risulterebbe, come si può notare dalla forma e dalla distribuzione degli istogrammi, molto più frastagliata e multimodale.

La distribuzione delle macroaree concernenti il possesso di elettrodomestici

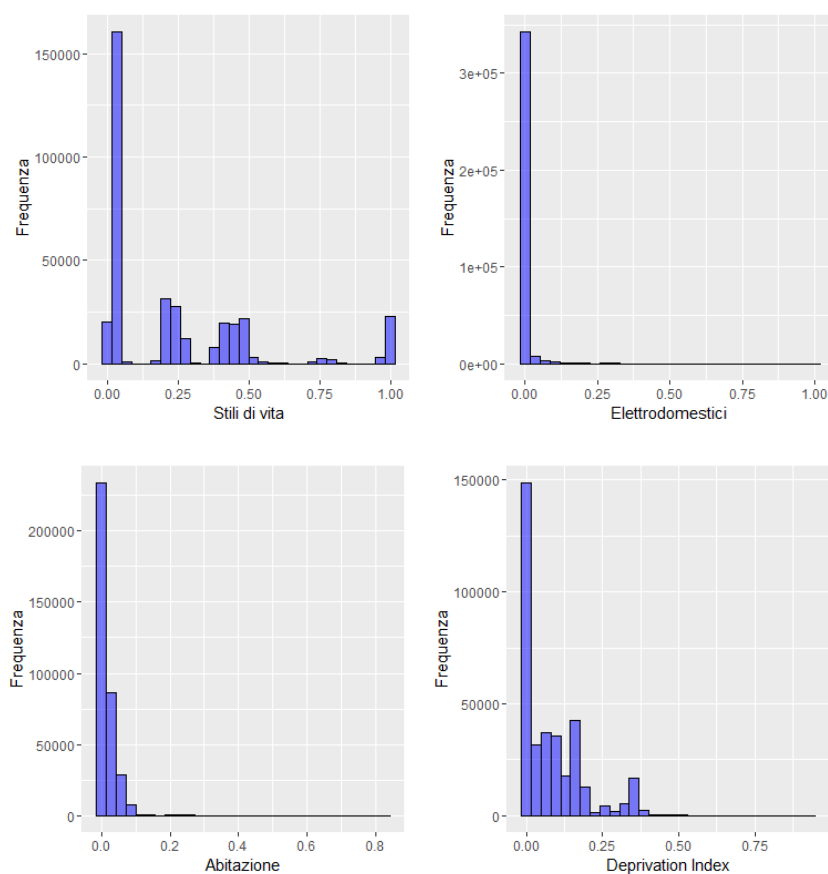


Figura 2.2: Istogrammi delle tre macroaree del deprivation index e del deprivation index in generale.

e la condizione dell’abitazione in cui si vive sono entrambe molto schiacciate sullo zero: questo appare piuttosto ovvio dato che il numero di individui che al giorno d’oggi non posseggono elettrodomestici che migliorano di molto la qualità della vita come lavatrice, telefono e altri è molto esiguo e, ancora più esiguo è il numero di persone che vivono in un’abitazione fatiscente. Il fatto di non possedere tali caratteristiche dunque è un evento raro, ma quando si verifica è un chiaro segno di deprivazione materiale.

In Tabella 2.7 viene infine descritto l’andamento delle medie di ogni anno del Deprivation index distinto per sesso. Come si può facilmente notare, non

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Media S	0.076	0.070	0.077	0.070	0.072	0.096	0.110	0.102	0.093
Maschi	0.073	0.067	0.074	0.067	0.069	0.093	0.107	0.100	0.090
Femmine	0.078	0.073	0.079	0.072	0.074	0.098	0.112	0.104	0.094

Tabella 2.7: Media nel tempo del Deprivation index (S) in generale e per sesso.

sembrano esserci differenze di andamento tra uomini e donne ma si nota una netta crescita del Deprivation index dal 2010 in poi. Questo potrebbe essere ricondotto ad un'influenza della recessione economica del 2008 che va ad influire sull'indice con un ritardo di due anni circa; tale ipotesi però potrà essere verificata soltanto nel capitolo successivo con indagini più approfondite. Anche per la Tabella 2.7 vale lo stesso discorso fatto per la Tabella 2.3 riguardo la non comparabilità tra di esso e le percentuali di persone al di sotto della linea di povertà assoluta e relativa illustrate in Tabella 2.1 e in Tabella 2.2.

Capitolo 3

Metodo di stima

Una volta delineate le misure di povertà e deprivazione deve essere definita la popolazione di studio oltre al concetto di divorzio/separazione, che viene considerato come un "trattamento" che le persone possono ricevere o meno. Per stimare l'impatto dello scioglimento della coppia sul benessere economico, bisogna affrontare il problema del *selection bias* [1]: le coppie che divorziano infatti potrebbero avere caratteristiche diverse rispetto a quelle che non sperimentano il divorzio e risulterebbe dunque errato fare un semplice confronto tra di esse per valutare l'effetto del divorzio sull'entrata in povertà. Per risolvere questo problema viene utilizzata la tecnica del *Propensity Score Matching* [1].

3.1 Divorzio e povertà: alcuni aggiustamenti

In questa sezione verrà affrontato il problema di rendere omogenea la popolazione in modo tale da considerare soltanto le persone esposte al rischio di sperimentare il divorzio o la separazione, per poi poterle confrontare in base al loro status economico.

Come prima cosa, bisogna sottolineare come le misure della povertà basate esclusivamente su risorse monetarie risultano essere sensibili ai valori estremi del reddito equivalente, sul quale si basano. Per tenere sotto controllo l'effetto dei valori estremi ed evitare considerevoli errori di stima, i valori del reddito equivalente inferiori o uguali a zero sono stati imputati, secondo una tecnica chiamata *Winsorizing*, con un campione casuale di valori appartenenti al primo decile della stessa distribuzione [16]. In alternativa si poteva anche eliminare tali valori, ma si è deciso di operare in questo modo per non perdere individui che potenzialmente si trovano al di sotto della soglia di povertà e che potrebbero essere utili nelle analisi successive.

La seconda fase del processo di preparazione dei dati consiste nella definizione della variabile trattamento che identifica lo scioglimento della coppia tra l'anno t e l'anno $t+1$; si crea questa variabile perchè si vuole vedere l'effetto del divorzio tra l'anno t e l'anno $t+1$ sull'entrata in povertà nello stesso intervallo di tempo. In questo modo non vengono considerate le persone che diventano povere tra l'anno t e l'anno $t+1$ ma sono divorziate già da diversi anni; per questi individui il divorzio non ha un effetto diretto sulla povertà e il fatto che essi mutino il loro benessere economico è dovuto ad altri fattori. Viene creata dunque una variabile dicotomica pari a uno se l'individuo ha sperimentato, tra l'anno t e l'anno $t+1$, un divorzio o una separazione, pari a zero altrimenti; da qui in avanti identificheremo questo evento con il termine "divorzio" per comodità ma si intende includere in esso anche le persone che hanno sperimentato una separazione ufficiale o una separazione di fatto, ovvero quando la coppia risulta sposata ma i partner non coabitano più nello stesso nucleo familiare. Si è scelto inoltre di escludere le coppie in convivenza, e quindi non legalmente sposate, dalla popolazione di studio in quanto necessiterebbero di analisi specifiche e più approfondite che con i dati

a disposizione risulterebbero non efficaci dato che non si possiede la numerosità campionaria adeguata per fare un'analisi sufficientemente accurata.

Per ogni indicatore creato nel capitolo 2 viene creata una variabile indicante la differenza prima tra l'anno t e l'anno $t+1$, che per le soglie di povertà relativa e assoluta indica la transizione in povertà di un individuo tra t e $t+1$ mentre per gli altri indicatori continui indica semplicemente la differenza tra t e $t+1$. Per quel che riguarda le transizioni in povertà relativa e assoluta, vengono eliminate dal campione tutti quegli individui che passano da uno status di povertà ad uno status di non povertà mentre per tutti gli indicatori vengono eliminati tutti coloro che passano da uno status di divorziato ad uno status di non divorziato perché ricadono entrambi fuori dalla popolazione obbiettivo.

A questo punto vengono identificati i trattati come coloro che divorziano tra l'anno t e l'anno $t+1$ e i controlli come coloro che non subiscono il divorzio. Per uniformare e rendere confrontabili queste due popolazioni bisogna eliminare tutte quelle persone che per definizione non sono a rischio di sperimentare il divorzio e che apporterebbero di conseguenza distorsione alle stime dell'effetto cercato. In primo luogo vengono eliminate dal campione tutte le persone celibi o nubili, i monogenitori e i vedovi. Successivamente il campione viene limitato dal punto di vista dell'età visto che, in linea teorica, gli individui troppo giovani non sono soggetti al matrimonio¹ e quindi non sono a rischio di divorziare, mentre individui troppo anziani hanno una propensione estremamente bassa se non nulla al divorzio. Per decidere l'età minima e massima da mantenere nel campione viene svolta una rapida analisi descrittiva per verificare se ci sono persone che hanno sperimentato il

¹La legge italiana prevede il compimento dei 18 anni come requisito minimo per il matrimonio e solo in casi eccezionali il giudice può concedere una deroga facendo scendere la soglia minima a 16 anni.

Classe d'età	Divorziato/separato (t,t+1)	Altro
<20	4	86467
<25	6	108371
<30	20	129476
>75	17	25226
>80	2	1280

Tabella 3.1: Variabile trattamento per fasce d'età giovanile.

divorzio in giovane e in avanzata età; i risultati sono riportati in Tabella 3.1. Gli individui che hanno sperimentato il divorzio sotto l'età di 20 o 25 anni sono molto esigui e probabilmente sono dei casi anomali che non rientrano nel comportamento medio della popolazione in analisi e possono venire eliminati dal campione senza eccessivi rimorsi. La scelta di quale età minima mantenere tra 20 e 25 anni non è rilevante ai fini successivi dello studio quindi scegliamo di tenere nel campione solo gli individui con un'età minima di 20 anni. Con altrettanta tranquillità si decide di limitare l'età massima alla soglia dei 75 anni perché anch'essi possono essere considerati dei casi anomali e apporterebbero delle distorsioni alle stime.

Successivamente vengono eliminate le persone che sono già povere prima di divorziare dato che non rientrano nella popolazione obbiettivo e il loro status di povertà non è stato sicuramente causato dal divorzio osservato nel campione. Infine, ricordando che si vuole cercare di rendere più simili possibile la popolazione dei trattati e quella dei controlli, vengono tenuti nel campione soltanto coloro che sono sposati al tempo t e coloro che al tempo $t+1$ sono o divorziati (i trattati) oppure che continuano ad essere sposati (i controlli).

3.2 Propensity score matching

Supponiamo che l'output (in questo caso, l'entrata in povertà) per l' i -esimo individuo sia Y_{1i} nel caso abbia sperimentato il divorzio e il suo controfattuale sia Y_{0i} , ovvero l'output dell' i -esimo individuo nel caso in cui non avesse sperimentato il divorzio. Definiamo poi D_i la variabile trattamento che è pari a 1 se l' i -esimo individuo divorzia e pari a 0 altrimenti. Come esplicitato in [3], la quantità direttamente osservabile dai dati $\mathbb{E}[Y_i|D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i|D_i = 0]$, si può scomporre in due componenti: una è l'effetto medio del trattamento sui trattati (ATET) mentre l'altra è il selection bias.

$$\underbrace{\mathbb{E}[Y_i|D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i|D_i = 0]}_{\text{Differenza osservata di } Y_i} = \underbrace{\mathbb{E}[Y_{1i}|D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_{0i}|D_i = 1]}_{\text{ATET}} + \underbrace{\mathbb{E}[Y_{0i}|D_i = 1] - \mathbb{E}[Y_{0i}|D_i = 0]}_{\text{Selection Bias}} \quad (3.1)$$

La differenza osservata degli output è pari all'ATET soltanto se si suppone che il selection bias sia pari a zero; questo avviene nel caso di studi sperimentali dove la selezione del campione è casuale ed è possibile controllare per delle variabili osservate antecedenti al trattamento, e dunque indipendenti da esso, identificate con il vettore X_i . Heckman et al. (1998) dimostrano che, in base a questo set di covariate X , il selection bias è scomponibile in tre componenti o fonti d'errore. La prima, B_1 , si ha quando ci sono dei valori osservati nel gruppo dei trattati e non in quello dei controlli e vice versa; in questo caso si dice che queste osservazioni sono al di fuori del supporto comune e quindi risulta impossibile trovare alcune coppie di individui identici tra trattati e controlli [1]. La seconda componente, B_2 , emerge quando la distribuzione delle X è diversa tra trattati e controlli ed infine la terza com-

ponente, B_3 , si riferisce alla distorsione causata da una diversa distribuzione di eventuali variabili non osservate nei trattati e nei controlli [13]. Una delle possibili soluzioni per risolvere la questione del selection bias è quella definita dalla *Condition Independent Assumption* (CIA)

$$(Y_{0i}, Y_{1i}) \perp D_i | X_i \quad (3.2)$$

Tale assunzione garantisce che il trattamento risulta randomizzato condizionatamente alle X , quindi l'unica differenza che c'è tra Y_{0i} e Y_{1i} è dovuta al trattamento. Se si assume vera la formula 3.2, condizionatamente alle X_i , si può dire che il trattamento D_i ha un effetto causale sulla variabile Y [3]. Il punto critico dunque sta nell'accettare la CIA e scegliere il vettore delle X che la rende valida.

Una delle applicazioni dei risultati visti fino ad ora è l'idea del *matching* che consiste nel confrontare tra loro gli individui con le stesse covariate X ma che differiscono per il trattamento ricevuto. Cercare individui esattamente con le stesse caratteristiche osservate potrebbe risultare però complicato, soprattutto se il vettore delle covariate X è molto grande. Rosenbaum e Rubin (1983) hanno dimostrato che se è valida la formula 3.2, gli outcome potenziali (Y_{1i} e Y_{0i}) sono indipendenti dal trattamento condizionato ad un punteggio che riassume in un unico scalare tutte le caratteristiche osservabili X , chiamato *propensity score* [6]. In altre parole, se la formula 3.2 è valida per Y_{ji} con $j=0,1$ allora

$$(Y_{1i}, Y_{0i}) \perp D_i | p(X_i) \quad (3.3)$$

dove $p(X_i) = P(D = 1 | X)$ è il propensity score.

La diretta conseguenza della formula 3.3 è che non serve più confrontare due

individui con caratteristiche osservabili identiche, ma è sufficiente che abbiano lo stesso propensity score; questo significa che i due individui possono essere anche non esattamente identici tra loro dal punto di vista delle caratteristiche osservate ma possiedono lo stesso rischio di subire il trattamento. Lo stimatore per l'ATET diventa dunque

$$ATE_{PSM} = \mathbb{E}_{p(X_i)} \left[\mathbb{E}\{Y_{1i}|D_i = 1, p(X_i)\} - \mathbb{E}\{Y_{0i}|D_i = 0, p(X_i)\} \right] \quad (3.4)$$

In questo modo, le tre fonti d'errore definite da [13] vengono azzerate. In particolare, la prima si annulla confrontando trattati e controlli soltanto all'interno del supporto comune, la seconda viene azzerata visto che le X vengono bilanciate tramite la definizione del propensity score mentre la terza viene assunta pari a zero se la CIA è valida. Quest'ultima assunzione risulta essere molto forte dato che assume che l'effetto di variabili non osservate sia pari a zero, ma vedremo successivamente che questa ipotesi verrà rilassata. Fino a questo punto abbiamo considerato la variabile di outcome come binaria; in questo lavoro, ciò accade soltanto per il caso in cui la povertà (relativa o assoluta) è misurata tramite la definizione di una soglia. Al contrario il grado di povertà (V) e il Deprivation index (S) sono due indici continui compresi tra 0 e 1 e superano la visione della povertà vista come una soglia ma la descrivono più come una variabile continua. Questa tipologia di indice e il fatto che si posseggono dei dati di panel ci permette di verificare il cambiamento medio del benessere economico tra l'anno t e l'anno $t+1$ per i trattati, confrontandolo con quello dei controlli, considerando in questo modo anche la non trascurabile presenza di variabili non osservate. Proprio per questo ultimo motivo viene applicato, similmente ad uno stimatore ad effetti fissi, uno stimatore difference in difference (DD) al propensity score matching. C'è da dire che in questo modo viene filtrato l'effetto delle sole variabili non osservate

invarianti nel tempo, mentre le variabili non osservate varianti nel tempo rimangono comunque una possibile fonte di distorsione; per questo motivo, la scelta delle variabili X rimane una questione assolutamente cruciale al fine di annullare più distorsione possibile. Lo stimatore dell'ATET diventa dunque:

$$ATE_{DD} = \mathbb{E}_{p(X_i)} [\mathbb{E}\{\Delta_{1i} | D_i = 1, p(X_i)\} - \mathbb{E}\{\Delta_{0i} | D_i = 0, p(X_i)\}] \quad (3.5)$$

dove $\Delta_{1i} = Y_{1i}^{t+1} - Y_{1i}^t$ e $\Delta_{0i} = Y_{0i}^{t+1} - Y_{0i}^t$. La logica del propensity score matching è esattamente la stessa ma l'interpretazione dell'effetto sarà diversa: in questo caso l'effetto rappresenta la variazione del benessere economico tra l'anno t e $t+1$ per i trattati rispetto ai controlli. Si noti che, anche considerando la soglia di povertà relativa e di povertà assoluta come output, si sta lavorando con delle stime DD dato che quest'ultimo è appunto una differenza prima per costruzione (misura infatti l'entrata in povertà tra l'anno t e l'anno $t+1$).

3.2.1 La scelta delle variabili

Dal precedente paragrafo appare chiaro che la scelta delle variabili X è un punto cruciale per la validità della CIA e dunque richiede particolare cura dato che potenziali variabili omesse porterebbero una distorsione nella stima dell'effetto del divorzio sull'entrata in povertà [13].

Le variabili che devono essere incluse, affinché la formula 3.2 sia rispettata, devono influenzare sia il fatto di diventare poveri sia la propensione al divorzio. Le variabili X incluse nel modello, inoltre, non devono essere influenzate dal trattamento; per la maggior parte dei casi infatti sono variabili pre-trattamento e costanti nel tempo [6].

In Tabella 3.2 vengono riportate le variabili pre-trattamento selezionate al fine di eliminare il selection bias e rendere valida la CIA. Le variabili sono state scelte con senso logico ed informazioni extra campionarie. Il reddito è stato inserito perché sicuramente influisce sulla povertà dell'individuo e altrettanto sul divorzio e funge da indicatore di benessere economico. Per quel che riguarda l'età invece si può supporre che ci siano differenti livelli di propensione al divorzio e all'entrata in povertà; nei dati analizzati infatti l'età media dei poveri è di 44 anni mentre quella dei non poveri è di 47 anni. Allo stesso modo, l'età media dei divorziati è di qualche anno inferiore rispetto a quella dei non divorziati (45 e 47 rispettivamente). Una persona disoccupata o inabile al lavoro sarà meno propensa al divorzio perché non indipendente economicamente e, ovviamente, sarà più propensa a diventare povera rispetto ad una persona con un lavoro a tempo pieno o anche part-time. Si può supporre inoltre che ci siano differenti usanze e tradizioni culturali a seconda della regione geografica di residenza e del livello di urbanizzazione dell'area in cui si vive che influiscono sul divorzio e, ancor maggiormente, ci saranno ambienti e opportunità lavorative a seconda della regione geografica di residenza (si pensi ai differenti livelli lavorativi tra nord e sud Italia) che possono aumentare o diminuire la propensione alla povertà. Allo stesso modo il livello d'istruzione, per gli stessi motivi della ripartizioni geografica, induce a diversi livelli di propensione al divorzio e soprattutto alla povertà. Infine la tipologia familiare influenza entrambe le variabili d'interesse dato che avere una famiglia con figli piuttosto che senza figli abbassa logicamente la propensione al divorzio e introduce l'effetto delle economie di scala per quel che riguarda la propensione alla povertà.

Il propensity score è stato calcolato con una regressione di tipo probit, regredendo il trattamento sulle variabili osservate X . La scelta tra modello probit

Variabile	Modalità
Reddito familiare al tempo t	
Età	
Sesso	• Maschio • Femmina
Rip. Geografica	• Centro • Isole • Nord-Est • Nord-Ovest • Sud
Tip. familiare	• Coppia con figli • Coppia senza figli • Altro
Stato lavorativo	• Lavoro a tempo pieno • Lavoro part-time • Disoccupato • Studente, stage, lavoro non pagato • Ritirato, disabile al lavoro, militare o in comunità obbligatoria, casalinga e altro.
Livello d'istruzione*	• fino alla primaria • secondaria inferiore • secondaria superiore • post-secondaria non terziaria • terziaria
Urbanizzazione	• Area densamente popolata • area intermedia • area scarsamente popolata

Tabella 3.2: Variabili pre-trattamento utilizzate nel propensity score matching. *Per la classificazione adottata si veda [15].

o modello logit per stimare il propensity score non è critica dato che nella maggior parte dei casi producono risultati molto simili anche se il modello logit ha una maggior densità alle estremità della distribuzione [6].

3.2.2 Nearest Neighbour matching

I metodi di stima utilizzati per stimare l'effetto del trattamento sull'outcome del propensity score matching si basano sulla definizione di un vicinato per i trattati, composto dai controlli, con cui poterli confrontare. Esistono tanti metodi di stima non parametrici per ottenere questo risultato e quello che verrà utilizzato in questo studio sarà quello dei *Nearest Neighbour* (vicini più vicini). Il metodo dei NN è implementato con reinserimento; questo significa che un controllo può essere utilizzato più di una volta ed essere abbinato a più trattati. Tale variante assicura una maggiore probabilità di fare buoni abbinamenti e quindi una diminuzione della distorsione a discapito di un aumento della varianza [6]. Al contrario, il fatto di utilizzare più di un vicino per ogni trattato invece che un solo vicino più prossimo diminuisce la variabilità, perché si usano più informazioni per trovare il controfattuale del trattato considerato, ma si aumenta la distorsione perché si opera di fatto una media su più abbinamenti (4 in questo caso) [6].

Uno degli svantaggi dei NN è quello di rischiare di abbinare ad un trattato che ha un propensity score molto diverso (ma sempre all'interno del supporto comune) dall'insieme dei controlli, un vicino più vicino che in realtà è molto lontano. Per evitare ciò viene inserito un limite di tolleranza chiamato *caliper* sulla massima distanza di propensity score accettabile. In questo modo, la probabilità di operare dei buoni abbinamenti diminuisce la distorsione ma può aumentare la variabilità se sono possibili pochi abbinamenti. In questo studio il caliper è stato fissato a 0.01: ciò significa che un controllo può

essere abbinato ad un trattato soltanto se i loro propensity score differiscono al massimo di 0.01.

3.2.3 Stima della varianza

Per verificare che i risultati ottenuti con il propensity score matching siano significativi o meno bisogna includere nella stima della varianza dell'ATET anche la varianza dovuta alla stima del propensity score e tenere conto del supporto comune [6]. Per fare ciò esistono più metodi per arrivare ad una stima robusta della varianza: lo stimatore più adatto in relazione al metodo dei NN con caliper utilizzato in questo lavoro è quello proposto da Abadie e Imbens (2006) che stima la varianza basandosi sulla stima campionaria dell'ATET (SATET). Nella formula 3.6 viene riportata l'espressione dello stimatore i cui dettagli non vengono riportati in questo lavoro ma si rimanda a [2].

$$VAR_{SATET} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(D_i - (1 - D_i) \cdot \frac{K_M(i)}{M} \right)^2 \hat{\sigma}_{D_i}^2(X_i) \quad (3.6)$$

dove M è il numero di abbinamenti, $K_M(i)$ è il numero di volte che l' i -esimo individuo è stato abbinato mentre $\hat{\sigma}_{D_i}^2(X_i)$ è la varianza di Y condizionata a D e ad X [2].

Capitolo 4

Risultati

Per ogni indice di benessere economico viene implementato lo stesso modello propensity score matching con 4 vicini più vicini e lo stesso set di covariate X presentato in Tabella 3.2 al fine di rendere confrontabili, per quel che è possibile, tra di loro i risultati. Per ogni anno viene poi operato un test diagnostico per verificare che il set di variabili X sia equamente bilanciato tra trattati e controlli; questo viene fatto per rendere ancora più credibile il risultato 3.3, verificando che la distribuzione delle X sia equamente distribuita tra coloro che hanno sperimentato il divorzio e chi non lo ha sperimentato. Si ricorda inoltre che tutti gli effetti stimati sono ATET (*Average Treatment Effect on the Treated*) e misurano dunque la differenza del tasso di entrata in povertà (o la differenza di variazione per gli indici di tipo fuzzy) tra coppie sposate e individui che hanno sperimentato un divorzio o una separazione. Bisogna inoltre premettere che per gli anni 2006 e 2007 la numerosità campionaria è inferiore rispetto agli altri anni a causa del disegno di campionamento a rotazione quadriennale; per questo motivo le stime possono risultare meno affidabili e con standard error più elevati. L'anno 2009 invece risulta essere ugualmente problematico anche se la numerosità campionaria è simile agli

anni successivi; più di qualche volta gli effetti stimati risultano non in linea con quelli degli altri anni e le stime risultano spesso non significative. Probabilmente questo fatto è dovuto a qualche errore di misura nella raccolta dei dati in quello specifico anno. Infine, per le stime degli effetti sulla transizione in povertà assoluta, non è stato possibile ottenere i risultati per l'anno 2013 dato che non erano disponibili le soglie di povertà per il 2014 e non è dunque stato possibile creare la variabile di output. Le analisi sono state svolte separatamente per sesso, per le famiglie con figli e per gli ultra-quarantenni; questo viene fatto perché si hanno dei diversi comportamenti dell'effetto del divorzio sul benessere economico per queste particolari ripartizioni. Per dimostrare l'utilità del *Propensity score matching* vengono riportati in Appendice B dei semplici confronti tra divorziati e sposati per ogni indice di povertà, distinti per sesso, tipologia familiare e classi d'età. Tali risultati sono però affetti da selection bias e rappresentano una sorta di metro di paragone con i risultati ottenuti dalla stima fatta col *Propensity score matching*.

4.1 La povertà assoluta

Le prime stime ottenute sono quelle relative alla povertà assoluta e sono riportate in Tabella 4.1. Come si può notare, le donne sono le prime vittime del divorzio al contrario degli uomini che, salvo per il 2010, sembrano non risentire dell'effetto del divorzio dal proprio partner. Per le donne con figli l'effetto del divorzio è mediamente più alto rispetto alle donne in generale e i risultati sono significativi per quasi tutti gli anni disponibili. Gli effetti sembrano anche piuttosto consistenti a ridosso della crisi economica (2007-2008) e diminuiscono leggermente negli anni successivi per poi risalire a picco

nel 2012. Le donne, sia in generale sia con figli, sembrano dunque aver risentito della crisi per quel che riguarda la povertà assoluta. Nel 2008, ad esempio, una donna con figli che divorzia dal proprio partner, ha una probabilità del 34% superiore di entrare in povertà assoluta rispetto ad una donna con figli che non sperimenta il divorzio. Gli uomini sembrano non essere influenzati né dalla crisi economica né del divorzio dal proprio partner visto che per quasi tutti gli anni si ottengono stime non significativamente diverse da zero a parte che per il 2010 in cui sembra esserci un effetto anche piuttosto consistente sia per gli uomini con figli (33%) sia per gli uomini in generale (24%). Per quel che riguarda i risultati ottenuti per gli ultra-

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.250	1.00	0.166	0.94	.	.	0.000	0.00
2007	0.333	2.35	0.280	2.75	0.159	1.25	0.105	1.45
2008	0.342	2.56	0.375	3.54	0.000	0.00	0.013	0.24
2009	0.136	1.03	0.162	1.89	0.112	1.22	0.089	1.63
2010	0.258	3.52	0.305	4.34	0.326	3.39	0.241	3.09
2011	0.289	3.36	0.233	3.54	0.166	1.38	0.112	1.71
2012	0.409	2.47	0.357	3.11	0.159	1.19	0.062	0.83
2013	.	.	.	.	.	.	.	.

Tabella 4.1: Stime dell'effetto tramite NN matching per la povertà assoluta. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

quarantenni, riportati in Tabella 4.2, sembra esserci un effetto inferiore e a tratti significativamente nullo per le donne (sia con figli che in generale).

L'effetto della crisi lo si nota principalmente per le donne in generale in cui si ripete il trend già notato in Tabella 4.1. Ancora una volta gli uomini presentano risultati non significativamente diversi da zero. I test diagnostici confermano il corretto bilanciamento delle variabili di matching e validano ancora di più i risultati ottenuti.

Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie		Tutte le		Famiglie		Tutte le	
	con figli		famiglie		con figli		famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.333	1.00	0.250	1.00	.	.	.	.
2007	0.250	1.57	0.235	2.12	0.138	0.83	0.107	1.05
2008	0.269	1.79	0.323	3.53	-0.025	-0.98	-0.018	-0.95
2009	0.166	1.00	0.111	0.95	0.054	0.81	0.034	0.80
2010	0.250	2.51	0.240	3.18	0.196	1.76	0.109	1.65
2011	0.171	3.14	0.205	2.86	0.344	1.69	0.190	2.53
2012	0.250	1.31	0.354	2.20	0.250	1.63	0.033	0.35

Tabella 4.2: Stime dell'effetto tramite NN matching per la povertà assoluta per gli ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

4.2 La povertà relativa

Il secondo set di stime è stato calcolato utilizzando la transizione sotto la soglia di povertà relativa come variabile di output e i risultati vengono riportati in Tabella 4.3. Appare chiaro ancora una volta che sono le donne le prime vittime della povertà causata dallo scioglimento matrimoniale; questo è evidente per quasi tutti gli anni studiati, con un picco notevole nel 2012.

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.187	0.67	0.250	1.07	.	.	.	.
2007	0.210	1.89	0.213	2.44	0.146	1.24	0.078	1.05
2008	0.175	1.46	0.348	3.27	-0.068	-1.81	-0.055	-2.01
2009	0.166	1.54	0.119	1.56	-0.037	-0.51	-0.008	-0.18
2010	0.305	3.91	0.338	5.20	0.070	0.88	0.037	0.71
2011	0.264	3.07	0.245	4.60	0.097	1.07	0.101	1.47
2012	0.369	3.18	0.435	4.40	0.096	0.88	0.020	0.32
2013	0.329	2.49	0.319	3.14	0.041	0.26	0.100	0.86

Tabella 4.3: Stime dell'effetto tramite NN matching per la soglia di povertà relativa. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Nell'arco di quest'anno infatti, le donne che sperimentano la separazione o il divorzio dal proprio partner hanno una probabilità del 43% superiore di scendere al di sotto della soglia di povertà rispetto alle donne che rimangono sposate. Per gli altri anni l'effetto del divorzio sull'entrata in povertà rimane comunque piuttosto consistente dato che oscilla in una fascia che va dal 20 al 35 per cento per le donne in generale. Gli unici anni che riportano risultati non significativi sono il 2006 e il 2009, che soffrono dei problemi già precedentemente richiamati. Per quel che riguarda le donne con figli l'effetto studiato risulta significativo dal 2010 in poi, con un picco del quasi 37% nel 2012. Stando alla Tabella 4.3, per gli uomini, non sembrano esserci effetti dello scioglimento matrimoniale sull'entrata in povertà: le stime per tutti gli anni, sia per gli uomini in generale che per gli uomini con figli, sono note-

volmente più basse rispetto a quelle per le donne e comunque risultano quasi tutte (ad eccezione della stima per gli uomini in generale nel 2008) non significativamente diverse da zero. Il test diagnostico implementato per verificare il corretto bilanciamento delle variabili di matching da risultati positivi per tutti i campioni utilizzati, e apporta quindi ulteriore validità ai risultati ottenuti. L'effetto della recessione economica del 2008 sull'entrata in povertà appare evidente solamente per le donne, e in particolare per le donne con figli, mentre per gli uomini non sembrano esserci effetti evidenti dello scioglimento della coppia. I risultati sono totalmente in linea con la letteratura e anzi, confrontando i risultati con quelli già ottenuti da [1] per gli anni tra il 1994 e il 2001, appare ancora più netto l'effetto della recessione economica che ha notevolmente incrementato le probabilità per le donne di entrare in povertà

Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie		Tutte le		Famiglie		Tutte le	
	con figli		famiglie		con figli		famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.375	0.18	0.250	0.91	.	.	.	.
2007	0.222	1.49	0.147	1.34	0.150	1.07	0.107	0.90
2008	0.227	1.32	0.344	3.94	0.000	0.00	-0.114	-2.38
2009	0.143	1.00	0.227	0.22	-0.089	-2.11	-0.087	-1.95
2010	0.275	2.45	0.277	2.85	-0.033	-1.45	-0.070	-2.39
2011	0.295	3.00	0.258	3.25	0.204	1.26	0.163	1.69
2012	0.227	1.58	0.338	3.07	0.062	0.44	0.029	0.48
2013	0.166	1.11	0.297	2.69	0.055	0.52	0.154	1.26

Tabella 4.4: Stime dell'effetto tramite NN matching per la soglia di povertà per gli ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

relativa in seguito ad uno scioglimento matrimoniale [1]. Se si considerano invece soltanto gli individui con più di 40 anni (si veda Tabella 4.4), vediamo che l'effetto è minore per quasi tutti gli anni analizzati rispetto agli effetti stimati per le donne di tutte le età: per esempio l'effetto del 43% che si era registrato per le donne in generale nel 2012 si va a ridurre del 10% circa se si considerano solo le donne ultra-quarantenni. Per quel che riguarda gli uomini invece, si continuano ad ottenere stime non significative oltre che a qualche stima negativa per gli anni dal 2008 al 2010. Queste stime negative necessiterebbero di analisi più approfondite che non è possibile affrontare in questa sede.

4.3 Il grado di povertà

Per superare i limiti della soglia di povertà già discussi in precedenza, si passa a stimare l'effetto dello scioglimento della coppia sul grado di povertà. Per ragioni di interpretabilità dei risultati, come già accennato in precedenza, l'output utilizzato è il grado di povertà non standardizzato, definito nell'equazione 2.1. L'interpretazione dei risultati riportati in Tabella 4.5 è inoltre diversa da quelli ottenuti con la soglia di povertà: in questo caso non si calcola più la differenza di probabilità tra divorziati e non divorziati di finire al di sotto della soglia di povertà, ma si calcola semplicemente la differenza di variazione del grado di povertà, tra l'anno t e l'anno $t+1$, tra divorziati e non divorziati. Un effetto positivo indica un declino nella classifica dei redditi della popolazione italiana nell'anno $t+1$ mentre un effetto negativo ne indica al contrario un incremento; in altre parole, un effetto positivo indica un aumento del grado di povertà mentre un effetto negativo ne indica un decremento. Per le donne che nel corso del 2013 sperimentano il divorzio, ad

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.259	1.91	0.205	2.57	.	.	0.076	0.61
2007	0.248	4.77	0.231	4.63	-0.050	-0.60	-0.011	-0.17
2008	0.179	2.79	0.158	3.63	-0.120	-2.10	-0.063	-1.29
2009	0.148	2.09	0.129	2.30	-0.128	-3.04	-0.083	-1.87
2010	0.126	3.23	0.138	4.31	0.001	0.02	0.046	1.14
2011	0.146	4.36	0.121	4.38	-0.042	-0.72	-0.029	-0.65
2012	0.102	2.42	0.100	2.62	-0.078	-0.94	-0.061	-1.16
2013	0.216	4.39	0.171	3.12	-0.026	-0.49	-0.044	-1.03

Tabella 4.5: Stime dell'effetto tramite NN matching per il grado di povertà non standardizzato. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

esempio, c'è una variazione significativa del 17,1% del grado di povertà non standardizzato tra il 2013 e il 2014 rispetto alle donne che non sperimentano il divorzio. Anche i risultati riportati in Tabella 4.5 evidenziano un effetto significativo per le donne e generalmente non significativo per gli uomini. Per le donne con figli, inoltre l'effetto sembra essere in genere più alto in tutti gli anni analizzati rispetto alle donne in generale. Per quel che riguarda gli uomini invece, l'effetto dello scioglimento matrimoniale sul grado di povertà non standardizzato sembra essere significativamente nullo in quasi tutti gli anni, sia per gli uomini in generale sia per gli uomini con figli ad eccezione degli anni 2008 e 2009 in cui si registrano, anche in questo caso, effetti significativi e negativo per gli uomini con figli. Se si osservano le stime ottenute per gli ultra-quarantenni in Tabella 4.6 per quel che riguarda le donne in

Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.294	2.20	0.290	3.89	.	.	.	.
2007	0.225	2.12	0.198	2.88	0.010	1.15	-0.036	-0.68
2008	0.146	1.99	0.181	3.51	-0.142	-2.20	-0.085	-1.47
2009	0.196	1.72	0.136	1.72	-0.107	-2.00	-0.083	1.47
2010	0.139	2.88	0.163	3.67	0.023	0.29	0.022	0.40
2011	0.171	3.28	0.158	4.00	0.030	0.38	-0.003	-0.06
2012	0.063	0.76	0.061	1.15	-0.051	-0.53	-0.066	-1.09
2013	0.128	1.76	0.180	2.83	-0.055	-0.90	-0.069	-1.56

Tabella 4.6: Stime dell'effetto tramite NN matching per il grado di povertà non standardizzato per gli individui ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

generale, l'effetto sembra essere leggermente più alto, per quasi tutti gli anni analizzati, rispetto alle stime per le donne ottenute in Tabella 4.5. Per le donne ultra-quarantenni con figli invece, le stime risultano un po' più altalenanti nel confronto con le corrispondenti senza considerare l'età e appare più difficile trarre conclusioni. Per quel che riguarda gli uomini, continua a confermarsi l'assenza di risultati significativi già visti in precedenza.

Anche in questo caso le variabili X risultano bilanciate per tutti i campioni utilizzati e rafforzano dunque l'ipotesi di causalità per tutti le stime ottenute. I risultati ottenuti in Tabella 4.5 sembrano grossomodo essere in linea con quelli del decennio precedente ottenuti da [1] e non mostrano dunque una particolare influenza della recessione economica sull'effetto tra divorzio e benessere economico. Al contrario i risultati ottenuti in questo lavoro

sembrano essere inferiori di qualche punto percentuale rispetto a quelli del decennio precedente.

4.4 Deprivation index

In quest'ultimo paragrafo viene infine considerato l'effetto dello scioglimento della coppia sulla variazione della deprivazione totale e nelle varie dimensioni di cui essa è composta. In questo lavoro, vengono riportati solamente i risultati per l'indice generale e per la dimensione riguardante gli stili di vita dato che per le altre due dimensioni ("elettrodomestici" e "abitazione") non sono stati trovati risultati significativi per nessuna partizione del campione.

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie		Tutte le		Famiglie		Tutte le	
	con figli		famiglie		con figli		famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.088	1.95	0.043	1.23	.	.	-0.058	-0.59
2007	0.013	0.64	0.022	1.42	0.045	1.74	0.026	1.37
2008	0.050	2.83	0.027	1.81	-0.005	-0.31	-0.026	-1.57
2009	0.009	0.45	0.000	0.01	-0.020	-0.90	0.006	0.32
2010	0.046	2.61	0.047	3.02	0.040	1.53	0.035	1.57
2011	0.021	1.18	0.027	1.98	0.028	0.91	0.034	1.70
2012	0.041	2.04	0.029	1.50	0.030	1.33	0.022	1.13
2013	0.032	1.18	0.039	1.53	-0.052	-1.25	-0.027	-0.85

Tabella 4.7: Stime dell'effetto tramite NN matching per il Deprivation Index. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Questo probabilmente è dovuto al fatto che queste due dimensioni sono molto poco variabili (come si può notare in Figura 2.2) e dunque non ci siano variazioni significative nelle rispettive macro-categorie anche per coloro che sperimentano il divorzio dal proprio coniuge o partner. I risultati che riguardano il deprivation index in generale risultano essere meno chiari e maggiormente affetti da non significatività rispetto a quelli visti per gli altri tre indici analizzati fino a qui. In Tabella 4.7 vengono riportati i risultati per il deprivation index in generale e si nota che, ancora una volta, sono le donne a trarre svantaggio dal divorzio. Risultati significativi si hanno nel 2008, nel 2010 e nel 2012 per le donne con figli mentre per le donne in generale nel 2010 e nel 2011. Per le donne con figli l'effetto è in media leggermente inferiore al 5%: questo significa che le donne con figli che sperimentano lo scioglimento della coppia subiscono una variazione di circa 5% del proprio deprivation index generale rispetto alle donne con figli che rimangono sposate. Anche in questo caso gli uomini non sembrano essere colpiti da nessuna variazione significativa del proprio status deprivazionale in seguito alla sperimentazione del divorzio. Un effetto leggermente superiore lo si misura se si considerano soltanto le donne e uomini con più di 40 anni. In Tabella 4.8 si può notare come l'effetto cercato sia intorno al 6% nel 2009 (sia per le donne in generale sia per le donne con figli) e intorno al 5% nel 2008. Si registra inoltre un effetto del 12% per le donne con figli nel 2006, ma ricordiamo che questo anno, come anche il 2007 e il 2013, ha una numerosità campionaria più ristretta rispetto agli altri anni analizzati. Ancora una volta i test diagnostici portano ad accettare l'ipotesi nulla di bilanciamento delle variabili di matching per tutti i sottocampioni considerati.

Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie		Tutte le		Famiglie		Tutte le	
	con figli		famiglie		con figli		famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.129	2.01	0.047	1.12	.	.	.	.
2007	-0.019	-0.81	0.004	0.21	0.048	1.38	0.020	0.78
2008	0.051	3.21	0.046	2.77	0.009	0.40	-0.001	-0.06
2009	0.062	2.49	0.057	2.18	-0.002	-0.09	0.014	0.54
2010	0.041	2.00	0.025	1.27	0.025	0.84	0.024	0.88
2011	0.024	1.18	0.022	1.37	0.031	0.82	0.028	1.20
2012	0.043	1.39	-0.002	-0.09	0.043	1.15	0.003	0.13
2013	0.048	1.17	0.053	1.73	-0.079	-1.80	-0.034	-0.96

Tabella 4.8: Stime dell'effetto tramite NN matching per il Deprivation Index di individui con età superiore a 40 anni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

4.4.1 Stili di vita

Se ci si concentra soltanto sulla prima dimensione della deprivazione materiale, ovvero quella riguardante gli stili di vita dell'individuo si nota che gli effetti della rottura della coppia sono molto più intensi rispetto a quelli visti in Tabella 4.7 e in Tabella 4.8 anche se mantengono la stessa struttura per quel che riguarda la differenza di genere.

In Tabella 4.9, per quel che riguarda gli anni in cui le stime risultano significative, si nota come l'effetto per le donne con figli oscilla intorno al 13% mentre quello riguardante le donne in generale sia in media più basso. Anche in questo caso è stata svolta un'ulteriore analisi a parte per gli individui con età superiore ai 40 anni (Tabella 4.10) che porta ad avere stime più alte sia

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.264	2.00	0.079	0.99	.	.	-0.149	-0.71
2007	0.070	1.64	0.085	2.26	0.137	1.81	0.084	1.47
2008	0.136	2.53	0.082	1.93	-0.023	-0.49	-0.049	-1.29
2009	0.028	0.46	0.011	0.23	-0.052	-0.83	0.033	0.56
2010	0.129	2.69	0.136	3.26	0.120	1.65	0.101	1.72
2011	0.066	1.41	0.086	2.28	0.077	0.86	0.089	1.51
2012	0.129	2.21	0.095	1.73	0.034	0.54	0.021	0.39
2013	0.078	0.98	0.097	1.35	-0.141	-1.28	-0.064	-0.73

Tabella 4.9: Stime dell'effetto tramite NN matching per la dimensione "stili di vita" del Deprivation Index. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

per le donne con figli sia per le donne in generale. La stima significativa più intensa la si raggiunge nel 2009 dove l'effetto dello scioglimento della coppia sulla variazione dell'output è pari al 19% per le donne ultra-quarantenni con figli e pari al 18% per le donne ultra-quarantenni in generale. Per quel che riguarda gli uomini si continuano ad ottenere risultati non significativamente diversi da zero anche per la popolazione ultra-quarantenne. Anche per le analisi svolte per la macroarea concernete gli stili di vita, i test diagnostici portano ad accettare l'ipotesi nulla di bilanciamento delle variabili di matching, confermando la buona qualità della randomizzazione di tutti i sotto campioni utilizzati.

Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie		Tutte le		Famiglie		Tutte le	
	con figli		famiglie		con figli		famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.286	1.47	0.080	0.78	.	.	.	.
2007	-0.012	-0.25	0.043	0.96	0.135	1.35	0.061	0.79
2008	0.154	3.35	0.141	3.06	0.008	0.12	0.005	0.11
2009	0.190	2.44	0.177	2.18	0.005	0.08	0.050	0.66
2010	0.123	2.16	0.092	1.78	0.087	0.99	0.073	1.02
2011	0.093	1.88	0.079	1.99	0.095	0.83	0.079	1.18
2012	0.110	1.23	0.006	0.08	0.078	0.74	-0.026	-0.35
2013	0.109	0.95	0.135	1.54	-0.198	-1.71	-0.077	-0.81

Tabella 4.10: Stime dell'effetto tramite NN matching per la dimensione "stili di vita" del Deprivation Index di individui con età superiore a 40 anni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Capitolo 5

Conclusioni

Questo lavoro si prefiggeva di studiare il nesso causale che può esistere tra lo scioglimento di una coppia e l'entrata in povertà dei due partner che vanno a creare due nuovi nuclei familiari distinti. Dopo aver studiato il concetto di povertà, sono stati costruiti vari indicatori in modo tale che riescano a cogliere la struttura complessa e le differenti sfaccettature di un concetto, quello di povertà, che risulta non misurabile univocamente. Accanto alle più classiche misure di povertà assoluta e relativa, sono stati creati indicatori più complessi che descrivono la mancanza di benessere economico secondo uno schema di tipo "*fuzzy*" e con la misurazione di un concetto alternativo quale è la deprivazione materiale. Tali indicatori sono stati utilizzati come variabili dipendenti in un metodo di *Propensity score matching* volto a stimare l'effetto causale ricercato.

I risultati ottenuti hanno evidenziato, per gli anni presi in considerazione, un chiaro effetto significativo del divorzio sulle donne in generale; tale effetto sembra avere un'intensità inferiore per le donne sopra i quarant'anni rispetto alle donne in generale, mentre, per il grado di povertà e l'indice di deprivazione, l'effetto sembra essere più intenso per le donne con figli rispetto

alle donne in generale. Per le stime fatte con le soglie di povertà assoluta e relativa, si nota anche un trend che evidenzia un'influenza della recessione economica sull'intensificarsi dell'effetto del divorzio sull'entrata in povertà; l'effetto sembra infatti essere leggermente superiore dopo il 2007/2008 e comunque maggiore rispetto ai risultati ottenuti per il decennio precedente gli anni considerati (si veda [1]). Per quel che riguarda le donne dunque, i risultati trovati appaiono in linea con le aspettative e confermano lo svantaggio ancora presente per le donne nella società contemporanea.

Non si è invece trovato alcun effetto significativo negativo per gli uomini, per nessuno degli indicatori considerati. La letteratura conferma tale mancanza di risultati per quel che riguarda gli indicatori monetari ma, al contrario, i risultati non significativi ottenuti per l'indice di deprivazione e per le sue singole macrocategorie non supportano le ipotesi riguardanti la presenza di un effetto del divorzio sull'aggravarsi del benessere economico anche per gli uomini. Eventuali studi successivi potrebbero concentrarsi su quest'ultimo aspetto, cercando di capire se l'effetto trovato sulle donne esiste anche per gli uomini, tramite l'utilizzo di nuovi indicatori compositi o di un indice di deprivazione diversamente specificato.

Appendice A

Analisi fattoriale

In questa appendice vengono riportati alcuni output dell'analisi fattoriale svolta per definire le macrocategorie del deprivation index, che non è stato possibile riportare direttamente nella sezione 2.2.4. In Tabella A.1, viene riportata la matrice di correlazione tra i fattori definiti nella Tabella 2.6 mentre nella Tabella A.2 vengono riportati gli autovalori delle componenti principali con le quote di varianza spiegata da ogni componente principale e la varianza spiegata cumulata.

	Fattore 1	Fattore 2	Fattore 3
Fattore 1	1		
Fattore 2	0.2458	1	
Fattore 3	0.0138	0.0675	1

Tabella A.1: Matrice di correlazione dei fattori della specificazione in Tabella 2.6.

Specificazione in Tabella 2.5				Specificazione in Tabella 2.6			
Autovalore		Porzine	Varianza spiegata	Autovalore	Porzine	Varianza spiegata	Varianza cumulata
Fattore 1	3.12798	0.2234	0.2234	3.05106	0.2347	0.2347	
Fattore 2	1.37798	0.0984	0.3219	1.37698	0.1059	0.3406	
Fattore 3	1.12235	0.0802	0.4020	1.12229	0.0863	0.4269	
Fattore 4	1.02367	0.0731	0.4751	1.02232	0.0786	0.5056	
Fattore 5	0.96683	0.0691	0.5442	0.95567	0.0735	0.5791	
Fattore 6	0.92203	0.0659	0.6101	0.87326	0.0672	0.6463	
Fattore 7	0.87236	0.0623	0.6724	0.84450	0.0650	0.7112	
Fattore 8	0.84374	0.0603	0.7326	0.81177	0.0624	0.7737	
Fattore 9	0.81148	0.0580	0.7906	0.76246	0.0587	0.8323	
Fattore 10	0.75332	0.0538	0.8444	0.73466	0.0565	0.8888	
Fattore 11	0.73390	0.0524	0.8968	0.54319	0.0418	0.9306	
Fattore 12	0.54261	0.0388	0.9356	0.46705	0.0359	0.9666	
Fattore 13	0.46697	0.0334	0.9689	0.43479	0.0334	1.0000	
Fattore 14	0.43479	0.0311	1.0000	.	.	.	

Tabella A.2: Autovalori e varianza spiegata dai fattori per la specificazione con quattro (Tabella 2.5) e tre fattori (Tabella 2.6), rispettivamente.

Appendice B

Trattati e controlli

In questa appendice vengono riportate le tabelle (dalla Tabella B.1 alla Tabella B.4) che illustrano le percentuali di poveri (per gli indici di povertà assoluta e relativa) per la variabile trattamento che, come già detto, è definita dalla transizione tra l'anno t e l'anno $t+1$ da uno stato civile di sposato ad uno di divorziato o separato. Queste percentuali sono illustrate condizionatamente al sesso, alla tipologia familiare e alle classi d'età (maggiore di quarant'anni e minore di quarant'anni). Per gli indici continui (grado di povertà e deprivation index) sono state riportate le medie, con le stesse ripartizioni degli indici dicotomici. Le Tabelle dalla B.5 alla B.9 riportano invece le stime dell'ATET senza l'utilizzo del *Propensity score matching*, ottenute confrontando semplicemente trattati e controlli senza l'utilizzo delle variabili di matching, X . Da queste tabelle risulta ancora più chiara l'utilità e il buon funzionamento del *Propensity score matching* come metodo di stima di un effetto causale, dato che le differenze tra i risultati riportati nelle Tabelle dalla B.5 alla B.9 e quelli corrispondenti riportati nel Capitolo 4 appaiono spesso evidenti.

Anno	Divorziati/separati					
	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	0.0	16.7	20.0	0.0	16.7	0.0
2007	10.5	25.3	25.8	6.7	18.2	23.1
2008	5.0	38.5	21.9	33.3	18.7	35.7
2009	10.3	15.8	15.2	7.7	6.1	26.7
2010	25.0	30.4	29.5	26.1	19.2	41.2
2011	12.5	24.0	25.0	10.0	17.9	23.
2012	9.5	32.1	25.0	20.0	23.3	21.1
2013	.	.	.	.	.	.

Anno	Sposati					
	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	2.2	2.1	2.70	1.0	1.7	3.6
2007	2.0	1.9	1.9	2.1	1.7	3.0
2008	2.3	2.5	2.6	1.5	2.0	3.3
2009	2.7	2.1	2.6	1.3	1.6	4.3
2010	3.5	3.3	4.3	1.5	2.8	5.8
2011	2.4	2.3	3.1	1.0	2.0	3.9
2012	2.7	2.7	3.3	1.6	2.3	4.5
2013	.	.	.	.	.	.

Tabella B.1: Percentuale di individui che scendono sotto la soglia di povertà assoluta tra t e $t+1$ per la variabile trattamento (si veda sezione 3.1), distinte per sesso, tipologia familiare e classi d'età.

Divorziati/separati						
Anno	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	0.0	28.6	20.0	0.0	20.0	20.0
2007	10.5	18.7	20.0	6.7	16.7	13.3
2008	0.0	38.7	20.0	25	21.9	26.3
2009	3.1	13.6	10.3	0.0	2.7	17.6
2010	8.7	33.9	23.6	19.2	15.5	38.7
2011	14.3	24.6	24.6	13.3	22.9	16.1
2012	7.7	36.6	26.7	22.7	21.9	30.8
2013	14.3	33.3	23.1	41.7	25.0	30.0

Sposati						
Anno	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	5.2	5.1	5.3	4.0	4.7	6.8
2007	3.9	3.8	4.2	3.3	3.6	5.1
2008	5.0	4.7	5.4	3.3	4.3	7.3
2009	4.3	4.2	5.1	2.5	3.8	6.4
2010	6.0	6.0	6.9	3.9	5.5	8.6
2011	3.9	3.8	4.5	2.3	3.5	5.6
2012	4.2	4.1	5.0	2.4	3.8	6.0
2013	3.9	3.9	4.3	2.6	3.8	4.6

Tabella B.2: Percentuale di individui che scendono sotto la soglia di povertà relativa tra t e $t+1$ per la variabile trattamento (si veda sezione 3.1), distinte per sesso, tipologia familiare e classi d'età.

Divorziati/separati						
Anno	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	0.598	0.643	0.660	0.542	0.525	0.748
2007	0.592	0.560	0.601	0.499	0.565	0.597
2008	0.627	0.656	0.655	0.600	0.664	0.603
2009	0.676	0.528	0.634	0.580	0.588	0.669
2010	0.567	0.659	0.657	0.504	0.576	0.710
2011	0.653	0.623	0.659	0.575	0.622	0.660
2012	0.623	0.743	0.729	0.617	0.669	0.745
2013	0.739	0.620	0.680	0.609	0.673	0.648
Sposati						
Anno	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	0.635	0.638	0.645	0.618	0.626	0.678
2007	0.638	0.643	0.641	0.634	0.633	0.670
2008	0.629	0.634	0.634	0.621	0.621	0.670
2009	0.634	0.639	0.642	0.616	0.623	0.693
2010	0.625	0.627	0.636	0.595	0.614	0.683
2011	0.628	0.632	0.647	0.586	0.620	0.683
2012	0.631	0.635	0.648	0.596	0.621	0.700
2013	0.632	0.636	0.649	0.596	0.624	0.688

Tabella B.3: Grado di povertà medio per la variabile trattamento (si veda sezione 3.1), condizionato a sesso, tipologia familiare e classi d'età.

Divorziati/separati						
Anno	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	0.092	0.065	0.035	0.093	0.072	0.077
2007	0.051	0.056	0.058	0.041	0.062	0.033
2008	0.097	0.060	0.067	0.109	0.075	0.077
2009	0.084	0.065	0.090	0.050	0.069	0.090
2010	0.077	0.082	0.083	0.078	0.066	0.109
2011	0.111	0.083	0.093	0.093	0.097	0.088
2012	0.126	0.173	0.159	0.143	0.164	0.135
2013	0.155	0.102	0.140	0.073	0.132	0.085

Sposati						
Anno	Maschio	Femmina	Con figli	Senza Figli	≥ 40 anni	< 40 anni
2006	0.065	0.065	0.064	0.065	0.064	0.067
2007	0.061	0.061	0.061	0.059	0.060	0.065
2008	0.068	0.068	0.070	0.062	0.066	0.076
2009	0.062	0.062	0.064	0.056	0.060	0.070
2010	0.062	0.062	0.063	0.057	0.060	0.071
2011	0.083	0.084	0.087	0.074	0.082	0.093
2012	0.096	0.096	0.100	0.086	0.093	0.111
2013	0.090	0.091	0.093	0.081	0.087	0.085

Tabella B.4: Deprivation index medio per la variabile trattamento (si veda sezione 3.1), condizionato a sesso, tipologia familiare e classi d'età.

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.232	3.40	0.142	2.20	.	.	-0.209	-0.25
2007	0.318	10.43	0.261	9.34	0.162	3.80	0.084	2.59
2008	0.341	8.98	0.393	12.70	-0.022	-0.52	0.029	0.92
2009	0.155	3.22	0.146	4.27	0.123	3.40	0.085	3.01
2010	0.249	6.79	0.308	10.61	0.330	7.72	0.228	7.50
2011	0.281	8.81	0.247	9.99	0.176	4.39	0.113	3.92
2012	0.419	7.36	0.400	10.93	0.147	2.64	0.071	1.89
2013	.	.	.	.	.	.	.	.
Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.315	3.72	0.237	3.83	.	.	.	.
2007	0.295	8.94	0.248	8.42	0.204	4.56	0.124	3.42
2008	0.260	6.13	0.314	9.56	-0.022	-0.47	-0.020	-0.53
2009	0.154	3.35	0.090	2.77	0.046	1.25	0.028	0.99
2010	0.254	6.41	0.260	8.39	0.199	4.35	0.150	4.65
2011	0.184	4.83	0.193	6.79	0.354	6.81	0.168	5.10
2012	0.302	4.20	0.392	8.56	0.256	3.95	0.108	2.66
2013	.	.	.	.	.	.	.	.

Tabella B.5: Stime dell'effetto (ATET) senza matching per la povertà assoluta per tutto il campione e per gli ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.206	1.96	0.233	2.73	.	.	-0.03	-0.30
2007	0.222	4.79	0.181	4.71	0.125	2.15	0.045	1.44
2008	0.283	4.99	0.376	8.81	-0.051	-0.77	-0.052	-1.00
2009	0.146	2.50	0.098	2.16	-0.007	-0.14	-0.013	-0.35
2010	0.316	7.19	0.330	9.06	0.044	0.83	0.034	0.87
2011	0.288	8.05	0.240	8.53	0.115	2.20	0.114	3.19
2012	0.420	8.23	0.438	11.48	0.102	1.66	0.038	0.90
2013	0.321	6.49	0.335	8.66	0.132	2.01	0.157	3.00
Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.311	3.40	0.234	3.57	.	.	.	.
2007	0.194	3.69	0.176	4.12	0.157	2.44	0.102	1.94
2008	0.239	3.38	0.345	7.06	-0.047	-0.59	-0.047	-0.73
2009	0.114	1.81	0.067	1.43	-0.052	-0.91	-0.044	-1.03
2010	0.292	5.99	0.267	6.44	-0.071	-1.21	-0.029	-0.68
2011	0.279	6.54	0.248	7.61	0.225	3.50	0.179	4.43
2012	0.288	4.76	0.404	8.60	0.080	1.09	0.016	0.85
2013	0.264	4.61	0.322	7.50	0.149	2.15	0.172	3.17

Tabella B.6: Stime dell'effetto (ATET) senza matching per la povertà relativa per tutto il campione e per gli ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.143	1.74	0.161	2.58	.	.	-0.015	-0.18
2007	0.240	7.32	0.237	8.71	-0.040	-0.94	-0.015	-0.44
2008	0.206	6.24	0.184	6.60	-0.143	-3.39	-0.074	-2.23
2009	0.170	4.33	0.131	4.08	-0.099	-3.05	-0.100	-3.71
2010	0.121	4.84	0.136	6.47	0.010	0.33	0.027	1.12
2011	0.134	6.04	0.200	6.22	-0.027	-0.90	-0.027	-1.16
2012	0.081	3.00	0.089	4.00	-0.084	-2.27	-0.066	-2.40
2013	0.200	6.20	0.174	7.10	-0.047	-1.31	-0.038	-1.27
Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.233	2.93	0.289	3.99	.	.	.	.
2007	0.228	5.71	0.224	6.72	0.030	0.64	-0.017	-0.47
2008	0.211	5.14	0.191	5.57	-0.150	-3.05	-0.118	-2.91
2009	0.209	3.77	0.192	4.26	-0.082	-2.14	-0.097	-3.13
2010	0.114	3.54	0.137	5.20	-0.006	-0.16	0.025	0.91
2011	0.174	5.97	0.148	5.99	0.035	0.92	0.011	0.39
2012	0.061	1.62	0.063	2.15	-0.057	-1.20	-0.050	-1.57
2013	0.184	4.71	0.173	6.22	-0.051	-1.35	-0.041	-1.31

Tabella B.7: Stime dell'effetto (ATET) senza matching per il grado di povertà (V) per tutto il campione e per gli ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.059	1.84	0.027	0.99	.	.	-0.027	-0.90
2007	0.007	0.45	0.023	1.78	0.044	2.19	0.031	1.99
2008	0.42	2.83	0.033	2.64	-0.004	-0.25	-0.018	-1.26
2009	0.009	0.56	0.015	1.07	-0.007	-0.48	0.011	0.90
2010	0.043	2.93	0.034	2.57	0.024	1.30	0.020	1.34
2011	0.025	1.84	0.026	2.30	0.015	0.78	0.024	1.63
2012	0.046	2.81	0.030	2.10	0.022	0.96	0.014	0.82
2013	0.041	2.19	0.046	2.93	-0.045	-2.19	-0.019	-1.00
Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.061	2.05	0.048	1.52	.	.	.	.
2007	-0.010	-0.61	0.008	0.57	0.036	1.67	0.019	1.07
2008	0.060	3.26	0.041	2.71	-0.007	-0.87	-0.010	-0.59
2009	0.048	2.50	0.053	3.32	-0.003	-0.21	0.016	1.18
2010	0.036	1.99	0.018	1.12	0.028	1.32	0.021	1.29
2011	0.015	0.86	0.020	1.44	0.020	0.84	0.031	1.82
2012	0.038	1.69	0.009	0.47	0.019	0.69	0.012	0.63
2013	0.036	1.66	0.046	2.60	-0.059	-2.58	-0.025	-1.29

Tabella B.8: Stime dell'effetto (ATET) senza matching per il deprivation index (S) per tutto il campione e per gli ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Anno	Donne				Uomini			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.171	1.85	0.082	1.07	.	.	-0.086	-0.99
2007	0.051	1.21	0.084	2.24	0.132	2.34	0.095	2.15
2008	0.116	2.74	0.094	2.63	-0.018	-0.35	-0.028	-0.69
2009	0.029	0.62	0.051	1.28	-0.016	-0.41	0.038	1.11
2010	0.114	2.81	0.097	2.63	0.079	1.53	0.058	1.40
2011	0.075	1.88	0.080	2.41	0.036	0.64	0.065	1.52
2012	0.139	2.91	0.101	2.45	0.007	0.10	-0.002	-0.03
2013	0.098	1.83	0.116	2.59	-0.117	-1.91	-0.043	-0.80
Anno	Donne con più di 40 anni				Uomini con più di 40 anni			
	Famiglie con figli		Tutte le famiglie		Famiglie con figli		Tutte le famiglie	
	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value	ATET	t-value
2006	0.179	2.07	0.139	1.56	.	.	.	.
2007	0.019	0.40	0.056	1.31	0.107	1.77	0.057	1.15
2008	0.176	3.35	0.122	2.80	-0.027	-0.46	-0.010	-0.21
2009	0.151	2.74	0.165	3.58	-0.002	-0.05	0.056	1.42
2010	0.102	2.00	0.065	1.39	0.083	1.40	0.058	1.25
2011	0.066	1.29	0.077	1.86	0.060	0.86	0.092	1.84
2012	0.097	1.49	0.040	0.73	0.000	0.00	-0.006	-0.12
2013	0.080	1.25	0.114	2.24	-0.139	-2.12	-0.050	-0.89

Tabella B.9: Stime dell'effetto (ATET) senza matching per la dimensione "stili di vita" per tutto il campione e per gli ultra-quarantenni. In **grassetto** i risultati significativi al 5%.

Bibliografia

- [1] Aasseve A., Betti G., Mazzuco S., Mencarini L., *Marital disruption and economic well-being: a comparative analysis*, Royal Statistical Society, 170, Part 3, pp.781-799, 2007.
- [2] Abadie A. e Imbens G., *Large sample properties of matching estimators for average treatment effects.*, Econometrica 74(1), 235-267, 2006.
- [3] Angrist Joshua D., and Jörn-Steffen Pischke. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton University Press, 2008.
- [4] Baldini M, Toso S., *Diseguaglianza, povertà e politiche pubbliche*, Il Mulino, Cap. 3, Urbino, 2009.
- [5] Betti G., Verma V.K., *Measuring the degree of poverty in a dynamic and comparative context: A multi-dimensional approach using fuzzy set theory*, Proceedings, ICCS-VI, 11, pp. 289-301, 1999.
- [6] Caliendo M. e Kopeinig S. *Some practical guidance for the implementation of propensity score matching*, Journal of economic surveys 22.1, 31-72, 2008.

- [7] Cerioli A., Zani S., *A fuzzy approach to the measurement of poverty*, Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty: Studies in Contemporary Economics, pp. 272-284, Springer, Berlin, 1990.
- [8] Devicienti F. e Poggi A., *Income poverty and social exclusion: two sides of the same coin or dynamically interrelated processes?*, Laboratorio R. Revelli, Working paper series, 62-2007, 2007.
- [9] Devicienti F., Poggi A., *Povert  e privazione economica e sociale: nuove analisi dinamiche in Italia.*, Collana della Fondazione Ermanno Gorrieri per gli studi sociali, 2009.
- [10] Eurostat, [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/EU_statistics_on_income_and_living_conditions_\(EU-SILC\)_methodology](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)_methodology), ultima visita 29/12/2016 10.35.
- [11] Fusco A., Guio A., Marlier E., *Income poverty and material deprivation in European countries*, Eurostat, 2010.
- [12] Giovannini E., *Le statistiche economiche*, Il Mulino, 2006.
- [13] Heckman J., Hidehiko I., and Petra E. Todd. *Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme.*, The review of economic studies, 64.4: 605-654, 1997.
- [14] Rosenbaum P. e Rubin D., *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*, Biometrika, 70, 41-50, 1983.
- [15] Unesco Institute for Statistics, *International Standard Classification of Education*, Montreal, 2012.

- [16] Van Kerm P., *Extreme incomes and the estimation of poverty and inequality indicators from EU-SILC*, IRISS Working Paper, CEPS/INSTEAD, Differdange, Luxembourg, 2007-01.
- [17] Whelan C.T., Layte R., Maitre B., *Understanding the mismatch between income poverty and deprivation: a dynamic comparative analysis*, European Social Review, 20, 287-302, 2004.