



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI NAPOLI FEDERICO II

CORSO DI DOTTORATO IN

SCIENZE SOCIALI E STATISTICHE

XXX CICLO

*L'evoluzione dei fattori di rischio
di povertà in Italia
e l'impatto della crisi finanziaria*

Maria Carannante

DIPARTIMENTO DI SCIENZE SOCIALI

TUTOR
GERMANA SCEPI
ENRICA MORLICCHIO

COORDINATORE
ENRICA MORLICCHIO

« Γνῶθι σεαυτόν »

Τα Δελφικά παραγγέλματα

Ringraziamenti

Questo lavoro è il frutto di un percorso più umano che professionale, per questo motivo ritengo importante ringraziare tutti coloro i quali hanno dato il loro contributo e il loro sostegno per il raggiungimento di questo risultato.

In primis, ringrazio sentitamente le mie due tutor, la prof.ssa Germana Scepi e la prof.ssa Enrica Morlicchio, che hanno saputo mostrare comprensione e darmi il sostegno necessario per la realizzazione di questo lavoro, oltre al loro indispensabile contributo professionale. In particolare, ringrazio la prof.ssa Germana Scepi per l'opportunità di collaborare con lei già dalla tesi di laurea, e la prof.ssa Enrica Morlicchio che, in qualità di coordinatrice del dottorato, ha voluto credere in me e ha saputo indirizzarmi in questo percorso.

Non posso non ringraziare il prof. Antonio Acconcia e il prof. Michelangelo Misuraca, quest'ultimo anche in qualità di valutatore, per i validi contributi dati al lavoro e la possibilità di collaborare con loro.

Ringrazio anche l'altro valutatore, il prof. David Benassi, per i suoi validi consigli per dare un'anima sociologica a questo lavoro.

Inoltre, ringrazio il prof. Ugo Marani e il dott. Carlo Drago per il sostegno e l'incoraggiamento che non hanno mai fatto mancare.

Ringrazio i miei colleghi per il percorso svolto insieme. In particolare, ringrazio la dott.ssa Ilaria Marotta per aver condiviso le gioie e i dolori delle attività didattico-integrative, la dott.ssa Paola Sangiovanni, perché con lei ho trovato una valida alleata, e il dott. Salvatore Monaco e il dott. Giuseppe d'Onofrio per la fiducia che mi hanno dimostrato e per le proposte di collaborazione.

Ringrazio la mia famiglia, senza la quale non avrei potuto raggiungere questo risultato, e chi ha saputo sempre incoraggiarmi e sostenermi in questo percorso, in particolare Gaspare con il quale, fin quando eravamo studenti, ho stretto un valido rapporto di collaborazione e di amicizia, e Cristina, con cui ho avuto modo di lavorare solo per poco tempo, ma la cui dolcezza e caparbia mi sono rimaste nel cuore.

Ringrazio le compagne di un altro viaggio, quello delle mie passioni, Danila e Maria Teresa, chi sa essermi vicino anche a chilometri di distanza, Amedeo Francesco, che ringrazio anche per la revisione della bozza di questo lavoro, Giuliano e Michele, chi ha voluto essere per me come un genitore adottivo, Patrizio e Luigi, e Carmela, che per me è stata molto più di una semplice insegnante.

Ringrazio chi è entrato da poco nella mia vita, ma con cui ho saputo costruire un rapporto meraviglioso, Anna, Raffaele, Rossella e Francesco, e chi ha voluto darmi la seconda opportunità di costruirlo, Chiara e Alma.

Indice

Introduzione..... XIII

Capitolo 1 Le fonti e la misura della povertà in Italia

1.1 Le fonti della povertà in Italia	1
1.1.1 ISTAT: Indagine sui consumi delle famiglie e Indagine sulle spese delle famiglie	3
1.1.1.1 Indagine sui consumi delle famiglie.....	4
1.1.1.2 Indagine sulle spese delle famiglie.....	6
1.1.1.3 La stima della povertà nelle indagini ISTAT	10
1.1.2 Banca d'Italia: Indagine sui bilanci delle famiglie.....	11
1.1.3 Eurostat: European Community Household Panel e Statistics on Income and Living Condition	14
1.1.3.1 European Community Household Panel (ECHP)	15
1.1.3.2 Statistics on Income and Living Condition (Eu-SILC).....	18

1.1.4 Conclusioni.....	23
1.2 La misura della povertà: la variabile e l'unità statistica di riferimento	25
1.2.1 Variabile di riferimento: reddito o consumo	26
1.2.2 Unità statistica di riferimento: individuo o famiglia	29
1.3 Operazioni preliminari sui dati.....	30
1.3.1 Ricostruzione delle categorie di famiglia.....	30
1.3.2 Stima della soglia di povertà secondo la procedura definita dall'ISTAT	31
1.4 Conclusioni e sviluppi successivi.....	37

Capitolo 2 Il modello di povertà italiano nelle serie storiche dell'ISTAT

2.1 Il modello di povertà italiano nella letteratura statistica e sociologica.....	39
2.1.1 L'inchiesta sulla miseria in Italia	40
2.1.2 Le indagini successive.....	42
2.1.3 Le caratteristiche del modello di povertà italiano	44
2.2 Il modello italiano di povertà: scelta delle fonti statistiche.....	51
2.2.1 Serie storiche ISTAT.....	52
2.2.2 Serie storiche ricostruite.....	63
2.2.3 Ulteriori approfondimenti	73
2.3 Analisi dei consumi delle famiglie tramite i microdati	77

2.4 Conclusioni e sviluppi successivi..... 80

Capitolo 3 Analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione della liquidità

3.1 I *wealthy hand-to-mouth* 83

3.1.1 Definizione di *wealthy hand-to-mouth*..... 85

3.1.2 Analisi dei comportamenti di consumo..... 91

3.1.3 Implicazioni di politica economica 93

3.2 Il contributo della riflessione sociologica 99

3.2.1 La vulnerabilità alla povertà..... 99

3.2.2 La povertà secondaria..... 105

3.3 Un modello italiano sui comportamenti di consumo delle famiglie
..... 107

3.3.1 Definizione del modello e dati 108

3.3.2 Analisi dei risultati 111

3.4 Conclusioni e ulteriori sviluppi 125

Capitolo 4 Analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà tramite la latent transition analysis

4.1 La povertà come concetto multidimensionale..... 128

4.2 L'analisi tramite modelli a classi latenti: la latent transition
analysis 132

4.2.1 *Latent class analysis*..... 133

4.2.1.1 <i>Latent class analysis</i> : notazioni.....	133
4.2.1.2 Ipotesi dei modelli a classi latent	137
4.2.1.3 <i>Latent class analysis</i> come metodo di analisi multidimensionale	138
4.2.1.4 Il metodo di stima.....	141
4.2.2 Latent transition analysis.....	142
4.2.2.1 <i>Latent transition analysis</i> : notazioni	143
4.2.2.2 Interpretazione e valutazione del modello	147
4.2.2.3 <i>Latent transition analysis</i> per sottogruppi di popolazione ...	151
4.2.2.4 La letteratura sulla <i>latent transition analysis</i>	153
4.3 I cambiamenti dei fattori di rischio di povertà delle famiglie prima e dopo la crisi	155
4.3.1 Definizione del modello e i dati	156
4.3.1.1 Le analisi sulla povertà con i modelli a classi latenti	157
4.3.1.2 Le variabili osservate per costruire la variabile di povertà ..	159
4.3.2 Analisi dei risultati	162
4.3.2.1 Modello su tutta la popolazione	162
4.3.2.2 Modello per sottogruppi: carico di figli	166
4.3.2.3 Modello per sottogruppi: età del capofamiglia	172
4.3.2.4 Modello per sottogruppi: area geografica	178
4.3.3 Sintesi dei risultati per sottogruppi.....	183
4.4 Considerazioni conclusive.....	189

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

Conclusioni	190
Appendice A	194
Appendice B	219
Bibliografia	240
Sitografia	255

Indice delle figure

FIG. 2.1: <i>Incidenza della povertà per carico familiare (%)</i>	53
FIG. 2.2: <i>Incidenza della povertà per età del capofamiglia (%)</i>	55
FIG. 2.3: <i>Incidenza della povertà per tipologia di famiglia (%)</i>	57
FIG. 2.4: <i>Incidenza della povertà per area geografica (%)</i>	58
FIG. 2.5: <i>Incidenza della povertà per condizione occupazionale (%)</i> ...	60
FIG. 2.6: <i>Incidenza della povertà per titolo di studio (%)</i>	62
FIG. 2.7: <i>Incidenza della povertà al Nord per tipologia di famiglia (%)</i>	64
FIG. 2.8: <i>Incidenza della povertà al Centro per tipologia di famiglia (%)</i>	65
FIG. 2.9: <i>Incidenza della povertà al Mezzogiorno per tipologia di famiglia (%)</i>	66
FIG. 2.10: <i>Incidenza della povertà delle persone sole per ripartizione geografica (%)</i>	67
FIG. 2.11: <i>Incidenza della povertà delle coppie senza figli per area geografica (%)</i>	68

FIG. 2.12: <i>Incidenza della povertà delle coppie con figli per area geografica (%)</i>	69
FIG. 2.13: <i>Incidenza della povertà delle famiglie monogenitore per area geografica</i>	70
FIG. 2.14: <i>Incidenza della povertà in relazione a età e figli (%)</i>	71
FIG. 2.15: <i>Incidenza della povertà per età del capofamiglia. (1997 = 100)</i>	74
FIG. 2.16: <i>Incidenza della povertà per carico di figli. (1997 = 100)</i>	75
FIG. 2.17: <i>Incidenza della povertà in relazione a età e figli. (1997 = 100)</i>	76
FIG. 2.18: <i>Spese per abbigliamento. (2002 = 100)</i>	78
FIG. 2.19: <i>Spese per mutui e restituzione di prestiti. (2002 = 100)</i>	79
FIG. 2.20: <i>Spese per assicurazioni e rendite vitalizie. (2002 = 100)</i>	80
FIG. 4.1: <i>Costruzione della variabile latente</i>	160

Indice delle tabelle

TAB. 1.1: <i>Confronto tra le principali indagini statistiche sulla povertà</i>	24
TAB. 1.2: <i>Scala di equivalenza Carbonaro</i>	32
TAB. 1.3: <i>Soglie di povertà utilizzate dall'ISTAT per gli anni 1997-2013</i>	32
TAB. 3.1: <i>Modello 1. Prima forma funzionale per i consumi totali</i>	111
TAB. 3.2: <i>Modello 2. Seconda forma funzionale per i consumi totali</i> .	112
TAB. 3.3: <i>Modello 3. Terza forma funzionale per i consumi totali</i>	112
TAB. 3.4: <i>Modello 4. Prima forma funzionale per i consumi individuali</i>	113
TAB. 3.5: <i>Modello 5. Seconda forma funzionale per i consumi individuali</i>	114
TAB. 3.6: <i>Modello 6. Terza forma funzionale per i consumi individuali</i>	115
TAB. 3.7: <i>Modello 7. Prima forma funzionale per consumi durevoli individuali</i>	116

TAB. 3.8: <i>Modello 8. Seconda forma funzionale per consumi durevoli individuali</i>	117
TAB. 3.9: <i>Modello 9. Terza forma funzionale per consumi durevoli individuali</i>	118
TAB. 3.10: <i>Modello 10. Prima forma funzionale per consumi non durevoli individuali</i>	119
TAB. 3.11: <i>Modello 11. Seconda forma funzionale per consumi non durevoli individuali</i>	119
TAB. 3.12: <i>Modello 12. Terza forma funzionale per consumi non durevoli individuali</i>	120
TAB. 3.13: <i>Sintesi dei modelli per consumi totali e consumi individuali</i>	121
TAB. 3.14: <i>Sintesi dei modelli per consumi durevoli individuali e consumi non durevoli individuali</i>	122
TAB. 3.15: <i>Sintesi dei modelli per mutuo e numerosità della famiglia</i>	124
TAB. 4.1: <i>Scelta del numero di classi latenti</i>	161
TAB. 4.2: <i>Modello 1. Stime su tutta la popolazione</i>	163
TAB. 4.3: <i>Validazione del modello 1</i>	166
TAB. 4.4: <i>Modello 2. Stime su sottogruppi rispetto al carico di figli</i> ..	167
TAB. 4.5: <i>Validazione del modello 2</i>	172
TAB. 4.6: <i>Modello 3. Stime su sottogruppi per età del capofamiglia</i> ..	173
TAB. 4.7: <i>Validazione del modello 3</i>	177
TAB. 4.8: <i>Modello 4. Stime su sottogruppi per area geografica</i>	179
TAB. 4.9: <i>Validazione del modello 4</i>	183
TAB. 4.10: <i>Stime dello stato latente nei sottogruppi di popolazione</i> ...	184

Indice delle tabelle

TAB. 4.11: <i>Stime della transizione da problemi finanziari nei sottogruppi di popolazione</i>	185
TAB. 4.12: <i>Stime della transizione a problemi finanziari nei sottogruppi di popolazione.....</i>	187
TAB. 4.13: <i>Validazione del modello per sottogruppi per età e figli</i>	188

Abbreviazioni

AR	Comuni autorappresentativi
COICOP	Classification Of Individual Consumption by Purpose
EHCP	European Community Household Panel
EUROSTAT	Statistical Office of the European Union
EU-SILC	Statistics on Income and Living Conditions
HFCN	Household Finance and. Consumption Network
HFCS	Household Finance and. Consumption Survey
ILO	International Labour Organization
ISPL	International Standard of Poverty Line
ISTAT	Istituto nazionale di statistica
LCA	Latent class analysis
LIS	Luxembourg Income Studies
LTA	Latent transition analysis
HFCS	Household Finance and Consumption Survey
MPI	Multidimensional Poverty Index

Abbreviazioni

NHtM	Not hand-to-mouth
NRA	Comuni non autorappresentativi
OCSE	Organizzazione per la cooperazione e lo sviluppo economico
OPHI	Oxford Poverty and Human Development Initiative
PHtM	Poor hand-to-mouth
PSID	Panel Study of Income Dynamics
PROCOME	Classification and Coding of the Purposes of Final Consumption of Households
SIM-1	First standard incomplete-markets model
SIM-2	Second standard incomplete-markets model
SP-S	Spender-saver model
WDR	World Development Report
WHtM	Wealthy hand-to-mouth

Introduzione

Il lavoro ha come obiettivo generale di analizzare le dinamiche di alcuni dei fattori di rischio di povertà nel tempo, soffermandosi sugli aspetti finanziari e di liquidità delle famiglie, con particolare riferimento agli anni della crisi finanziaria di fine anni 2000 e la successiva crisi dei debiti sovrani, ed è suddiviso in tre parti, ognuna delle quali corrisponde a un livello di analisi della ricerca.

Il primo livello riguarda l'analisi della stabilità nel tempo del cosiddetto modello di povertà italiano, ovvero delle variabili che, secondo la letteratura sociologica, determinano il rischio di povertà in Italia. Si tratta di un'analisi descrittiva realizzata utilizzando sia le serie storiche relative all'incidenza della povertà per le principali variabili socio-economiche che delle serie storiche costruite utilizzando i microdati dell'Indagine sui consumi delle famiglie dell'ISTAT, una delle fonti ufficiali di riferimento della povertà in Italia. La costruzione delle serie storiche permette di individuare l'esistenza di effetti congiunti e la loro

stabilità nel tempo sul rischio di povertà di alcune variabili ritenute più interessanti tra quelle note in letteratura.

Il secondo livello è l'analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione degli aspetti finanziari e di liquidità delle famiglie. Facendo riferimento a uno studio sulle famiglie degli Stati Uniti, in cui si individua una categoria di famiglie, detta *wealthy hand-to-mouth* (Kaplan, Violante, & Weidner, 2014), che, seppur non sarebbe classificata come povera utilizzando come riferimento il reddito disponibile, si comporta come una famiglia povera nelle scelte di consumo a causa della stretta al credito derivante da un investimento in attività illiquide, come ad esempio un mutuo. Lo studio dapprima consiste nelle analisi dei consumi delle famiglie nel tempo, per alcune voci di spesa, tramite la ricostruzione delle serie storiche utilizzando, anche in questo caso, i microdati dell'Indagine sui consumi delle famiglie dell'ISTAT; quindi passa alla stima di alcuni modelli di regressione relativi agli effetti sui consumi di un gruppo di variabili socio-economiche e un altro gruppo relativo alla liquidità delle famiglie, utilizzando i microdati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia, distinguendo tra gli effetti sui consumi totali, sui consumi individuali per tutte le voci di spesa, sui consumi individuali per beni durevoli e sui consumi individuali per beni non durevoli.

Il terzo livello riguarda l'applicazione della *latent transition analysis* (LTA), presentata nel dettaglio da Collins e Lanza (2010) come estensione longitudinale della LTA, per l'analisi del cambiamento dei fattori di rischio di povertà nel tempo. La LTA è un metodo statistico multivariato che permette di individuare gruppi latenti di individui a partire da una serie di variabili categoriche manifeste relative al

comportamento degli individui stessi. A questo, la LTA aggiunge la possibilità di analizzare i gruppi latenti in due o più occasioni diverse, in modo tale da individuare non solo il gruppo iniziale e quello finale, ma anche la stabilità nel tempo di un individuo all'interno del gruppo. Relativamente all'analisi della povertà, questo approccio può essere utile all'analisi della persistenza della condizione di povertà o per determinare le variabili determinanti per l'ingresso o l'uscita della povertà nel periodo di analisi, nel nostro caso quello della crisi di fine anni 2000. Per la scelta delle variabili da utilizzare, si utilizza come riferimento i risultati delle indagini precedenti, in modo tale da costruire una variabile latente che misuri non solo la deprivazione economica, ma anche le difficoltà finanziarie delle famiglie, tenuto conto delle caratteristiche socio-demografiche che possono determinare il rischio di povertà.

Il lavoro è strutturato come segue. Il primo capitolo riguarda l'analisi delle fonti statistiche sulla povertà in Italia, al fine di individuare i dati più idonei per ogni obiettivo fissato. Il primo paragrafo sarà dedicato all'analisi di ognuna delle indagini e saranno approfondite e confrontate le finalità di rilevazione, il disegno di ricerca, le informazioni disponibili al pubblico e le differenze rispetto alle versioni precedenti delle indagini. Il secondo paragrafo, invece, riguarda la scelta relativa all'indicatore di povertà unidimensionale da utilizzare per l'analisi, confrontando la scelta relativa alla variabile, alla soglia e all'unità statistica di analisi. Il terzo paragrafo, infine, riguarda il metodo di calcolo della soglia di povertà e del relativo indicatore di incidenza di povertà, secondo le indicazioni fornite dall'ISTAT.

Il secondo capitolo riguarda l'analisi dei fattori di rischio di povertà in Italia, con un primo paragrafo che introduce la questione del modello di povertà italiano, individuando i principali fattori di rischio noti in letteratura e lo stato dell'arte sugli effetti delle più recenti crisi, e un secondo paragrafo relativo all'analisi delle serie storiche sull'incidenza della povertà, facendo riferimento ai fattori di rischio noti in letteratura e utilizzando due tipologie di dati: a) le serie storiche calcolate e messe a disposizione dall'ISTAT nella sua banca dati; b) le serie storiche ricostruite a partire dai microdati dell'ISTAT, utilizzando la procedura descritta nel precedente capitolo, in modo da poter confrontare l'incidenza della povertà su due fattori di rischio contemporaneamente. Il terzo paragrafo riguarda l'analisi descrittiva dei comportamenti di consumo nel tempo, realizzata costruendo le serie storiche dei consumi per alcune voci di spesa e distinguendo tra diverse categorie di famiglia, utilizzando i microdati dell'ISTAT, che costituirà la base dell'approccio econometrico, oggetto del capitolo successivo.

Il terzo capitolo riguarda l'analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie tramite la costruzione di una serie di modelli econometrici che permettono l'analisi dei comportamenti di consumo in funzione delle caratteristiche socio-demografiche e finanziarie delle famiglie, utilizzando i dati della Banca d'Italia. Il primo paragrafo riguarda l'analisi della letteratura di riferimento sui *wealthy hand-to-mouth* e sulle analisi econometriche relative agli effetti sulle scelte di consumo delle famiglie relative ai mercati degli Stati Uniti e del Regno Unito e dell'interesse che l'approccio ha dal punto di vista economico, relativamente all'indirizzo delle politiche di stimolo ai consumi. Il secondo paragrafo fornisce un quadro sociologico all'approccio da noi

seguito, facendo riferimento a due concetti noti in letteratura. Il primo è quello di vulnerabilità sociale, su cui Rossi e Vecchi (2011) hanno richiamato l'attenzione, che fa riferimento non alle famiglie in condizione di povertà nel presente, ma a quelle che, pur non essendo povere, hanno un rischio molto elevato di cadere in condizione di povertà nell'immediato futuro. L'altro è il concetto di "povertà secondaria", proposto da Rowntree (1901), secondo cui le scelte di consumo non dipendono strettamente dalla disponibilità economica, ma possono insorgere delle condizioni per cui le famiglie si comportano come se fossero povere pur avendo un livello di reddito sufficientemente alto da garantire un tenore di vita migliore. Il terzo paragrafo riguarda la costruzione dei modelli econometrici, secondo tre formulazioni, ognuna delle quali tiene conto di uno specifico fattore di rischio. La prima riguarda gli effetti di interazione tra reddito e mutuo, dove il mutuo è la variabile che indica la stretta di liquidità delle famiglie, la seconda gli effetti del mutuo a seguito della crisi finanziaria e la terza riguarda gli effetti di una famiglia numerosa a seguito della crisi. Ogni formulazione è applicata a tutte le voci di spesa, ai soli beni durevoli e ai soli beni non durevoli, in modo tale da analizzare gli effetti anche in base alle categorie di consumo. Sulla base dei risultati dell'approccio econometrico, sarà poi costruita la variabile multidimensionale di povertà, tenendo conto di differenti dimensioni, tra cui anche quella relativa alla condizione finanziaria delle famiglie. Il quarto capitolo riguarda l'analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà in seguito alla crisi, utilizzando la LTA per costruire una variabile latente di povertà, che tenga conto della condizione di

deprivazione economica, di difficoltà finanziarie e di povertà soggettiva, utilizzando i dati della Banca d'Italia come per l'analisi econometrica. Il primo paragrafo analizza i vantaggi e i limiti di un approccio multivariato alla povertà, analizzando i limiti di un approccio univariato e le tipologie di indicatori. Il secondo paragrafo riguarda l'analisi del metodo, partendo dagli strumenti di base, ovvero l'analisi fattoriale e l'*item response theory*, e la metodologia dietro la *latent class analysis* (LCA) e la LTA. Il terzo paragrafo riguarda l'analisi dei cambiamenti nei fattori di rischio, confrontando i risultati ottenuti su tutta la popolazione con quelli ottenuti per le sottocategorie di famiglia legate alla presenza di figli a carico, all'età del capofamiglia e alla ripartizione geografica.

Capitolo 1

Le fonti e la misura della povertà in Italia

1.1 Le fonti della povertà in Italia

Il lavoro consiste nell'analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà in Italia mediante l'utilizzo di fonti secondarie. Prima di entrare nel merito dei risultati della ricerca si è ritenuto opportuno fare una rassegna delle fonti statistiche. Le fonti statistiche ufficiali sulla povertà in Italia sono molteplici e ognuna di esse utilizza differenti definizioni di povertà, a seconda dell'aspetto di interesse dell'indagine. I principali produttori delle fonti statistiche ufficiali sono l'ISTAT, con l'Indagine sui consumi delle famiglie e l'Indagine sulle spese delle famiglie, che si concentrano sui comportamenti di consumo sulle famiglie e utilizzano come indicatore di povertà i consumi; la Banca d'Italia, con l'Indagine sui bilanci delle famiglie, che focalizza l'attenzione sulle questioni

relative al reddito e all'indebitamento delle famiglie e utilizza come indicatore di povertà il reddito, e l'Eurostat, con le indagini *European Household Panel Survey* (EHCP) e *Statistics on Income and Living Condition* (EU-SILC), che si concentrano sugli stili di vita delle famiglie e degli individui che la compongono, tenuto conto delle condizioni economiche e utilizzano come indicatore di povertà il reddito.

Il capitolo è strutturato come segue: una prima parte, che corrisponde al primo paragrafo, riguarda le fonti statistiche ufficiali sulla povertà, approfondendo le questioni relative al disegno di ricerca, alla stima della povertà e alle differenze tra le indagini; la parte successiva, contenuta nel secondo paragrafo, riguarda la scelta della variabile di povertà da utilizzare per il lavoro di ricerca, analizzando la letteratura in merito alla scelta dell'indicatore adeguato, reddito o consumo, e dell'unità statistica di analisi, dal momento che la povertà può essere di natura individuale o familiare; infine, il terzo e ultimo paragrafo riguarda il metodo di calcolo per l'indicatore di povertà scelto a partire dai dati, basato sulle indicazioni fornite dall'ISTAT nella nota metodologica dell'Indagine sui consumi delle famiglie relative alla scelta della variabili da inserire nel computo, alla scala di equivalenza e alla procedura di calcolo.

1.1.1 ISTAT: Indagine sui consumi delle famiglie e Indagine sulle spese delle famiglie

Le fonti dell'ISTAT sull'analisi della povertà sono l'Indagine sui consumi delle famiglie, partita nel 1980 e con rilevazioni dal 1985 al 1994, per poi essere riformata nel 1997, e l'Indagine sulle spese delle famiglie, che ha sostituito la prima a partire dal 2014. Entrambe le indagini hanno come obiettivo principale quello di fornire la stima dei consumi delle famiglie per la costruzione dei conti nazionali trimestrali. A questo, si sono aggiunti ulteriori obiettivi, dovuti al sempre maggiore fabbisogno informativo, ovvero quelli di a) analizzare e seguire i cambiamenti sia nella quantità che nella tipologia di consumi in funzione delle caratteristiche socio-demografiche, territoriali ed economiche sia delle famiglie che delle persone che le compongono (ISTAT, 2004), b) fornire le stime della povertà assoluta e della povertà relativa (ISTAT, 2009), c) costruire l'indice dei prezzi al consumo per le famiglie e la relativa stima dell'inflazione per categorie di consumo (ISTAT, 2015).

Nonostante le finalità per cui sono realizzate sono le stesse, il disegno di ricerca delle due indagini è profondamente diverso, al punto che l'ISTAT sconsiglia di confrontare direttamente le stime della povertà della prima indagine, che va dal 1997 al 2013 a cui si aggiungono le stime ricostruite dal 1980 a seguire, con quelle della seconda, per gli anni a partire dal 2014 (ISTAT, 2015). Tuttavia, l'ISTAT mette a disposizione nella sua banca dati delle stime provvisoriamente corrette

per gli anni dal 1997 al 2013, riorganizzando le voci di spesa secondo i criteri del nuovo disegno di ricerca.

1.1.1.1 Indagine sui consumi delle famiglie

L'Indagine sui consumi delle famiglie è stata l'indagine di riferimento per la stima della soglia e dell'incidenza della povertà, oltre che per l'analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie italiane, tra il 1997 e il 2013. A queste, si aggiungono le rilevazioni precedenti che hanno contribuito alla ricostruzione delle serie storiche della povertà a partire dal 1980.

La rilevazione avviene tramite un campionamento a due stadi le cui unità di primo stadio sono i comuni e le unità di secondo stadio le famiglie. I comuni sono estratti tramite un campionamento stratificato, utilizzando come variabili di stratificazione la tipologia del comune, il numero di abitanti e la regione, per un totale di 230 strati. Questi strati sono divisi in due tipologie: la prima è quella dei comuni autorappresentativi, ovvero gli strati costituiti da un unico comune, costituiti dai capoluoghi di provincia più quattro comuni che partecipano alla rilevazione per tutta la sua durata; l'altra è quella dei comuni non autorappresentativi, formata da più comuni raggruppati in modo che, in base alla regione di appartenenza, ogni strato abbia lo stesso peso demografico. Da ogni strato sono estratti casualmente tre comuni non autorappresentativi che partecipano all'indagine il primo, il secondo e il terzo mese di ogni trimestre. Quindi, per ogni mese della rilevazione, per ogni strato è estratto un differente comune non

autorappresentativo, mentre i comuni autorappresentativi sono presenti ogni mese della rilevazione¹. A loro volta, le famiglie sono estratte dal singolo comune di residenza utilizzando un passo di campionamento, tramite le liste anagrafiche. Per ogni anno della rilevazione il numero di famiglie estratte è di circa 28.000, a cui si aggiunge, per ognuna di esse, una famiglia sostitutiva, in caso di impossibilità della prima a partecipare alla rilevazione.

La raccolta dei dati è affidata al Comune, che effettua l'estrazione delle famiglie e lo svolgimento della rilevazione secondo le indicazioni fornite dall'ISTAT. Le tecniche di rilevazione utilizzate sono due. La prima è una rilevazione autocompilata, tramite dei moduli in cui sono rilevate tutte le spese giornaliere della famiglia per un periodo di sette giorni. Non tutte le famiglie rilevano i relativi consumi nella stessa settimana, ma vengono estratti due periodi di sette giorni casualmente, detti periodi di riferimento per ogni regione. Ciò garantisce che i consumi siano effettivamente rilevati per tutti i giorni del mese a livello aggregato. Per uno solo dei periodi di riferimento, la famiglia deve compilare due moduli, il libretto degli acquisti, in cui sono rilevate tutte le spese relative ai generi di largo consumo, e il taccuino degli autoconsumi, per eventuali beni prodotti e consumati dalla famiglia stessa nel periodo di riferimento. La seconda rilevazione è un'intervista faccia a faccia realizzata nella prima settimana del mese successivo

¹ L'utilizzo di intervalli trimestrali per la rilevazione, da cui saranno ricavate le stime sui consumi delle famiglie a cadenza annuale e mensile, deriva dall'utilizzo delle indagini sui consumi per la stima dei conti nazionali, che hanno cadenza trimestrale.

all'autorilevazione, durante il quale viene somministrato un questionario di riepilogo delle spese familiari, che aggiunge alle informazioni sulle spese quotidiane rilevate durante il periodo di riferimento, quelle relative ad altre voci di spesa, non previste sul libretto degli acquisti, e quelle relative alle caratteristiche socio-demografiche, reddituali e patrimoniali della famiglia.

Il questionario è suddiviso nelle seguenti sezioni: a) notizie sui componenti della famiglia; b) notizie sull'abitazione; c) mobili e apparecchiature; d) abbigliamento e calzature; e) salute; f) trasporto e comunicazione; g) tempo libero; h) spettacoli e istruzione; i) altri beni e servizi; j) abitudini di spesa; k) reddito e risparmio. Le voci di spesa sono generalmente riferite al mese precedente alla rilevazione, eccetto i beni durevoli, che fanno riferimento ai tre mesi precedenti, e le spese straordinarie, che fanno riferimento ai dodici mesi precedenti.

Per ottenere dei dati che abbiano lo stesso orizzonte temporale, l'ISTAT riporta tutte le stime al mese di riferimento, attraverso opportune trasformazioni dei dati trimestrali, annuali e settimanali. Inoltre, dà la possibilità di fare inferenza sulla popolazione di riferimento, tramite il calcolo di opportuni pesi per ogni famiglia che entra a far parte del campione.

1.1.1.2 Indagine sulle spese delle famiglie

Il processo di armonizzazione delle indagini europee ha portato alla formulazione di una nuova indagine sui consumi, basata sui principi delle *Household Budget Surveys* definiti dall'Eurostat. La principale

differenza tra le due indagini è nella classificazione delle voci di spesa. In particolare, la nuova indagine utilizza la classificazione Coicop (*Classification of individual consumption by purpose*), definita dalla divisione statistica delle Nazioni Unite, che raggruppa i consumi secondo una classificazione gerarchica che dipende dalle scelte di consumo individuali. Lo scopo è quello di rendere confrontabili le voci di spesa tra differenti paesi (Eurostat, 1997). Questa classificazione sostituisce la classificazione Procome (*Classification and Coding of the Purposes of Final Consumption of Households*), che fa riferimento ai consumi familiari e non ai consumi individuali (Eurostat, 1993).

Il processo di armonizzazione riguarda non solo la classificazione delle voci di spesa, ma anche la definizione stessa di spesa, il disegno di campionamento, l'unità di rilevazione e la determinazione della persona di riferimento e le variabili essenziali, ovvero delle variabili relative alla condizione socio-demografica e relazionale della famiglia, utili a ricostruire il contesto sociale ed economico entro il quale i consumi individuali sono realizzati.

Dopo varie sperimentazioni, la nuova indagine è stata somministrata per la prima volta per l'anno 2014, combinando gli obiettivi fissati nella precedente versione dell'indagine, le esigenze di armonizzare l'indagine alle altre indagini europee e gli obiettivi informativi richiesti dall'Eurostat (ISTAT, 2015).

Il disegno di campionamento resta a due stadi, con unità di primo stadio i comuni e unità di secondo stadio le famiglie, ma cambiano le modalità di estrazione delle unità all'interno degli stadi. In particolare, è cambiata la definizione di tipologia di comune, utilizzata come variabile di

stratificazione, adeguata agli standard europei. Si distingue quindi tra: area metropolitana (comuni con più di 250.000 abitanti), grandi comuni (comuni della periferia dell'area metropolitana e comuni con più di 50.000 abitanti) e piccoli comuni (comuni fino a 50.000 abitanti). Questa classificazione rende maggiormente robuste le stime, in quanto le scelte di consumo non sono influenzate solo dalla dimensione demografica, ma nella tipologia di comune in cui si vive. Le altre variabili di stratificazione sono, come nell'indagine precedente, regione di appartenenza e dimensione demografica.

Anche in questo caso, le variabili permettono di distinguere tra comuni autorappresentativi (AR), che partecipano alla rilevazione per tutti i trimestri, e comuni non autorappresentativi (NAR), che ruotano all'interno del trimestre e sono estratti secondo le variabili di stratificazione precedentemente elencate. Quindi per ogni strato dei comuni non autorappresentativi sono estratti tre comuni, ognuno dei quali partecipa alla rilevazione in uno solo dei mesi di ogni trimestre. Il capoluogo di provincia non costituisce più un comune autorappresentativo, non essendo più una variabile di stratificazione.

Per ogni comune che entra a far parte dell'indagine, sono estratte le famiglie, per un totale di 28.000 famiglie all'anno, divise nell'arco dei quattro trimestri in cui è suddivisa la rilevazione. A sua volta, il campione di famiglie viene ripartito a seconda del comune di estrazione. Le famiglie dei comuni autorappresentativi sono ripartite in dodici gruppi, mentre le famiglie dei comuni non autorappresentativi vengono divise in quattro gruppi, dato che questi comuni partecipano alla rilevazione solo in un mese del trimestre. Ne consegue che ogni famiglia partecipa a una sola rilevazione mensile. Viene effettuata

un'ulteriore suddivisione, per distribuire la rilevazione lungo tutto l'arco del mese, dividendo il periodo di rilevazione in due periodi di 14 giorni. L'estrazione sia dei gruppi che del periodo di rilevazione assegnato avviene tramite campionamento causale semplice.

La rilevazione avviene in differenti fasi: la prima è la somministrazione di un questionario preliminare, tramite un intervistatore, in cui vengono anche fornite le istruzioni per le fasi successive; la seconda è l'autocompilazione di un libretto degli acquisti, in cui sono riportate tutte le spese relative ai beni di largo consumo effettuate nei 14 giorni della rilevazione; la terza è l'intervista finale tramite intervistatore.

Come precedentemente scritto, sono somministrati tramite intervista faccia a faccia due questionari. Il questionario iniziale, somministrato prima dell'autocompilazione del diario, riguarda le caratteristiche socio-demografiche della famiglia, le caratteristiche dell'abitazione in cui la famiglia vive e di proprietà e i mezzi di trasporto e di comunicazione posseduti dalla famiglia. Il questionario finale, somministrato dopo l'autocompilazione, invece, è un questionario di riepilogo di tutte le spese sostenute dalla famiglia, anche quelle non riportate nel diario, secondo le voci di spesa definite dalla classificazione COICOP. Il questionario è suddiviso nelle seguenti sezioni: a) abitudini di spesa, relativa alle spese riportate nel diario; b) spese per abitazione della famiglia; c) spese per altre abitazioni; d) spese effettuate negli ultimi 12 mesi, relativa all'acquisto di elettrodomestici; e) spese effettuate negli ultimi 3 mesi, relativa all'acquisto di mobili e arredi per la casa; f) spese effettuate nell'ultimo mese, relativa alle spese per abbigliamento e calzature, g) piccoli elettrodomestici e utensili; h) viaggi e vacanze.

1.1.1.3 La stima della povertà nelle indagini ISTAT

L'ISTAT fornisce, per entrambe le indagini considerate, sia una misura assoluta che relativa di povertà. La povertà relativa è una misura che dipende fortemente dalla disuguaglianza, dato che definisce il punto della distribuzione di una delle misure del benessere, generalmente il reddito o i consumi, oltre il quale le famiglie o gli individui si trovano in uno stato di deprivazione. Il punto della distribuzione, definito soglia di povertà relativa, è definito da una frazione di un indice di posizione. L'*international standard of poverty line* (ISPL) suggerisce l'utilizzo della metà della mediana del reddito o dei consumi (World Bank, 2014). C'è da considerare che la forte dipendenza delle misure relative di povertà dalla distribuzione di partenza può rendere difficile il confronto nel tempo e nello spazio, dato che le variazioni della soglia o dell'incidenza della povertà possono dipendere dalle variazioni della distribuzione e non da un effettivo miglioramento o peggioramento della quota di popolazione che si trova nella coda di sinistra (ISTAT, 2009). Le misure assolute possono ovviare a questo problema e, per questo motivo, spesso accompagnano le misure relative. L'ISTAT fornisce la stima della povertà assoluta a partire dal 2005 tramite la definizione di un paniere di beni che rappresentano il livello minimo di vita accettabile del contesto in cui vivono le famiglie o gli individui oggetto di analisi. Nel caso italiano, le variabili che definiscono il contesto sono a) il numero di componenti, suddivisi in base alle classi di età, b) la ripartizione geografica in cui la famiglia è residente e c) la dimensione demografica del comune. La soglia di povertà assoluta,

quindi, non è unica per tutte le famiglie italiane, come nel caso della povertà relativa. Questo approccio, purché scevro dalla dipendenza dell'intera distribuzione, ha i suoi limiti nella scelta dei beni da considerare essenziali per un standard di vita minimo e nella definizione del loro valore monetario (ISTAT, 2009).

1.1.2 Banca d'Italia: Indagine sui bilanci delle famiglie

La fonte di riferimento prodotta dalla Banca d'Italia è, invece, l'Indagine sui bilanci delle famiglie che, a partire dagli anni '60, rileva a cadenza regolare, fino al 1987 annuale e successivamente biennale, le condizioni socio-economiche delle famiglie, per integrare le informazioni fornite dai conti nazionali. Nel corso del tempo, a questo obiettivo principale si sono aggiunti degli obiettivi secondari, relativi all'analisi delle scelte economiche e finanziarie delle famiglie o all'analisi di particolari sottopopolazioni, come le famiglie povere, le famiglie indebitate *et similia* (Banca d'Italia, 2016).

Anche per questa indagine, la rilevazione avviene tramite un campionamento a due stadi, le cui unità di primo stadio sono i comuni e le unità di secondo stadio le famiglie. Le unità di primo stadio sono selezionate tramite un campionamento stratificato, le cui variabili di stratificazione sono la regione di appartenenza e la classe di ampiezza demografica (fino a 20.000 abitanti, fra 20.000 e 40.000 abitanti, oltre 40.000 abitanti). I comuni con più di 40.000 abitanti sono comuni autorappresentativi, e quindi costituiscono uno strato a sé stante la cui probabilità di estrazione è uguale a 1, mentre i comuni non

autorappresentativi sono estratti con una probabilità proporzionale al numero di abitanti. Ciò garantisce che il campione sia autoponderante, dato che gli strati sono costruiti in modo tale da avere la stessa dimensione demografica.

A partire dal 1989, la rilevazione ha una quota di famiglie che viene intervistata anche per gli anni successivi, creando un sottocampione panel di famiglie. Quindi, l'estrazione del campione avviene con due criteri. Il primo è la selezione delle famiglie panel, divise a loro volta in due gruppi, quelle che hanno partecipato a due rilevazioni precedenti e quelle che hanno partecipato all'ultima rilevazione, mentre le restanti famiglie sono estratte con un campionamento casuale semplice, utilizzando le liste anagrafiche fornite dall'ISTAT.

La rilevazione avviene tramite la somministrazione di un questionario, suddiviso in differenti sezioni: a) struttura della famiglia; b) occupazione e redditi; c) strumenti di pagamento e forme di risparmio; d) abitazione della famiglia, e) altri beni immobili e indebitamento; f) consumi e altre spese familiari; g) previdenza complementare e altre forme assicurative. Per ogni sezione, sono allegate una serie di schede di approfondimento. A partire dalle voci del questionario, le variabili sono sintetizzate per la stima dei principali aggregati economici. Il piano di aggregazione delle variabili è disponibile nelle note metodologiche di ogni indagine.

L'indagine sui bilanci delle famiglie fa parte dei progetti internazionali di armonizzazione delle statistiche sulle condizioni economiche delle famiglie. In particolare, fa parte dei progetti *Luxembourg Income Study* e *Luxembourg Wealth Study* e della rilevazione a cura del sistema europeo delle banche centrali sui comportamenti di consumo e sulla

situazione finanziaria delle famiglie dell'area euro denominata *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS). I progetti *Luxembourg Income Study* e *Luxembourg Wealth Study* consistono nella costruzione di basi dati armonizzate relative alle condizioni di reddito e di ricchezza delle famiglie. L'armonizzazione avviene a posteriori, tramite la standardizzazione delle unità di misura e la ricodifica delle variabili, al fine di creare un unico database per tutti i paesi che partecipano alla raccolta. Non effettua, invece, alcuna riponderazione del campione, utilizzando i pesi forniti dalle singole indagini.

La HFCS è un'indagine partita nel 2006 con lo scopo di armonizzare le indagini sui redditi e sulla condizione finanziaria delle famiglie dell'area euro (European Central Bank, 2013) (Gambacorta, 2013). La rilevazione è affidata alle singole banche centrali, a cadenza triennale per la maggior parte degli stati, sotto il coordinamento della Banca centrale europea e dal *Household Finance and Consumption Network* (HFCN), che assicurano il rispetto delle indicazioni comuni dettate sulla metodologia utilizzata e del disegno di campionamento, controllano la qualità dei dati e si occupano della pubblicazione degli stessi in una banca dati comune per tutti gli stati che partecipano alla rilevazione.

Anche la Banca d'Italia utilizza come riferimento per la stima della soglia di povertà l'ISPL, utilizzando come variabile di misura il reddito. In questo caso, la mediana del reddito è la soglia di riferimento per una famiglia di due componenti, mentre per il reddito individuale il riferimento è il 60% del reddito mediano. La scelta della soglia fa riferimento all'utilizzo della scala di equivalenza OCSE, utilizzata anche dall'Eurostat, adottata a partire dal 2006. Per le indagini

precedenti, il riferimento per la povertà individuale è la metà della mediana. Per verificare se un individuo si trova al di sotto della soglia di povertà si utilizza come riferimento il reddito del capofamiglia, con il quale si intende il componente che percepisce il maggior reddito (Banca d'Italia, Anni vari).

1.1.3 Eurostat: European Community Household Panel e Statistics on Income and Living Condition

Oltre alle indagini sui consumi *ad hoc*, l'ISTAT fornisce i dati all'Eurostat per l'armonizzazione delle statistiche a livello europeo. Per questo motivo, ha partecipato alla realizzazione delle due indagini europee sulle condizioni di vita delle famiglie per i dati relativi all'Italia. Le due indagini sono l'*European Community Household Panel* (ECHP) e *Statistics on Income and Living Condition* (Eu-SILC), che ha sostituito la prima. Per entrambe le indagini l'obiettivo è quello di analizzare i principali indicatori demografici, sociali ed economici delle famiglie europee. Inoltre, la rilevazione è a cura dei singoli istituti di statistica degli stati che partecipano alla rilevazione, utilizzando un disegno di ricerca armonizzato e coordinato dall'Eurostat (Gallo, 2004). Per l'Italia entrambe le indagini sono state curate dall'ISTAT.

1.1.3.1 European Community Household Panel (ECHP)

L'*European Community Household Panel* (ECHP) è stato il primo tentativo di indagine multiscopo armonizzato a livello europeo in risposta al sempre maggior fabbisogno di ottenere informazioni confrontabili tra gli stati membri su temi come reddito, lavoro e occupazione, povertà ed esclusione sociale, abitazione, salute e tanti altri relativi alle condizioni socio-economiche e alle condizioni di vita delle famiglie o dei singoli individui. La scelta di realizzare un'indagine longitudinale, inoltre, soddisfa il bisogno di confrontare questi fenomeni nel tempo oltre che nello spazio, così da diventare un valido supporto alla realizzazione delle politiche sociali (Eurostat, 1996). La struttura longitudinale si ispira al progetto del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) dell'Università del Michigan, che consiste in un'indagine longitudinale, partita nel 1986 e a cadenza annuale, che rileva i principali indicatori demografici e socio-economici delle famiglie degli Stati Uniti, ponendo una particolare attenzione alle famiglie a basso reddito (Peracchi, 2002).

Il progetto iniziale prevedeva tre ondate di indagine, con una rilevazione ogni anno, per un totale di tre anni. Successivamente, si decise di portare avanti il progetto, per un totale di sette ondate, dal 1994 al 2001 (Peracchi, 2002). Alla prima ondata hanno partecipato dodici dei quindici stati membri, mentre altri due stati si sono aggiunti nelle ondate successive. L'unico stato membro a non aver partecipato alla rilevazione è la Svezia (Clemenceau, 2006). La popolazione di riferimento per la rilevazione è la famiglia di fatto, residente in

un'abitazione dello stato membro di riferimento, mentre le unità di analisi sono le famiglie e tutti i componenti che hanno compiuto 16 anni. Il disegno di campionamento, pur avendo degli elementi in comune per tutti gli stati membri, aveva un notevole margine di flessibilità. Per l'Italia, si è utilizzato un disegno di campionamento a due stadi, con unità di primo stadio i comuni e unità di secondo stadio le famiglie. Le unità di primo stadio erano selezionate tramite un campionamento stratificato, in base alla regione di appartenenza e alla dimensione demografica, estraendo i comuni in proporzione a quest'ultima variabile. Tra questi, i 23 comuni con la maggior dimensione demografica costituivano i comuni autorappresentativi, che costituivano un unico strato, di conseguenza erano estratte in tutte le ondate della rilevazione. Una volta estratti i comuni, si procedeva alla estrazione delle famiglie in essi residenti, utilizzando un passo di campionamento tramite le liste anagrafiche (Gallo, 2004)

Trattandosi di un'indagine panel, il disegno di campionamento prevedeva delle tecniche di inseguimento. Per questo motivo, i componenti delle famiglie estratte sono distinti tra componente campione e componente non campione. Si definisce componente campione qualsiasi componente della famiglia che ha partecipato alla prima ondata o all'ondata precedente e che conserva ancora le condizioni per partecipare alle ondate successive. Per l'Italia ciò non implica semplicemente essere in vita, ma anche non essere in una istituzione, ovvero una situazione di coabitazione che non costituisce una famiglia, come case di cura, caserme, conventi, ecc., o non trasferirsi in un Paese al di fuori dell'Unione Europea. Se il componente campione è donna, anche i figli nati a seguito della rilevazione sono da

considerare individui campione. Tutti gli altri individui che non hanno queste caratteristiche, ma che coabitano con un componente campione sono definiti componenti non campione. I componenti non campione possono sostituire un componente campione nel caso in cui vengano meno le caratteristiche per cui non era possibile partecipare alla rilevazione. In caso contrario, pur facendo parte della famiglia estratta, non partecipano alla rilevazione (Gallo, 2004).

Secondo le indicazioni fornite dall'Eurostat, partecipano all'ondata al tempo $t+1$, gli individui campione, quindi le famiglie, che hanno partecipato alla rilevazione all'ondata al tempo t . A queste si aggiungono le famiglie che, pur facendo parte del campione al tempo t non hanno partecipato all'intervista per impossibilità temporanea, mentre escono dalla rilevazione le famiglie che al tempo t hanno fornito un rifiuto definitivo alla partecipazione, o quelle per cui non ci sono più componenti campione, essendo venute meno le condizioni per esserlo. A partire dalla terza ondata, sono escluse dal campione anche le famiglie impossibilitate a partecipare alla rilevazione per due ondate consecutive.

A queste, bisogna aggiungere le famiglie di nuova formazione, che iniziano a essere seguite a causa dell'uscita di uno o più componenti campione dalla precedente famiglia, ma che mantengono le condizioni di individuo campione. In questo modo la rilevazione tiene conto dei principali eventi demografici a cui è soggetta la popolazione, come nascite e morti e matrimoni e divorzi (Gallo, 2004).

Il questionario ha una struttura comune in tutti gli stati membri, sebbene sussistano alcune differenze, in particolare per Belgio, Irlanda e Francia.

La rilevazione è suddivisa in più parti. La prima consiste in un registro delle famiglie, che rileva la composizione della famiglia soggetta a rilevazione, la seconda è relativa alle famiglie e compilata dalla persona di riferimento, generalmente il capofamiglia, e la terza è relativa ai componenti ed è compilata da tutti i membri della famiglia che hanno compiuto i 16 anni. La parte relativa alla famiglia è suddivisa nelle sezioni relative a migrazione e residenza; informazioni sull'abitazione; situazione economica e reddito della famiglia nell'anno solare precedente alla rilevazione. La parte relativa ai singoli componenti, invece, ha le seguenti sezioni: a) situazione lavorativa; b) relazioni sociali e responsabilità; c) attività di formazione o lavorative svolte nell'anno solare precedente; d) reddito personale nell'anno solare precedente; e) salute; f) informazioni biografiche (Peracchi, 2002).

1.1.3.2 Statistics on Income and Living Condition (Eu-SILC)

L'indagine ECHP presentava alcuni limiti. Il primo tra tutti era l'assenza di un assetto normativo di riferimento, che ha causato la mancanza di partecipazione di alcuni stati membri e per gli stati partecipanti il mancato rispetto dei calendari di consegna per il rilascio dei dati (Clemenceau, 2006). Per questo motivo, l'indagine è stata sostituita dalla *Statistics on Income and Living Condition*, che è disciplinata dal regolamento del Parlamento europeo n. 1177/2003. In questo modo, l'indagine diventa un'indagine ufficiale dei paesi membri

che vi partecipano, col rispetto di un preciso calendario di consegna dei dati secondo un obbligo di legge.

Come per l'indagine precedente, il regolamento definisce parte del disegno della ricerca, ma con maggiore flessibilità, in particolare per quanto riguarda la fonte di rilevazione dei dati, se con indagine campionaria o tramite archivi, e su alcune voci di rilevazione, nonché della struttura del questionario per il singolo stato membro. Inoltre, per l'EU-SILC le decisioni relative al disegno di ricerca non sono prese soltanto dai relativi organi dell'Unione europea, ma con la partecipazione degli stessi stati membri, al fine di permettere una graduale convergenza delle singole indagini a livello di stato membro, tenuto conto delle differenze metodologiche e del contesto sociale in cui vengono realizzate. L'Eurostat, quindi, non fornisce più un'indagine comune da realizzare, ma un quadro organizzativo comune entro il quale i singoli stati membri costruiscono il disegno di ricerca (Clemenceau, 2006).

Anche la nuova indagine prevede l'analisi sia di dati *cross-section* che longitudinali, tramite l'utilizzo di un campione ruotato. Il campione ruotato è preferibile all'indagine longitudinale, perché permette di ridurre l'errore di campionamento per quanto riguarda le stime delle variazioni trasversali, di cambiare la composizione del campione nel caso sia necessario, come nel caso dell'introduzione di nuovi sottogruppi della popolazione, nonché di ridurre la resistenza da parte degli intervistati, dal momento che dopo un certo numero di interviste le famiglie estratte escono automaticamente dal campione (ISTAT, 2008).

Il punto cruciale dell'indagine italiana è la rilevazione dei redditi. Per questo motivo, per la realizzazione dell'indagine sono state condotte delle sperimentazioni che incrociavano i risultati delle altre fonti campionarie, come l'*indagine sui bilanci delle famiglie* della Banca d'Italia, e delle fonti amministrative, come quelle dell'Agenzia dell'Entrate e dell'INPS, in particolare per i redditi da lavoro autonomo, con i risultati di un'indagine pilota, denominata *reddito e condizioni di vita*, realizzata con il supporto di indagini in profondità per comprendere i limiti della rilevazione dei redditi dal punto di vista psicologico, mnemonico, di conoscenza o di motivazione da parte degli individui oggetto di indagine (ISTAT, 2008).

Per definire il reddito, l'Eurostat adotta la definizione che deriva dallo standard internazionale: "*la quantità massima di moneta che un individuo può spendere per consumi senza diminuire la propria ricchezza, cioè senza vendere parte del proprio patrimonio e senza fare nuovi debiti*". Tuttavia, nell'indagine sono rilevate separatamente le differenti fonti di entrata che concorrono alla determinazione del reddito (per maggiori dettagli si veda ISTAT, 2008). Dover rilevare diverse definizioni di reddito comporta due tipologie di problemi. La prima è legata alla conoscenza degli intervistati di tutte le definizioni di reddito e dei relativi importi percepiti, l'altra riguarda la riluttanza a fornire questo tipo di informazioni per scarsa fiducia, sia per il timore di controlli fiscali che sull'utilità dell'indagine statistica. Per questi due problemi, è previsto un duplice lavoro di informazione, il primo relativo all'addestramento dei rilevatori e alla formulazione più chiara possibile delle definizioni, l'altro per rendere note alle famiglie le finalità e

l'utilità delle indagini statistiche, al fine di guadagnare la fiducia degli intervistati.

Come nell'indagine precedente, la popolazione di riferimento sono le famiglie di fatto residenti nel territorio dello stato membro a cui la rilevazione si riferisce, si individua una persona campione oggetto di rilevazione nella prima ondata e in quelle successive e la rilevazione ha cadenza annuale. La principale differenza sta, invece, nelle strategie di inseguimento. Le analisi longitudinali sono effettuate tramite un panel ripetuto, ovvero uno schema in cui si rilevano contemporaneamente una serie di sottocampioni panel di durata fissa. Ciò significa che, all'interno dello stesso campione, sono rilevati una serie di sottocampioni panel, anche nello stesso periodo di rilevazione. Si dimostra che questo disegno di campionamento è equivalente al campione ruotato. Per maggiori dettagli si veda ISTAT (2008).

Anche per questa indagine, l'ISTAT adotta un campionamento a due stadi con unità di primo stadio i comuni e unità di secondo stadio le famiglie. I comuni sono soggetti a stratificazione, in funzione della regione di appartenenza e della dimensione demografica, distinguendo tra comuni autorappresentativi, che costituiscono uno strato a sé stante e partecipano a ogni rilevazione, e comuni non autorappresentativi, che formano strati omogenei rispetto alla dimensione demografica. Per questi ultimi, la probabilità di estrazione è proporzionale alla dimensione demografica. Le famiglie, sia per i comuni autorappresentativi che non autorappresentativi, sono estratti tramite campionamento casuale semplice. Per quanto riguarda l'analisi longitudinale, i comuni autorappresentativi partecipano alla rilevazione

per tutte le ondate del panel, mentre i comuni non autorappresentativi sono divisi in due gruppi. Il primo gruppo è quello dei comuni di medie dimensioni, in cui sono estratti due comuni per ogni strato, ognuno dei quali partecipa alla rilevazione per due delle quattro ondate che formano il panel, mentre il secondo è quello dei comuni di piccole dimensioni, da cui sono estratti quattro comuni per ogni strato, che partecipano alla rilevazione per una sola ondata. L'unione dei quattro sottocampioni panel che partecipano alla rilevazione nell'anno t forma il campione trasversale per quell'anno (ISTAT, 2008). L'analisi della povertà è un'importante obiettivo di indagine e rappresentato da più di un indicatore del disegno della ricerca. In particolare, si distingue tra gli indicatori generali e l'indicatori relativi all'esclusione sociale, per rendere l'indagine da supporto alle politiche per ridurre il rischio di esclusione. Gli indicatori generali sono: a) rischio di povertà; b) intensità del rischio di povertà; c) salute, istruzione e formazione del capitale umano; d) accesso al mercato del lavoro; e) sostenibilità finanziaria del sistema di ammortizzazione sociale; f) adeguatezza delle pensioni; g) disuguaglianza nel trattamento sanitario; h) miglioramento delle condizioni di vita; i) occupazione in età avanzata; j) poveri lavoratori; k) partecipazione al mercato del lavoro; l) differenze regionali. Gli indicatori relativi all'inclusione sociale sono: a) soglie di povertà e tasso di rischio; b) tasso di persistenza della povertà; c) gap mediano del rischio di povertà relativo; d) tasso di disoccupazione di lungo periodo; e) popolazione che vive in famiglia senza lavoro; f) persone che hanno abbandonato presto la scuola non in istruzione né in formazione; g) divario salariale degli immigrati; h) deprivazione

materiale; i) abitazione; j) persone che non possono permettersi cure mediche; k) benessere dei figli.

La soglia di povertà è calcolata come una percentuale del reddito mediano. Per i singoli individui è utilizzato il reddito mediano al netto dei trasferimenti sociali, mentre per le famiglie è utilizzato il reddito mediano equivalente al netto dei trasferimenti sociali. La soglia non è unica, perché in base al livello di rischio che si vuole analizzare, si definisce una diversa percentuale della mediana. Tuttavia, è prassi utilizzare il 60% del reddito mediano per distinguere tra un individuo povero da quello non povero. I redditi sono misurati in parità di potere di acquisto, in modo da rendere confrontabili le soglie, e quindi l'incidenza della povertà, tra differenti stati membri.

1.1.4 Conclusioni

Nella tabella 1.1 si riassumono le caratteristiche delle indagini, relativamente alle informazioni che forniscono per l'analisi della povertà: Rispetto agli obiettivi preposti, i dati ISTAT permettono di analizzare l'impatto sulle abitudini di consumo delle famiglie dovuto all'ingresso o alla permanenza nella povertà, nonché per le tipologie di famiglia e nel tempo, oltre essere il principale riferimento per il calcolo della soglia di povertà. Tuttavia, non è possibile conoscere la situazione reddituale e finanziaria delle famiglie, perché, nonostante questi dati siano rilevati, non sono disponibili per il pubblico sottoforma di microdati. Inoltre, non è possibile realizzare analisi longitudinali sulle singole famiglie, essendo i campioni estratti ex novo a ogni rilevazione.

Per questi scopi, invece, possono essere utilizzati i dati della Banca d'Italia, dal momento che rileva sia la condizione relativa ai redditi che ai consumi. È quindi possibile utilizzare come riferimento l'*indagine sui bilanci delle famiglie* per analizzare l'incidenza della povertà delle famiglie utilizzando come variabile di riferimento sia il reddito che i consumi.

TAB. 1.1: *Confronto tra le principali indagini statistiche sulla povertà*

Fonte	ISTAT	Banca d'Italia	Eurostat
Indagine	Indagine sui consumi delle famiglie e Indagine sulle spese delle famiglie	Indagine sui bilanci delle famiglie italiane	Statistiche sul reddito e le condizioni di vita (EU-SILC)
Concetto	Povertà assoluta e povertà relativa	Povertà relativa	Povertà relativa
Indicatore	Consumi	Reddito	Reddito
Unità di analisi	Famiglia	Individuo	Individuo
Soglia per il singolo individuo	Paniere minimo per la povertà assoluta 50% consumo medio per la povertà relativa	50% reddito mediano fino al 2004 60% del reddito mediano dal 2006 (soglie Eurostat)	60% reddito mediano
Scala di equivalenza	Scala di Carbonaro	Scala OCSE modificata	Scala OCSE modificata
Analisi longitudinale	No	Sì	Sì

Fonte: ISTAT, Banca d'Italia e Eurostat. Nostra elaborazione

Tuttavia, c'è da tenere conto di un maggior livello di approssimazione della rilevazione della Banca d'Italia rispetto alla rilevazione dell'ISTAT, per quanto riguarda i consumi, dal momento che una

maggior disaggregazione dei dati permette di avere stime sui consumi totali più elevate rispetto a un'interrogazione diretta, dal momento che le domande relative alle singole voci di spesa stimolano la memoria dell'intervistato, permettendogli di ricordare anche spese che altrimenti non avrebbe riportato nel computo. Per maggiori dettagli, si veda Crossley e Winter (2015). Quindi, i dati ISTAT si adattano bene all'analisi dell'incidenza della povertà nel tempo a livello aggregato, dal momento che i dati sono disponibili a cadenza annuale contro i dati a cadenza biennale della Banca d'Italia, e all'approfondimento dell'analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie, avendo a disposizione delle voci di spesa molto dettagliate, mentre i dati della Banca d'Italia sono utilizzabili per un'analisi longitudinale dell'incidenza della povertà e per il confronto delle stime della povertà a seconda se si utilizza la variabile reddito o consumi.

Non si ritiene, invece, necessario l'utilizzo dei dati dell'Eurostat per raggiungere gli scopi della ricerca, dato che, sebbene l'analisi della povertà sia uno degli obiettivi dell'indagine, gli indicatori forniti sono comunque ricavabili dalle altre due indagini con un orizzonte temporale più lungo.

1.2 La misura della povertà: la variabile e l'unità statistica di riferimento

In questo paragrafo, si utilizza la letteratura relativa alle misurazione della povertà per giustificare le scelte effettuate per la costruzione degli

indicatori di povertà e dell'incidenza della povertà utilizzati nel capitolo successivo per ottenere delle serie storiche sull'incidenza della povertà. In particolare, le due scelte per la costruzione di un indicatore di povertà unidimensionale sono la variabile che misura la ricchezza, generalmente reddito o consumo, e l'unità statistica a cui fare riferimento, ovvero se analizzare una povertà individuale o familiare.

1.2.1 Variabile di riferimento: reddito o consumo

Secondo le linee guida fornite dalla World Bank per l'indagine *Living standard measurements studies* (2014), è possibile misurare la povertà tramite due variabili *proxy*, il reddito e i consumi. Per questa analisi, la scelta ricade sui consumi, sia per i vantaggi che ha rispetto all'utilizzo del reddito, sia perché dà l'opportunità di utilizzare sia i dati dell'ISTAT che della Banca d'Italia utilizzando lo stesso indicatore. Infatti, per l'*Indagine dei consumi delle famiglie* non sono disponibili i dati relativi ai redditi delle famiglie sottoforma di microdati.

Per poter scegliere tra reddito e consumo bisogna tener conto dei vantaggi e degli svantaggi tra le due variabili. Tra i suoi vantaggi, il reddito misura l'accesso alle risorse e quindi il consumo potenziale possibile, ma non tiene conto delle scelte individuali, dal momento che una famiglia sceglie quanta parte di reddito destinare al consumo, in base sia a scelte legate alla soddisfazione dei propri bisogni, sia a vincoli esterni. D'altra parte, il reddito non tiene conto della capacità delle famiglie di raggiungere un livello di consumo superiore alle proprie risorse di partenza, attingendo a un credito al consumo a

trasferimenti governativi (Atkinson, 1991). I consumi, inoltre, non tengono conto della situazione patrimoniale delle famiglie, dal momento che non ne sono influenzati (Meyer & Sullivan, 2003). Il reddito, inoltre, è più facile da rilevare, ma spesso è sottostimato a causa della reticenza da parte delle famiglie di dare informazioni in merito o all'effetto memoria. C'è da notare, però, che anche i consumi sono influenzati dall'effetto memoria se rilevati tramite intervista. I vantaggi dei consumi, invece sono che essi riflettono il reddito permanente e catturano le prospettive di lungo termine di una famiglia meglio del reddito corrente (Cutler, 1991), (Poterba, 1991), (Slesnick, 1993), catturano l'effetto del risparmio attraverso il possesso di beni durevoli, riflettono il comportamento delle famiglie in funzione dei trasferimenti privati e pubblici e sulla possibilità dell'accesso al credito (Meyer & Sullivan, 2003), sono disaggregabili e riflettono i bisogni che le famiglie intendono soddisfare (Meyer & Sullivan, 2011), riescono a catturare meglio la condizione di benessere delle famiglie rispetto al reddito, dal momento che un basso livello di consumi costituisce una forma di deprivazione peggiore rispetto a un basso reddito (Meyer & Sullivan, 2007).

Sebbene reddito e consumi hanno la possibilità di catturare aspetti diversi, in letteratura non c'è una misura preferibile per misurare la povertà. Tuttavia alcuni studi riferiti alle famiglie statunitensi dimostrano che le stime della povertà ottenute tramite il reddito e tramite i consumi, pur avendo livelli diversi, hanno comunque trend simili (Hoynes, Page, & Stevens, 2006) oppure che hanno sia livelli che trend diversi (Joint Economic Committee Democrats (JEC), 2004).

Meyer e Sullivan (2011) ricostruiscono le serie storiche della povertà per le famiglie degli Stati Uniti utilizzando i dati relativi al reddito e ai consumi e differenti definizioni di povertà dal 1960 al 2008. Dai dati risulta che mentre la povertà assoluta si riduce costantemente, la povertà relativa ha un andamento fluttuante. Inoltre, il gap di povertà relativa si muove in direzioni diverse a seconda se è misurata tramite il reddito o tramite il consumo, dal momento che la prima tende a crescere nel tempo, la seconda a ridursi. Sia il tasso di povertà che il gap di povertà individuale tendono a ridursi in misura maggiore se misurate con i consumi anziché col reddito e, sapendo che i consumi sono una misura più accurata per la stima della povertà, gli autori ritengono preferibile utilizzarla. Inoltre, ci sono due possibili spiegazioni per la maggiore accuratezza dei consumi rispetto al reddito come variabile di stima della povertà. La prima è quella relativa agli errori di misura, l'altra è relativa alle scelte di risparmio. Da notare, inoltre, che le differenze di stima tra reddito e consumo determinate dagli errori di misura sono maggiori per la parte bassa della distribuzione e ciò influenza inevitabilmente la costruzione delle soglie di povertà e quindi la stima della povertà stessa. Per il caso italiano, sarebbe possibile confrontare le stime dell'incidenza della povertà calcolata con il reddito disponibile equivalente e i consumi equivalenti utilizzando i microdati della Banca d'Italia, utilizzando la metà del reddito o dei consumi mediani equivalenti, calcolati con la scala di equivalenza adottata dalla Banca d'Italia. In questo modo, si potrebbero avere delle stime dell'incidenza della povertà calcolate con misure di benessere differenti sulle stesse famiglie.

1.2.2 Unità statistica di riferimento: individuo o famiglia

L'unità statistica di riferimento scelta per le analisi è la famiglia, in quanto, secondo quanto emerge dalla letteratura, la povertà italiana è di natura familiare, caratteristica che condivide con gli altri paesi dell'Europa mediterranea. Vediamo infatti contrapporre due tipi di modelli di povertà europea: quello mediterraneo, in cui la tipica famiglia povera è quella con un numero elevato di membri, generalmente con entrambi i genitori, figli a carico e un unico reddito a disposizione, e quello mitteleuropeo, in cui la tipica famiglia povera è costituita dalla persona sola, generalmente anziano, o dalla famiglia monoparentale, generalmente le madri sole con uno o più figli a carico (Morlicchio, 2012); (Saraceno, 2015).

Per questo motivo, sebbene i fattori che determinano la povertà individuale possano essere interessanti, preferiamo concentrare l'analisi sulla povertà familiare². La questione della natura familiare del modello di povertà italiano sarà trattata più dettagliatamente nel prossimo capitolo, in cui saranno presentate le caratteristiche del modello di povertà italiano.

² Il rapporto tra povertà individuale e povertà familiare è di particolare rilevanza nel caso dei *working poor*. La condizione di povertà di questi ultimi, infatti, può dipendere dal basso salario (povertà individuale) o dal carico familiare che rende insufficiente un salario che altrimenti collocherebbe l'individuo al di sopra della soglia di povertà (povertà familiare).

1.3 Operazioni preliminari sui dati

In questo paragrafo, si riportano i riferimenti, prevalentemente provenienti dalle note metodologiche dell'ISTAT sull'*indagine sui consumi delle famiglie*, e le procedure utilizzate per il calcolo della variabile indicatrice della povertà della famiglia e della variabile di incidenza della povertà a partire dai microdati. Per farlo, abbiamo costruito delle apposite routine di programmazione statistica, utilizzando il linguaggio R. Le due variabili saranno utilizzate nel capitolo successivo per la costruzione delle serie storiche sull'incidenza della povertà per sottocategorie di famiglia non immediatamente disponibili dalla banca dati dell'ISTAT:

C'è da sottolineare che, essendo le analisi dei tre capitoli successivi realizzate tramite analisi secondarie da fonti ufficiali, non è stato necessario alcun trattamento sui dati mancanti sia per i dati ISTAT che per i dati della Banca d'Italia, dal momento che il trattamento è già realizzato dai due istituti prima della pubblicazione dei dati.

1.3.1 Ricostruzione delle categorie di famiglia

Per l'indagine dell'ISTAT, l'unità di riferimento è la famiglia di fatto, quindi si considerano le convivenze senza tener conto dei legami giuridici. Nella rilevazione, l'ISTAT distingue tra le seguenti tipologie di famiglia: a) persona sola, ovvero una famiglia composta dal solo capofamiglia; b) coppia senza figli, ovvero una famiglia composta da capofamiglia e coniuge o convivente; c) coppia con almeno un figlio,

ovvero una famiglia composta da capofamiglia, coniuge o convivente e uno o più di un figlio senza altri componenti; d) famiglia monogenitoriale, ovvero una famiglia composta dal capofamiglia e uno o più figli, senza alcun altro adulto. Le famiglie che non appartengono a queste tipologie formano un'ultima categoria residuale.

Queste categorie di famiglia saranno le categorie di riferimento per tutte le successive analisi. Per gli anni dal 2002 al 2013, l'ISTAT mette a disposizione la variabile relativa alle categorie di famiglia già a livello di microdati, mentre, per le indagini dal 2001 a ritroso, abbiamo costruito la variabile tenendo conto della numerosità della famiglia e delle relazioni di parentela con il capofamiglia. Per maggiori dettagli sulla costruzione delle categorie di famiglia si veda l'Appendice A.

1.3.2 Stima della soglia di povertà secondo la procedura definita dall'ISTAT

Per il calcolo della soglia della povertà relativa, l'ISTAT fa riferimento all'ISPL, così come definita da World Bank (2014), ovvero il consumo mediano, calcolato su tutte le famiglie del campione, come soglia di riferimento per una famiglia di due componenti. A partire da questa soglia, sono calcolate le soglie equivalenti per famiglie di diversa numerosità, utilizzando una scala di equivalenza, ovvero dei coefficienti di correzione per la soglia di povertà, che assegna un peso legato al numero di componenti della famiglia, al fine di tenere conto delle possibili economie o diseconomie di scala che si realizzano all'interno

delle diverse tipologie di famiglie. L'ISTAT utilizza come scala di equivalenza la scala di Carbonaro, i cui coefficienti sono riportati nella seguente tabella:

TAB. 1.2: *Scala di equivalenza Carbonaro*

Numero di componenti	Coefficiente di equivalenza
1	0,60
2	1,00
3	1,33
4	1,63
5	1,90
6	2,16
7 o più	2,40

Fonte: ISTAT

Ciò significa che per una famiglia di una sola persona la soglia di povertà è il 60% del reddito mediano, per una famiglia di tre componenti il 133% e così via.

La seguente tabella riporta le soglie di povertà, espresse in lire per gli anni dal 1997 al 2000, e in euro per gli anni dal 2001 al 2013 per l'indagine dei consumi delle famiglie dell'ISTAT.

TAB. 1.3: *Soglie di povertà utilizzate dall'ISTAT per gli anni 1997-2013*

	1997*	1998*	1999*	2000*	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
uno	856882	884149	895389	941275	488.73	493.3	524.84	551.99	561.95	582.2	591.81	599.8	589.81	595.48	606.62	594.53	583.51
due	1430521	1476042	1492315	1568791	814.55	822.17	874.74	919.98	936.58	970.34	986.35	999.67	983.01	992.46	1011.03	990.88	972.52
tre	1909746	1970516	1984779	2086492	1083.36	1093.49	1163.4	1223.57	1245.65	1290.55	1311.85	1329.56	1307.4	1319.97	1344.67	1317.87	1293.45
quattro	2334610	2408901	2432473	2557129	1327.72	1340.14	1425.83	1499.57	1526.63	1581.65	1607.75	1629.46	1602.31	1617.71	1647.98	1615.13	1585.21
cinque	2725143	2811860	2835399	2980703	1547.65	1562.12	1662.01	1747.96	1779.5	1843.65	1874.07	1899.37	1867.72	1885.67	1920.96	1882.67	1847.79
sei	3075620	3173490	3208477	3388589	1759.43	1775.89	1889.44	1987.16	2023.01	2095.93	2130.52	2159.29	2123.3	2143.71	2183.82	2140.3	2100.64
sette o più	3434681	3543977	3581556	3765098	1954.93	1973.21	2099.38	2207.95	2247.79	2328.82	2367.24	2399.21	2359.22	2381.9	2426.47	2378.11	2334.05

* Soglie in lire

Fonte: ISTAT

Per il calcolo della soglia di povertà, l'ISTAT esclude alcune voci di spesa (spese per mutui, restituzione prestiti, manutenzione straordinaria, assicurazione sulla vita e rendite vitalizie), in quanto queste voci non hanno valore di consumi, ma di investimenti. Inoltre, l'ISTAT permette di stimare il totale dei consumi della popolazione, tramite un sistema di pesi, indicati con COEFF nella base dati, che a ogni famiglia associa un peso, che indica il numero di famiglie con le stesse caratteristiche che non sono presenti nel campione.

Per esempio per l'anno 2010 (ISTAT, Anni vari):

“Il coefficiente annuale di riporto all'universo (che si ottiene dividendo per quattro il coefficiente trimestrale) è contenuto, per ciascun record, nella variabile “COEFF” e corrisponde al peso che ogni unità campionaria ha nella popolazione di riferimento. Ad esempio, se in un record il valore della variabile “COEFF” è pari a 1.853, significa che le informazioni riguardanti la famiglia intervistata, per effetto del campionamento, sono riferite ad altre 1.852 famiglie residenti in Italia nel 2010. Quindi, ponderando per il valore di tale coefficiente le spese della famiglia intervistata, si ottengono stime riferite anche alle altre 1.852 famiglie che non sono state intervistate.”

Il peso è dato dall'inverso di una combinazione della probabilità di inclusione e di variabili relative al numero di famiglie residenti per

regione, alla popolazione residente per regione, alla popolazione residente per sesso e ripartizione geografica e alla popolazione residente per classi d'età e ripartizione geografica.

La probabilità di inclusione nel campione per la i -esima famiglia dipende dal disegno di campionamento. L'ISTAT utilizza un campionamento a due stadi, in cui le unità di primo stadio sono i comuni e le unità di secondo stadio le famiglie.

Per la selezione delle unità di primo stadio si ricorre a una stratificazione secondo il tipo di comune, la ripartizione geografica e la dimensione demografica. Si distingue tra comuni autorappresentativi, la cui probabilità di inclusione è 1, ovvero i 103 capoluoghi di provincia più altri 4 comuni non capoluogo che partecipano all'indagine ogni mese, e comuni non autorappresentativi, la cui probabilità di inclusione dipende dalla stratificazione.

Per le unità di secondo stadio si utilizza un passo di campionamento, quindi la probabilità di inclusione è la stessa per ogni famiglia residente nello stesso comune.

Dato che nel campionamento stratificato la probabilità di inclusione è l'intersezione della probabilità di inclusione di primo stadio e della probabilità di inclusione di secondo stadio, la probabilità di inclusione per la i -esima famiglia residente nel j -esimo comune è la seguente:

$$\pi_{ij} = \begin{cases} 1 \frac{1}{m_j}, & \text{se il comune è autorappresentativo} \\ \pi_j \frac{1}{m_j}, & \text{se il comune non è autorappresentativo} \end{cases} \quad (1.3.1)$$

Dove:

π_j è la probabilità di inclusione del j -esimo comune;

m_j è il numero di famiglie residenti nel j -esimo comune.

Per la costruzione dell'indicatore dell'incidenza della povertà si procede come segue. Una volta scelta la soglia di povertà, in questo caso i consumi mediani, si selezionano dalla base dati le voci di spesa che concorrono alla formazione della soglia. Si escludono, cioè, le voci di spesa spese per mutui (variabile C_9412 della base dati), restituzione prestiti (variabile C_9413 della base dati), manutenzione straordinaria (formati da due gruppi di variabili della base dati, da C_3207 a C_3212 per l'abitazione principale e da C_3227 a C_3232 per la altre abitazioni a disposizione della famiglia), assicurazione sulla vita (variabile C_9401 della base dati) e rendite vitalizie (variabile C_9411 della base dati).

Una volta definita la spesa totale per consumi per l' i -esima famiglia, indicata con C_i , si mette a confronto con soglia di povertà di riferimento per la stessa famiglia, calcolata, come precedentemente osservato, sulla base del numero dei componenti, indicata con Cp_i , e definiamo la variabile indicatrice della povertà I_i , ovvero:

$$I_i = \begin{cases} 1, & \text{se } C_i \leq Cp_i \\ 0, & \text{se } C_i > Cp_i \end{cases} \quad (1.3.2)$$

In questo modo è possibile calcolare il totale delle famiglie povere in Italia, utilizzando la somma ponderata della variabile I_i e il coefficiente di riporto all'universo w_i :

$$P = \sum_{i=1}^n I_i w_i \quad (1.3.3)$$

Inoltre, è possibile calcolare l'incidenza della povertà come segue:

$$p = \frac{\sum_{i=1}^n I_i w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (1.3.4)$$

Dove:

I_i è la variabile indicatrice della povertà;

w_i è il coefficiente di riporto all'universo.

Vale a dire il rapporto tra il numero di famiglie al di sotto della soglia di povertà e il totale delle famiglie in Italia.

Seguendo questa procedura, è possibile calcolare l'incidenza della povertà anche per le sottopopolazioni di interesse, facendo riferimento alle variabili che, secondo la letteratura, influiscono sull'incidenza della povertà delle famiglie. Per calcolare la variabile indicatrice di povertà I_i e le variabili del totale dei poveri P e dell'incidenza della povertà p si utilizza il software R, le cui routine di calcolo sono riportate nell'Appendice A:

1.4 Conclusioni e sviluppi successivi

L'analisi della povertà in Italia dispone di differenti fonti ufficiali a cui attingere, ognuna delle quali pone l'accento su un aspetto diverso della condizione economica e dello stile di vita delle famiglie o degli individui e utilizza un indicatore di povertà diverso. Per ognuno degli obiettivi posti, è possibile utilizzare una fonte diversa, pur utilizzando lo stesso indicatore di povertà, dal momento che, pur utilizzando differenti campioni, la popolazione di riferimento è sempre la stessa. L'indicatore scelto è quello della povertà rispetto ai consumi, calcolata come il reddito mediano per una famiglia di due persone, dal momento che, seppur a un livello di approfondimento diverso, tutte le analisi della ricerca fanno riferimento ai consumi delle famiglie.

Nel secondo capitolo si presenta il modello di povertà italiano, attraverso la letteratura derivante dalle indagini che nel corso del tempo hanno delineato i fattori determinanti del rischio di povertà in Italia e tramite l'analisi delle serie storiche sull'incidenza della povertà in Italia, sulla base dei principali fattori di rischio, individuati sulla base della letteratura e dell'evidenza empirica, e sui comportamenti di consumo delle famiglie, selezionando le voci di spesa relative alle spese in beni durevoli e spese di natura finanziaria. Le serie storiche sulla povertà fanno riferimento agli anni dal 1997 al 2013 nel caso di dati elaborati dai microdati e dal 1997 al 2016 nel caso delle serie storiche messe a disposizione dall'ISTAT nella sua banca dati. Queste analisi, di natura descrittiva, saranno la base informative per i modelli da stimare nei capitoli successivi, relativi all'analisi dei cambiamenti nei

comportamenti di consumo delle famiglie in seguito alla crisi, sulla base delle relative condizioni finanziarie, e all'analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà prima e dopo la crisi. L'analisi delle serie storiche sarà d'aiuto nella scelta delle variabili da inserire nei modelli, dal momento che permette di individuare se ci sono stati dei cambiamenti nei fattori che determinano l'incidenza della povertà delle famiglie italiane.

Capitolo 2

Il modello di povertà italiano nelle serie storiche dell'ISTAT

2.1 Il modello di povertà italiano nella letteratura statistica e sociologica

I fattori di rischio di povertà sono noti e persistenti nel tempo, al punto che si può parlare di un modello italiano di povertà. In questo capitolo si analizzano i principali fattori di rischio di povertà, partendo dalle prime indagini degli anni '50 fino agli anni della crisi finanziaria, che ha messo in discussione le peculiarità del rischio di povertà, introducendo nuove forme di povertà e nuovi fattori di rischio. L'analisi è strutturata come segue: il primo paragrafo riguarda la letteratura sulle indagini sulla povertà in Italia e l'individuazione dei fattori di rischio già noti,

che hanno caratterizzato questo fenomeno per più di cinquant'anni, e dei nuovi fattori di rischio, che sono emersi negli ultimi anni; il secondo riguarda l'analisi delle serie storiche sull'incidenza della povertà, distinguendo tra le serie storiche pubblicate dall'ISTAT, che fanno riferimento a un unico fattore di rischio, e le serie storiche costruite a partire dai microdati dell'ISTAT, che tengono degli effetti congiunti di due fattori di rischio tra quelli più rilevanti; il terzo paragrafo riguarda l'analisi delle serie storiche sui comportamenti di consumo per alcune categorie di spesa, costruite i microdati della stessa indagine ISTAT, utili per indirizzare gli sviluppi del capitolo successivo in merito alla scelta delle variabili da inserire nel modello.

2.1.1 L'inchiesta sulla miseria in Italia

In Italia, il primo tentativo di rilevare la povertà è stata l'Inchiesta sulla miseria in Italia e sui mezzi per combatterla del 1952, condotta da un'apposita commissione tramite delibera della Camera dei Deputati del 12 ottobre e terminata con una relazione pubblicata nel giugno del 1953. L'indagine perseguiva tre fini: a) verificare le condizioni di miseria in cui viveva all'epoca la popolazione italiana, non essendoci stati in precedenza tentativi di rilevazione rigorosi, né quantitativi, né qualitativi; b) individuare gli strumenti utilizzati dallo Stato e dagli enti locali e parastatali per contrastare le condizioni di miseria, il loro volume di spesa e la distribuzione nel territorio; c) analizzare la legislazione italiana in merito al fenomeno al fine di ricavarne dei criteri per una riorganizzazione più efficiente delle politiche di assistenza

(Ruffolo, 1954). L'indagine riguardava cinque differenti aree di analisi: a) l'indagine quantitativa sulle condizioni di vita delle famiglie e sui bilanci delle famiglie povere, in collaborazione con l'Istituto centrale di Statistica; b) lo studio delle possibili riforme da attuare alla situazione legislativa allora vigente; c) l'indagine sul funzionamento degli enti pubblici in merito all'assistenza delle famiglie povere; d) l'accertamento e l'entità delle misure assistenziali; e) le inchieste speciali su particolari aree del territorio considerate depresse ovvero la montagna alpina, il delta del Po, le aree montane dell'Abruzzo, Puglia, Basilicata, Calabria e Sardegna e le aree suburbane di Roma, Milano e Napoli. L'indagine, inoltre, è stata pubblicata in quattordici volumi: relazione generale (volume I); indagini tecniche (volumi II-V); indagini delle delegazioni parlamentari (volumi VI-VII), monografie (volumi VIII-XII), documentazioni riguardanti gli organi di assistenza e beneficenza (volume XIII) e inchiesta a carattere comunitario (volume XIV). Dall'indagine, inoltre, furono ricavati un cortometraggio e un lungometraggio. Ulteriori informazioni sullo svolgimento dell'indagine sono disponibili nell'archivio della Camera dei Deputati.

L'indagine statistica condotta in collaborazione con l'Istituto centrale di Statistica relativa alle condizioni di vita delle famiglie e ai bilanci delle famiglie povere, fu la prima fonte realmente disponibile sul fenomeno della povertà in Italia, dal momento che precedentemente erano disponibili solo informazioni frammentarie e i dati del censimento del 1951 erano ancora in fase di elaborazione. Inoltre, rappresentarono un'innovazione dal punto di vista metodologico, dato che per la prima volta si utilizzavano criteri di indagine rigorosi, così come accadeva

nelle *social surveys* anglosassoni (Saraceno, 2015). Utilizzando tre criteri, ovvero il regime alimentare, determinato dai consumi di carne, zucchero e vino, l'abbigliamento, ovvero la disponibilità di calzature, e l'abitazione, ovvero il grado di affollamento, è stato possibile classificare le famiglie in base alle condizioni di vita, tramite dieci gradi di benessere delle famiglie, raggruppati in quattro classi "misero", "disagiato", "medio", "elevato", da cui risultava che quasi un quarto delle famiglie rientrava nella classe più bassa (Cao-Pinna, 1953). Inoltre, risultava che la povertà non era solo più largamente diffusa nel Mezzogiorno, ma era anche più grave a parità di altre condizioni (Braghin, 1978). Infatti l'85% delle famiglie classificate misere e il 70% delle famiglie classificate disagiate risiedeva nel Mezzogiorno.

2.1.2 Le indagini successive

Negli anni Sessanta le ricerche in merito alle condizioni di vita delle famiglie riguardavano principalmente le condizioni degli immigrati che dalle campagne del Mezzogiorno si spostavano nelle aree industriali del Nord. Degna di nota è la ricerca di natura biografica di Franco Alasia e Danilo Montaldi, Milano, Corea (1960) e di Goffredo Fofi, L'immigrazione meridionale a Torino (1964). Per maggiori dettagli su queste indagini si veda Morlicchio (2012).

Solo verso la fine degli Settanta e negli anni Ottanta ci sono dei veri e propri tentativi di stima della povertà, seguendo il filone di ricerca sulle indagini sulla povertà che stava prendendo piede in tutta Europa. Un importante contributo all'analisi della povertà in Italia è stata data dalla

istituzione, da parte della Presidenza del Consiglio dei Ministri, della Commissione d'indagine sulla povertà, il cui presidente fu Ermanno Gorrieri e che pubblicò nel 1985 un rapporto noto in letteratura come "Rapporto Gorrieri". Per la prima volta, si dà una definizione vera e propria di povertà, secondo cui è povera quella *"quota di popolazione che vive con un ammontare di risorse inferiore alla disponibilità media di un determinato paese in un determinato periodo"*, ovvero la definizione di povertà relativa sulla base dei consumi, mentre le indagini fino ad allora realizzate negli altri paesi europei utilizzavano come misura di ricchezza il reddito. Inoltre, l'indagine è una novità dal punto di vista dell'analisi della povertà perché, per la prima volta in Italia, richiama l'attenzione sul concetto di povertà relativa e quindi sulla povertà non solo come indigenza, ma anche come difficoltà a mantenere un tenore di vita medio rispetto al contesto di riferimento. Per l'analisi utilizza i dati dell'indagine sui consumi delle famiglie dell'ISTAT. Secondo il rapporto, il 5% circa delle famiglie italiane vive in condizioni di povertà estrema, mentre tra la quota di popolazione al di sotto della soglia di povertà relativa è intorno al 10%. Inoltre, il rapporto individua le tipologie di famiglie maggiormente soggette al rischio di povertà: anziani soli, giovani senza lavoro, coppie senza abitazione, ammalati, invalidi, famiglie numerose (Santini, 1986). Inoltre, sempre secondo il rapporto, la povertà è maggiormente diffusa nelle famiglie del Mezzogiorno, circa il 60% del totale delle famiglie povere, e nelle famiglie numerose. La maggior diffusione della povertà nelle famiglie povere nel Mezzogiorno è probabilmente dovuta al maggior numero di famiglie numerose ivi presenti.

2.1.3 Le caratteristiche del modello di povertà italiano

In Italia, il rischio di povertà è determinato da fattori peculiari e persistenti nel tempo, al punto che, secondo Morlicchio (2012), è possibile definire un modello di povertà italiano, così come fatto precedentemente da Pugliese (1993) per la disoccupazione. Facendo riferimento non solo ai risultati delle indagini precedentemente citate, ma a quelli che periodicamente pubblica l'ISTAT tramite le relative indagini, si possono individuare tre caratteristiche del modello di povertà italiano.

La prima è il carattere familiare della povertà in Italia, dal momento che le famiglie numerose, in particolare quelle in cui sono presenti molti figli a carico, hanno un rischio di povertà maggiore rispetto alle famiglie senza figli o con al massimo un figlio, condizione ancora più grave nel caso in cui nella famiglia sia presente un solo genitore. Al contrario, le famiglie formate da una sola persona sono quelle il cui rischio di povertà sembra non destare particolari preoccupazioni. Secondo Sgritta (2010) il carattere familiare della povertà ha una funzione solidaristica, ovvero ogni componente della famiglia contribuisce al sostentamento della stessa attraverso le proprie entrate. Quindi spesso la povertà è il frutto della redistribuzione delle risorse all'interno della famiglia dai percettori di reddito verso gli altri componenti. Il carattere familiare della povertà emerge già nella seconda metà degli anni novanta, in cui, secondo l'analisi condotta dalla Commissione di indagine sulla povertà e sull'esclusione sociale (2002), il rischio di povertà è maggiore per i minori che per gli anziani. Secondo Saraceno (2015) ciò è dovuto a un

sistema sociale che utilizza gran parte delle risorse per il sistema pensionistico, basato sul sistema retributivo, che ha permesso a chi ha avuto un lavoro regolare per lungo tempo di mantenere un buon livello di reddito al momento del pensionamento e quindi di ridurre il rischio di povertà per le persone anziane, lasciando poco spazio alle politiche di inserimento e reintegro nel lavoro, nonché alle politiche di sostegno dirette o indirette dei familiari a carico.

La seconda caratteristica è l'area geografica di residenza. Il rischio di povertà, a parità di altre condizioni, è maggiore nel Mezzogiorno rispetto alle altre aree, sia in termini di numerosità che di intensità della povertà. Ciò significa che non solo il numero di famiglie povere è maggiore nel Mezzogiorno, ma queste famiglie trovano anche in condizioni peggiori rispetto alle altre famiglie povere. Ciò è dovuto a una maggiore disuguaglianza all'interno dell'area rispetto al Centro-Nord (Brandolini & Torrini, 2010). Queste differenze hanno portato a ipotizzare la presenza di differenti modelli di povertà nel Centro-Nord e nel Mezzogiorno. In realtà, in entrambi i casi, la povertà è legata alle famiglie numerose, spesso con un solo reddito o prive di reddito, e questo tipo di famiglie è prevalente nel Mezzogiorno. La combinazione di tipologia di famiglia e area geografica di residenza ha conseguenze particolarmente gravi sul rischio di povertà, tanto è vero che, secondo quanto scrivono Amendola *et al.* (2011):

“Un bambino che nasce oggi a sud del quarantaduesimo parallelo del territorio nazionale ha un rischio superiore del 300% di vivere in povertà rispetto a un coetaneo che nasce a nord di questa linea immaginaria.”

La terza caratteristica è la condizione occupazionale. Le famiglie il cui capofamiglia è disoccupato o non ha un lavoro regolare, caratteristica diffusa più nel Mezzogiorno che nelle altre aree, sono a maggior rischio di povertà. Questa condizione è aggravata dal fatto che spesso il reddito da lavoro del capofamiglia costituisce l'unica entrata familiare e da politiche sociali inadeguate (Saraceno, 2015). Tuttavia, il carattere familiare della povertà italiana tende a sottostimare l'effetto della disoccupazione e il problema della povertà giovanile. Infatti, spesso i giovani che si trovano in condizione di povertà a causa delle difficoltà di inserimento del mercato del lavoro non emergono perché parte di famiglie il cui capofamiglia è occupato e con un reddito in grado di garantire che la famiglia non si trovi in condizione di povertà. Inoltre, ciò tende a nascondere anche il fenomeno dei poveri da lavoro, ovvero quelle persone che pur lavorando non percepiscono un reddito sufficientemente alto da essere fuori dalla condizione di povertà. Il fenomeno dei poveri da lavoro è notevolmente aumentato alla fine degli anni 2000. Ciò perché la crisi ha colpito prevalentemente gli estremi della distribuzione, colpendo i più ricchi nei redditi da capitale e i più poveri nel reddito da lavoro. Quindi, nonostante non sia aumentata la disuguaglianza nei redditi, la condizione di chi già si trovava in condizione di povertà o era a rischio di povertà è peggiorata, ma risulta

difficile da rilevare in quanto la povertà dipende dalla distribuzione complessiva, essendo misurata dalla mediana dei redditi, quindi i cambiamenti della soglia hanno nascosto il peggioramento delle condizioni di alcune famiglie che altrimenti sarebbero risultate povere. Inoltre, anche la povertà misurata come livello di consumi è stata celata dalla propensione al risparmio delle famiglie. Le famiglie, per mantenere lo stesso livello di consumi a seguito della crisi, hanno eroso i risparmi, nell'aspettativa che si trattasse di una condizione temporanea. Ciò ha ritardato di qualche anno le conseguenze sull'aumento della condizione di povertà, che emerge dai dati solo nel 2012, ma è conseguenza della combinazione del peggioramento della condizione occupazionale, dell'erosione dei risparmi e della carenze delle politiche di sostegno ai redditi (Saraceno, 2015). Carrieri (2012) propone una stima dei poveri da lavoro utilizzando i dati dell'indagine EU-SILC per l'Italia per gli anni dal 2004 al 2008, individuando il numero di individui occupati che si trova al di sotto della soglia di povertà, definita come il 60% del reddito disponibile equivalente, per tenere conto anche del carico familiare. Dall'analisi risulta che circa il 12% dei lavoratori si trova in condizione di povertà secondo la soglia di cui sopra, ma emergono due tipologie differenti di poveri da lavoro, la prima è quella dei giovani il cui reddito è sempre inferiore alla soglia di povertà, indipendentemente dal carico familiare, e costituisce circa il 35% dei poveri da lavoro, mentre il restante 65% è costituito da lavoratori di mezza età che, pur avendo un reddito al di sopra della soglia di povertà, si trova in condizioni di povertà a causa del carico familiare. Inoltre il lavoro individua quali sono i fattori che influenzano

il rischio di povertà e la sua persistenza relativamente al reddito da lavoro, utilizzando un modello *probit* con variabili relative alle condizioni socio-demografiche, lavorative e l'area di residenza. Dal modello risulta che l'età, il livello di istruzione e l'area geografica di residenza sono determinanti per cadere in condizione di povertà da lavoro.

In merito ai cambiamenti nell'incidenza della povertà prima e dopo la crisi, Baldini e Ciani (2011) propongono uno studio di simulazione utilizzando i dati dell'indagine EU-SILC per l'Italia. Dato che l'indagine utilizza una soglia di povertà basata sui redditi, si stima il reddito equivalente delle famiglie per l'anno 2010 ipotizzano tre scenari: il primo è che la distribuzione dei redditi non cambi in seguito alla crisi; il secondo tiene conto dei cambiamenti nell'occupazione e delle politiche integrative, come la cassa integrazione guadagni; il terzo tiene conto di come sarebbe cambiata la distribuzione dei redditi in seguito alla crisi senza le politiche sociali. Dalle simulazioni risulta che i giovani lavoratori sono la categoria più colpita dalla crisi, in particolare quelli con un basso livello di istruzione e stranieri e le politiche sociali, quali l'estensione della cassa integrazione guadagni, ha agevolato solo i lavoratori del Nord, di mezza età e cittadini italiani, ovvero le categorie di lavoratori che già avevano un rischio minore di povertà.

Algieri e Aquino (2011) individuano i fattori determinanti per il rischio di povertà in Italia per gli anni dal 1992 al 2008 utilizzando un modello econometrico noto in letteratura come modello PSS, che misura il rischio di povertà in funzione della condizione occupazionale, delle politiche sociali e del livello di istruzione, utilizzando i dati

dell'indagine EU-SILC. Dal modello risulta che il rischio di povertà è maggiore nel Mezzogiorno rispetto alle altre aree e nelle aree dove il tasso di occupazione è molto basso.

Addabbo *et al.* (2010) confrontano gli effetti della crisi sul mercato del lavoro e sull'incidenza della povertà in Italia e negli Stati Uniti, utilizzando dei modelli *probit* per stimare la probabilità di cadere in condizione di povertà in base alla condizione occupazionale per l'anno 2007, al fine di individuare il rischio di diventare poveri da lavoro, utilizzando i dati dell'indagine EU-SILC per l'Italia. Oltre alle variabili relative alla condizione lavorativa, analizzano gli effetti delle variabili socio-demografiche e all'area geografica di residenza. Dal modello risulta che la probabilità di cadere in condizione di povertà è la più alta nel caso in cui non si ha mai avuto un lavoro, seguito dal caso in cui precedentemente si aveva un lavoro autonomo. I lavoratori dipendenti, invece, sono quelli che subiscono il minor incremento del rischio di povertà, e sono quindi esposti in misura minore al rischio di diventare poveri da lavoro. Inoltre, il rischio di povertà si riduce al crescere del titolo di studio, in caso di convivenza o matrimonio e in caso di un lavoro part-time, mentre è maggiore per i malati cronici e per gli abitanti del Mezzogiorno.

Gli studi sulla povertà che fanno uso di analisi longitudinali riguardano prevalentemente la persistenza. Devicienti e Gualtieri (2004) costruiscono un modello log-log longitudinale sui dati dell'indagine ECHP, per calcolare le probabilità di persistenza e di uscita dalla povertà per singoli individui per tutte le otto ondate dell'indagine, dal 1994 al 2001, in funzione di variabili socio-demografiche della famiglia

e individuali e della regione di residenza. Dall'analisi emerge che non è detto che chi cade in condizione di povertà ci resta permanentemente. Al contrario, circa la metà delle persone che cadono in condizione di povertà riescono ad uscire dalla povertà entro l'anno successivo, tuttavia un individuo povero resta in condizione di povertà mediamente quattro anni sui sette considerati. Inoltre, gli individui che sono a maggior rischio di cadere in condizione di povertà, hanno anche maggior difficoltà di uscita. Il numero di figli, il livello di istruzione, la condizione occupazionale e la ripartizione geografica sono determinanti per il rischio di cadere in condizione di povertà e nella difficoltà di uscita. In particolare, i componenti di famiglie numerose, di quelle il cui capofamiglia ha un basso livello di istruzione o non è occupato o vive nel Mezzogiorno ha un maggior rischio di povertà e maggior difficoltà a uscirne.

Relativamente, invece, all'analisi delle serie storiche sulla povertà, Bozzen, Guetto e Scherer (2015) analizzano gli effetti dell'ingresso delle donne nel mercato del lavoro sull'incidenza della povertà, in riferimento agli effetti dei cambiamenti delle strutture familiari in Europa. Il lavoro analizza le serie storiche sulla povertà relativa utilizzando i dati Eurostat, per nove paesi europei, da cui risulta che il rischio di povertà è maggiore per i paesi mediterranei, mentre è minore per i paesi dell'Europa centrale, che trova conferma nella relazione tra il rischio di povertà e la presenza di un forte sistema di protezione sociale. Inoltre, emerge che il doppio reddito non è un valido strumento di lotta alla povertà, dal momento che riguarda famiglie con già un elevato livello di reddito e culturale.

2.2 Il modello italiano di povertà: scelta delle fonti statistiche

Al fine di esplorare le caratteristiche del modello di povertà italiano nel tempo utilizziamo le fonti derivanti dalle indagini ISTAT. In particolare, le indagini a cui fare riferimento sono due: l'Indagine sui consumi delle famiglie, partita nel 1980 e con rilevazioni dal 1985 al 1994, per poi essere riformata nel 1997, e l'Indagine sulle spese delle famiglie, a partire dal 2014.

In particolare, utilizziamo due tipi di serie storiche. Le serie storiche del primo tipo rilevano l'incidenza della povertà rispetto a una sola variabile di interesse, già elaborate e messe a disposizione del pubblico dall'ISTAT, le altre rilevano l'incidenza della povertà relativa combinando due variabili di interesse, attraverso la ricostruzione delle serie storiche a partire dai microdati dell'ISTAT. Come noto, per il calcolo della soglia e dell'incidenza della povertà relativa, l'ISTAT fa riferimento all'ISPL calcolato su tutte le famiglie del campione, come soglia di riferimento per una famiglia di due componenti. C'è da notare che, nonostante le finalità per cui sono realizzate sono le stesse, il disegno di ricerca delle due indagini è profondamente diverso, al punto che l'ISTAT sconsiglia di confrontare direttamente le stime della povertà della prima indagine con quelle della seconda, per gli anni 2014 e 2015 (ISTAT, 2015). Per il secondo gruppo di serie storiche, quindi, faremo riferimento solo alla prima delle due indagini sui consumi, dato che, pur dovendo rinunciare ad analizzare le dinamiche più recenti del

fenomeno, sono rilevate per un periodo più lungo e ci permettono di individuare la stabilità del modello italiano di povertà. Le variabili utilizzate per l'analisi del modello di povertà italiano sono le seguenti: il carico familiare, distinto tra figli e anziani a carico; età del capofamiglia; tipologia di famiglia; ripartizione geografica. L'incidenza della povertà è calcolata secondo la procedura illustrata nel paragrafo 1.3 e realizzata con il software R, tramite routine di calcolo riportate nell'Appendice A.³

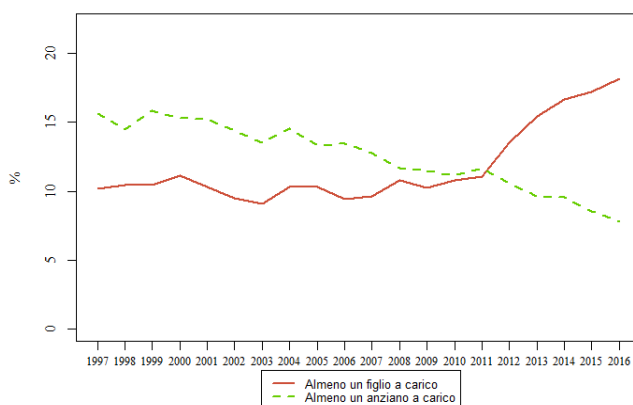
2.2.1 Serie storiche ISTAT

Le seguenti serie storiche sono elaborazioni delle serie storiche ricostruite dal 1997 al 2013 e delle serie storiche della nuova indagine sui consumi dal 2014 in poi.

La figura 2.1 analizza gli effetti del carico familiare sull'incidenza della povertà, distinguendo tra figli a carico e anziani a carico.

³ Parte di questo capitolo è in corso di pubblicazione. Si veda Carannante e Morlicchio (2017).

FIG. 2.1: Incidenza della povertà per carico familiare (%)



Fonte: ISTAT

Le due serie hanno un andamento opposto. Si può notare che, fino alla prima metà degli anni 2000, avere un figlio a carico non è un fattore di rischio della povertà, dal momento che l'incidenza della povertà è molto simile a quella del totale delle famiglie italiane, mantenendo un andamento pressoché costante, mentre, a partire dal 2005, la serie tende a crescere, superando nel 2008, l'incidenza del totale delle famiglie italiane, diventando così un fattore di rischio di povertà rilevante, e superando, nel 2011, anche l'incidenza della povertà per le famiglie con un anziano a carico e aumentando sempre più il divario negli anni successivi. Al contrario, avere un anziano a carico costituisce un fattore di rischio di povertà tra la fine degli anni '90 e gli inizi dell'anno 2000, ma l'incidenza tende a decrescere negli anni, livellandosi al totale della popolazione italiana negli ultimi anni della serie. In altri termini, avere un anziano a carico costituisce un fattore di rischio di povertà fino agli

anni della crisi di fine anni duemila, mentre smette di esserlo successivamente, mentre avere un figlio a carico diventa un fattore di rischio in seguito alla stessa crisi, con un ulteriore aggravamento negli anni del cosiddetto rimbalzo della crisi, in cui l'incidenza della povertà delle famiglie con un figlio a carico aumenta vertiginosamente. L'analisi dei familiari a carico come fattore di rischio di povertà aiuta a comprendere le politiche sociali adottate dallo stato italiano. Come sottolineato in precedenza, le politiche sociali si concentrano maggiormente sull'uscita del mercato del lavoro, con un sistema pensionistico che garantisce protezione dalla povertà alle persone anziane, piuttosto che all'inserimento nel mercato del lavoro o al sostegno dei familiari, penalizzando le famiglie con giovani che cercano lavoro o che non sono in età da lavoro (Saraceno, 2015).

La figura 2.2 riguarda l'età del capofamiglia. L'ISTAT considera giovane un capofamiglia fino a 35 anni e anziano con 65 anni o più. In questo caso, consideriamo solo le due categorie estreme, dal momento che la fascia di età tra i 35 e i 65 anni è quella soggetta alle politiche di contrasto in misura minore.

FIG. 2.2: Incidenza della povertà per età del capofamiglia (%)



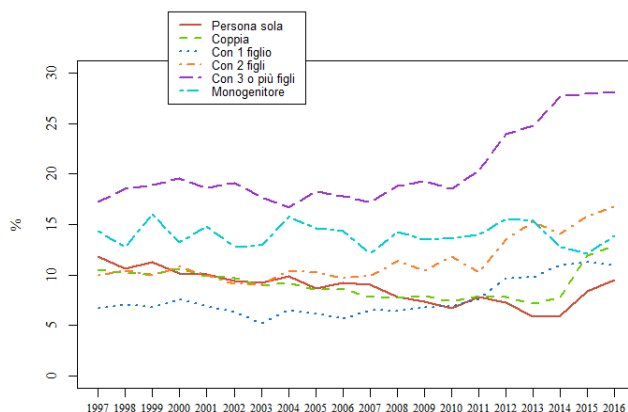
Fonte: ISTAT

Anche per l'età del capofamiglia l'incidenza della povertà non è costante nel tempo. Relativamente al capofamiglia con meno di 35 anni si può osservare un andamento crescente per tutto il periodo considerato, ma con un'incidenza della povertà inferiore rispetto al totale delle famiglie, che suggerisce che non si tratti di un fattore di rischio di povertà, fino al 2010, in cui l'incidenza della povertà supera quella del totale delle famiglie, con un andamento pressoché altalenante negli anni successivi, pur restando al di sopra dell'incidenza totale. Al contrario, per le famiglie con capofamiglia con più di 65 anni, l'incidenza della povertà tende a decrescere in tutto l'intervallo considerato, costituendo un fattore di rischio nella prima parte dell'intervallo, ovvero dalla fine degli '90 fino alla fine degli anni 2000, per poi scendere sotto il livello del totale delle famiglie nel 2012. In altri termini, gli effetti del rischio di povertà legati all'età del capofamiglia si

invertono in seguito alla crisi di fine anni 2000, dato che nel periodo precedente erano le famiglie con capofamiglia anziano a essere maggiormente a rischio, mentre successivamente il rischio si riduce per queste famiglie a sfavore delle famiglie con capofamiglia giovane, maggiormente a rischio rispetto alle altre famiglie italiane in seguito alla crisi. Anche in questo caso emerge che le politiche di contrasto alla povertà sono sbilanciate a favore delle famiglie con capofamiglia con più di 65 anni, che presentano un minor rischio di povertà rispetto alle famiglie con capofamiglia fino a 35 anni. Infatti, alcune politiche ampiamente utilizzate a livello europeo, come quelle a sostegno del costo dei figli o le politiche a sostegno dei redditi, sono quasi o completamente assenti in Italia (Saraceno, 2014).

La figura 2.3 riguarda la tipologia di famiglia. L'ISTAT definisce sei tipologie di famiglia: a) persona sola, b) coppia senza figli, c) coppia con un figlio, d) coppia con due figli, e) coppia con tre o più figli e f) famiglia monogenitoriale.

FIG. 2.3: Incidenza della povertà per tipologia di famiglia (%)



Fonte: ISTAT

Per tutto il periodo considerato, le famiglie con tre o più figli sono quelle a maggiore rischio di povertà. Ciò significa che avere una famiglia numerosa è sempre un fattore di rischio di povertà. Al contrario, la presenza di figli a carico non costituisce sempre un fattore di rischio di povertà, ma lo diventa a seguito della crisi di fine anni 2000. Come si può notare dal grafico, l'incidenza della povertà per le persone sole, per le coppie senza figli e per le coppie con due figli è pressoché simile fino ai primi anni 2000. A partire dal 2008, invece, le serie mostrano che avere almeno un figlio aumenta l'incidenza della povertà, con un aumento non solo per le famiglie con due figli, ma anche per quelle con un solo figlio, che, all'inizio della serie, hanno la più bassa incidenza di povertà tra le tipologie di famiglia considerate, superando anche quelle delle persone sole e delle coppie senza figli. Caso a parte, invece, è quello della famiglia monogenitoriale, che ha

un'incidenza della povertà più alta rispetto alle altre tipologie di famiglia, eccetto per quelle con tre figli o più, con un andamento costante per quasi tutto l'intervallo, con una lieve decrescita solo negli ultimi anni. In sintesi, prima della crisi avere dei figli non era una condizione determinante del rischio di povertà se non in combinazione con altri fattori, come la presenza di un solo genitore o l'essere parte di una famiglia numerosa. A seguito della crisi, invece, avere dei figli, anche uno solo, diventa un fattore di rischio di povertà a parità di altre condizioni. Ciò è una conferma del carattere familiare della povertà in Italia, dal momento che un nuovo componente familiare a carico aumenta il rischio di cadere in povertà di una famiglia.

La figura 2.4 riguarda l'area geografica in cui risiedono le famiglie. L'ISTAT utilizza la suddivisione in tre aree, Nord, Centro e Mezzogiorno

FIG. 2.4: *Incidenza della povertà per area geografica (%)*



Fonte: ISTAT

Dal grafico si può notare che l'incidenza della povertà resta pressoché costante in tutto il periodo considerato in tutte e tre le aree geografiche, salvo un lieve aumento nel Nord negli ultimi anni. Inoltre, si nota che l'incidenza della povertà al Mezzogiorno è più del doppio rispetto al Nord e al Centro in tutto il periodo considerato. Ciò significa che vivere al Mezzogiorno costituisce sempre un fattore di rischio di povertà. Si può notare, comunque, che la crisi non ha ampliato il divario tra il Sud e le altre aree, mentre, pur restando sempre a livelli molto più bassi rispetto al Mezzogiorno, c'è un avvicinamento dell'incidenza della povertà del Nord ai livelli del Centro.

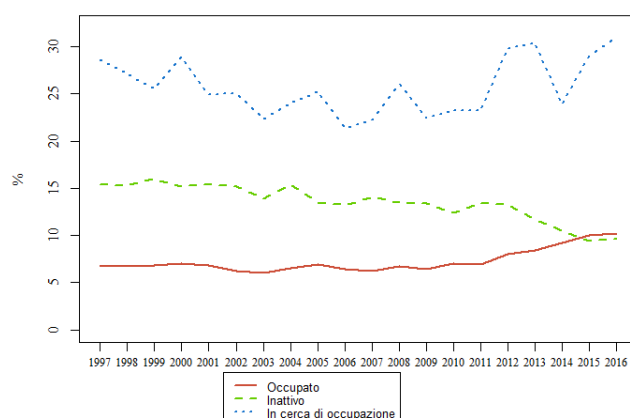
A queste variabili già analizzate, si possono aggiungere altre che, secondo la letteratura del modello italiano, sono rilevanti per il rischio di povertà. In particolare, l'ISTAT mette a disposizione le serie storiche relative all'incidenza della povertà in funzione della condizione occupazionale del capofamiglia e del titolo di studio del capofamiglia.

Per la condizione occupazionale delle famiglie, si considerano tre categorie: a) le famiglie il cui capofamiglia è occupato; b) quelle il cui capofamiglia è in cerca di occupazione e c) quelle il cui capofamiglia è inoccupato. C'è da notare che per i dati dal 1997 al 2013, la condizione occupazionale è rilevata tramite l'autodichiarazione dell'intervistato e non seguendo la definizione dell'*International Labour Organization* (ILO), secondo cui è occupato chi, tra il quindicesimo e il settantaquattresimo anno di età, ha svolto almeno un'ora in un'attività che preveda un corrispettivo monetario o in natura, oppure ha svolto almeno un'ora di lavoro non retribuito nella ditta di un familiare nella settimana di riferimento della rilevazione, mentre è disoccupato chi, tra

il quindicesimo e il settantaquattresimo anno di età, ha effettuato almeno un'azione attiva di ricerca di lavoro nelle quattro settimane che precedono la settimana di riferimento della rilevazione ed è disponibile a lavorare, anche autonomamente, entro le due settimane successive, oppure inizieranno un lavoro entro tre mesi dalla settimana di riferimento della rilevazione ed è disponibile a lavorare entro le due settimane successive, qualora fosse possibile anticipare l'inizio del lavoro.

La figura 2.5 riguarda l'incidenza della povertà per condizione occupazionale:

FIG. 2.5: *Incidenza della povertà per condizione occupazionale (%)*



Fonte: ISTAT

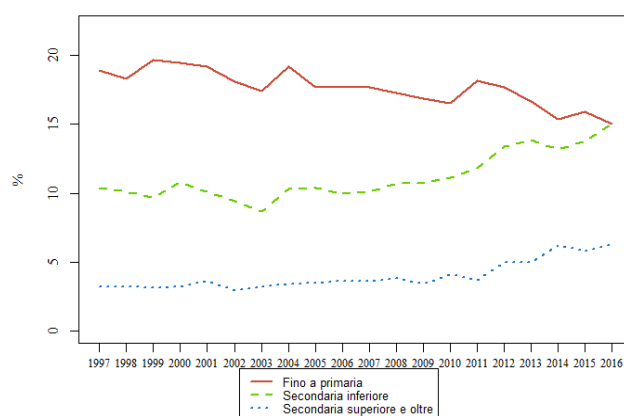
Per tutto il periodo considerato, l'incidenza delle povertà per le famiglie il cui capofamiglia è in cerca di occupazione è maggiore rispetto alle altre famiglie, con un andamento lievemente decrescente fino al 2006 per poi crescere sempre lievemente. Si può notare, inoltre, un

andamento ciclico della serie, con un ciclo di circa tre anni. La serie degli inattivi, invece, tende a decrescere in tutto l'intervallo considerato, con un calo maggiore a partire dal 2011, ovvero dagli anni del rimbalzo della crisi. Ciò potrebbe trovare spiegazione nell'effetto di scoraggiamento dei lavoratori nei periodi di decrescita, che ha fatto aumentare il numero delle famiglie non povere che non cercano lavoro, riducendo il rapporto. La serie degli occupati, al contrario, pur essendo per quasi tutto il periodo considerato ai livelli più bassi, tende a crescere a partire dagli anni del rimbalzo della crisi, superando, nel 2016, anche il livello degli inattivi. Questo andamento, trova riscontro nel fenomeno dei poveri da lavoro, ovvero quei lavoratori il cui reddito non è sufficiente per uscire dalla condizione di povertà. In letteratura esistono differenti definizioni di poveri da lavoro, che dipendono dalla dimensione individuale, che si limita al confronto del reddito con la soglia di povertà individuale, o familiare, per cui il reddito percepito, pur non essendo al di sotto della soglia di povertà, non garantisce uno standard di vita accettabile per la famiglia. In entrambi i casi, il fenomeno dei poveri da lavoro dimostra che avere un'occupazione non è una condizione sufficiente per l'uscita dalla condizione di povertà o di non essere a rischio di povertà. Per maggiori dettagli sulle definizioni di poveri da lavoro si veda (Filandri & Struffolino, 2013).

Per l'incidenza della povertà per titolo di studio del capofamiglia, l'ISTAT utilizza tre categorie: a) le famiglie il cui capofamiglia ha un titolo di scuola primaria; b) quelle il cui capofamiglia ha un titolo di scuola secondaria inferiore c) e quelle il cui capofamiglia ha un titolo di

scuola secondaria superiore e oltre. Le serie storiche sull'incidenza della povertà per titolo di studio sono riportate nella figura 2.6:

FIG. 2.6: *Incidenza della povertà per titolo di studio (%)*



Fonte: ISTAT

La serie storica della famiglia il cui capofamiglia ha un titolo di studio di scuola primaria è quella con il maggiore rischio di povertà, ma tende leggermente a ridursi nel corso del tempo, fino a convergere con la serie storica delle famiglie il cui capofamiglia ha un titolo di studio di scuola secondaria inferiore, che invece tende a crescere per tutto l'intervallo considerato, con una notevole spinta durante gli anni della crisi. Ciò significa che avere un titolo di scuola secondaria inferiore non riduce il rischio di povertà. Al contrario, avere un titolo più elevato è ancora un fattore di riduzione di rischio di povertà, dal momento che la serie storica, pur crescendo negli anni di crisi, si attiene comunque a livelli più bassi rispetto agli altri due. In altri termini, avere un diploma di scuola secondaria superiore o una laurea costituisce ancora un fattore di

riduzione di rischio di povertà. Ciononostante, non è possibile distinguere gli effetti sull'incidenza della povertà dell'istruzione terziaria rispetto all'istruzione secondaria, dal momento che sono considerate come un'unica categoria.

2.2.2 Serie storiche ricostruite

Le seguenti serie storiche sono state ricostruite a partire dai microdati dell'ISTAT relativi all'*indagine sui consumi delle famiglie*, seguendo le istruzioni riportate nella nota metodologica per ogni anno di indagine. Dal momento che l'obiettivo è quello di verificare le variabili che influiscono sulla povertà nel lungo periodo, si è scelto di fare riferimento alla prima delle due indagini, per avere un intervallo di analisi più lungo, pur dovendo rinunciare alle informazioni per i dati più recenti. In ogni caso, l'ISTAT mette a disposizione nella sua banca dati delle serie storiche sull'incidenza della povertà a un maggior livello di dettaglio per gli anni più recenti, consentendo di conoscere l'incidenza della povertà rispetto a due o più variabili di interesse. Tuttavia, come riportato in precedenza, i dati delle due indagini non sono tra loro confrontabili.

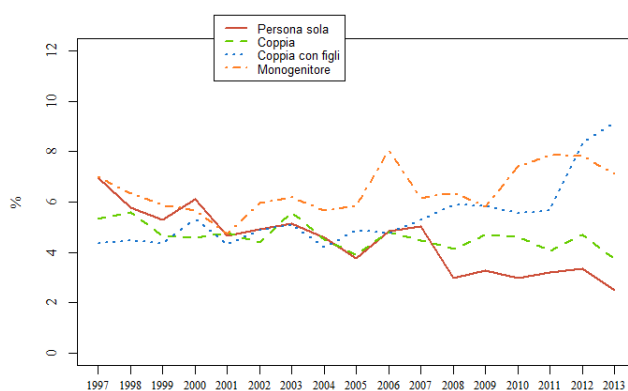
C'è da sottolineare, inoltre, che, non avendo calcolato le stime per intervalli e quindi verificato l'effettiva validità per l'intera popolazione, le serie storiche descrivono il campione delle famiglie utilizzato per l'indagine e non rappresentano la totalità della famiglie italiane.

Al fine di verificare se esistono differenti modelli di povertà nelle diverse regioni di Italia, riportiamo i grafici delle serie storiche relativi

alla tipologia familiare e alla ripartizione geografica. Nel primo gruppo di grafici mettiamo a confronto l'incidenza della povertà delle tipologie di famiglia per ogni area geografica, mentre nel secondo gruppo l'evoluzione dell'incidenza della povertà nelle diverse aree geografiche per ogni tipologia di famiglia.

Il primo gruppo di serie storiche riguarda le figure dalla 2.7 alla 2.9:

FIG. 2.7: *Incidenza della povertà al Nord per tipologia di famiglia (%)*



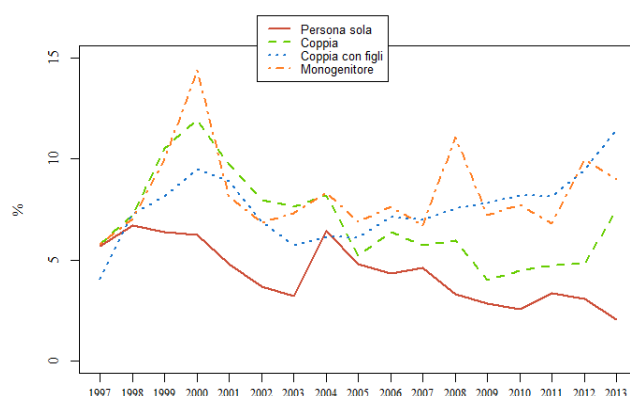
Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

La figura 2.7 riguarda l'incidenza della povertà per tipologia di famiglia al Nord. Come si può notare, l'incidenza della povertà è relativamente bassa per ognuna delle categorie di famiglia. Tuttavia, si possono riscontrare delle differenze, in particolare a partire dalla metà degli anni 2000, dal momento che l'incidenza tende a crescere notevolmente per le famiglie con figli, raddoppiando tra il 2006 e il 2013 e superando l'incidenza della povertà per le famiglie monogenitoriali. Al contrario, per le persone sole e le coppie senza figli l'incidenza della povertà tende

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

a ridursi a partire dalla metà degli anni 2000, creando sempre un maggior divario negli anni successivi alla crisi. Quindi, come precedentemente visto per il caso italiano, avere dei figli costituisce un fattore di rischio di povertà generalizzato a partire dalla crisi.

FIG. 2.8: *Incidenza della povertà al Centro per tipologia di famiglia (%)*

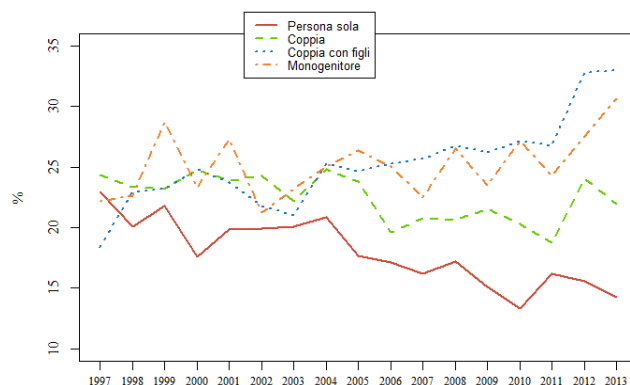


Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

La figura 2.8 riguarda l'incidenza della povertà per tipologia di famiglia al Centro. Come si nota dal grafico, le famiglie che hanno una maggior incidenza della povertà sono le famiglie monogenitoriali e le coppie senza figli fino alla fine degli anni 2000, mentre, a partire dal 2005, l'incidenza della povertà per le famiglie con almeno un figlio supera quella delle famiglie senza figli e, negli ultimi anni, diventa la categoria di famiglia con la maggior incidenza della povertà. Le persone sole sono la categoria di famiglia con la più bassa incidenza di povertà per tutto l'intervallo considerato. Quindi, anche per il Centro, la presenza di figli

a carico diventa un fattore determinante per il rischio di povertà in seguito alla crisi.

FIG. 2.9: *Incidenza della povertà al Mezzogiorno per tipologia di famiglia (%)*



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

La figura 2.9 riporta l'incidenza della povertà per tipologia di famiglia nel Mezzogiorno. Come si può notare, le famiglie con una maggior incidenza della povertà sono le famiglie monogenitore e le coppie con figli per tutto l'intervallo considerato. Fino alla metà degli anni 2000, anche le coppie senza figli hanno un'incidenza della povertà simile, ma per le prime due categorie tende a crescere a seguito della crisi, mentre resta costante per l'ultima, aumentando sempre di più il divario. Per le persone sole, invece, l'incidenza della povertà è la più bassa tra le tipologie di famiglia e tende anche a ridursi negli anni della crisi.

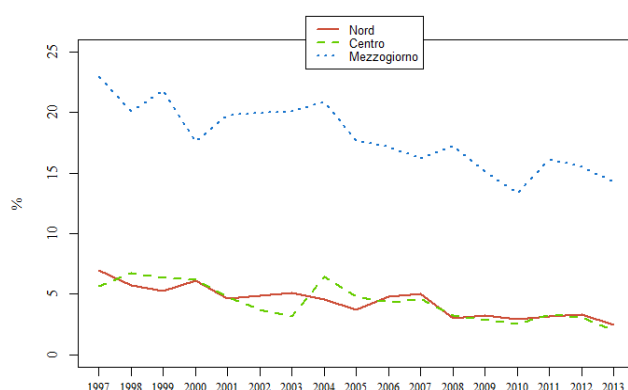
Per le tre aree considerate, non ci sono notevoli differenze per quanto riguarda i cambiamenti nel modello italiano di povertà. Infatti, in tutte e tre le aree considerate, si può notare che, a seguito della crisi di fine

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

anni 2000, la presenza di figli diventa la principale causa di rischio di povertà. L'unica differenza riscontrabile è che al Nord, tra la fine degli anni '90 e gli inizi degli anni 2000, l'incidenza della povertà era piuttosto alta per le persone sole, al pari delle famiglie monogenitoriali, ma negli anni successivi, questa differenza non è più presente. Quindi, non è possibile determinare la presenza di differenti modelli di povertà nelle diverse aree geografiche, almeno non negli anni più recenti.

Le figure da 2.10 a 2.13 riportano il secondo gruppo di serie storiche:

FIG. 2.10: *Incidenza della povertà delle persone sole per ripartizione geografica (%)*



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

La figura 2.10 riguarda l'incidenza della povertà per le persone sole nelle differenti aree geografiche. Come si può notare, l'incidenza della povertà è più alta nel Mezzogiorno rispetto alle altre aree. Tuttavia, si può notare che, in tutte e tre le aree geografiche, l'incidenza della povertà tende a decrescere. Quindi, vivere da soli costituisce un fattore

determinante per la povertà nel Mezzogiorno, ma non nelle altre aree e comunque il rischio di povertà tende a ridursi negli anni più recenti.

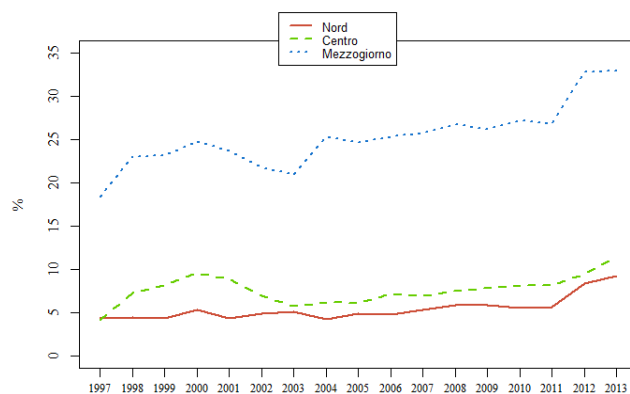
FIG. 2.11: *Incidenza della povertà delle coppie senza figli per area geografica (%)*



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

La figura 2.11 riguarda l'incidenza della povertà per le coppie senza figli per area geografica. Come si può notare, c'è una maggior incidenza della povertà nel Mezzogiorno rispetto alle altre aree. In questo caso, però, si notano degli andamenti diversi nelle tre aree, dato che al Centro l'incidenza è maggiore alla fine degli anni '90 e agli inizi degli anni 2000 per poi ridursi e raggiungere i livelli del Nord, mentre nelle altre due aree resta pressoché costante per tutto il periodo considerato.

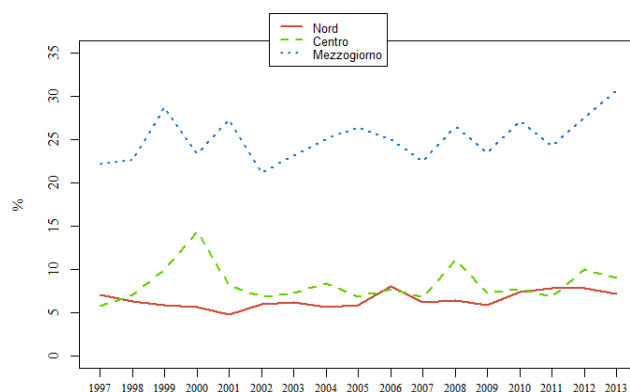
FIG. 2.12: Incidenza della povertà delle coppie con figli per area geografica (%)



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

La figura 2.12 riporta l'incidenza della povertà per le coppie con figli per area geografica. Dal grafico risulta un andamento crescente per tutte le aree geografiche, il che conferma che la presenza dei figli negli anni successivi alla crisi diventa un fattore determinante per il rischio di povertà. In più si può notare che, anche per queste famiglie, l'incidenza è nettamente maggiore nel Mezzogiorno rispetto alle altre due aree, in cui l'incidenza della povertà è pressoché la stessa, superiore anche nel Centro rispetto al Nord solo fino al 2002, per poi convergere negli anni successivi.

FIG. 2.13: *Incidenza della povertà delle famiglie monogenitore per area geografica*



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Il grafico 2.13 riporta l'incidenza della povertà per le famiglie monogenitore per ripartizione geografica. Come si nota, l'incidenza della povertà è maggiore nel Mezzogiorno e non ci sono particolari cambiamenti nel corso del tempo.

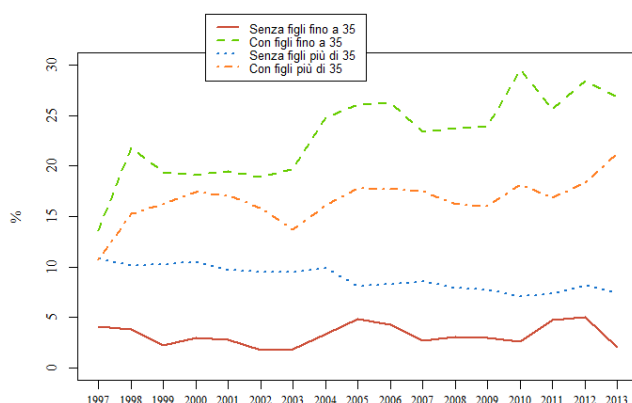
In sintesi, si può notare che i cambiamenti avvenuti nel tempo del modello di povertà italiano sono piuttosto simili in tutte e tre le aree geografiche, mantenendo sempre la costante di un maggior rischio di povertà nel Mezzogiorno e un rischio sempre maggiore per le famiglie con almeno un figlio e sempre inferiore per le persone sole.

L'altro fenomeno di interesse nel modello di povertà italiano è quello relativo all'età del capofamiglia, dal momento che, dalle serie storiche dell'ISTAT, si può notare un'inversione di tendenza tra il rischio di povertà delle famiglie con capofamiglia giovane e quelle con capofamiglia anziano. Per questo motivo, analizziamo come la presenza

di figli a carico possa influenzare l'incidenza della povertà a seconda dell'età del capofamiglia.

La figura 2.14 riguarda l'incidenza della povertà in funzione dell'età del capofamiglia e della presenza di figli. Abbiamo, quindi, quattro categorie: a) famiglie con capofamiglia fino a 35 anni e senza figli; b) famiglie con capofamiglia fino a 35 anni e con figli; c) famiglie con capofamiglia con più di 35 anni e senza figli; d) famiglie con capofamiglia con più di 35 anni e con figli:

FIG. 2.14: *Incidenza della povertà in relazione a età e figli (%)*



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Le famiglie senza figli hanno un'incidenza della povertà più bassa rispetto alle famiglie con figli, ma la presenza dei figli a carico in famiglia inverte la relazione con l'età. Come si può notare dal grafico, le famiglie senza figli e con capofamiglia con meno di 35 anni hanno il minor rischio di povertà per tutto il periodo considerato, con un

andamento pressoché costante anche negli anni della crisi, mentre le famiglie senza figli a carico e capofamiglia con più di 35 anni hanno una maggiore incidenza della povertà rispetto alle famiglie senza figli e con capofamiglia con meno di 35 anni, ma che tende a ridursi nel tempo. Al contrario, le famiglie con figli e con capofamiglia con più di 35 anni hanno un'incidenza della povertà inferiore rispetto alle famiglie con figli e meno di 35 anni per tutto l'intervallo considerato ed entrambe le serie tendono a crescere in tutto l'intervallo, mantenendo sempre la relazione inalterata. Quindi si può affermare che per le famiglie con capofamiglia con meno di 35 anni, la presenza dei figli è determinante per essere a rischio povertà, dato che per le famiglie senza figli e con capofamiglia con meno di 35 anni, il rischio di povertà è trascurabile, mentre è presente nelle famiglie senza figli e con capofamiglia con più di 35 anni, seppur in misura minore delle famiglie con figli a parità dell'età. Al contrario, per le famiglie con figli a carico, il rischio di povertà è maggiore per le famiglie con capofamiglia con meno di 35 anni, anche se resta comunque alto nel caso di un capofamiglia con più di 35 anni.

Quel che emerge dall'analisi delle serie storiche è che, fondamentalmente, la crisi ha consolidato alcuni dei fattori di rischio preesistenti, quindi non dipendono direttamente dalla congiuntura economica, anche se sono stati aggravati dalla stessa. Ciò è particolarmente vero per le famiglie con figli e le famiglie residenti nel Mezzogiorno. Come si può notare dalla figura 2.14, infatti, il rischio di povertà per famiglie con figli e capofamiglia giovane è sempre maggiore rispetto alle altre categorie e la situazione si aggrava con la crisi. L'indipendenza dei fattori di rischio di povertà dal ciclo

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

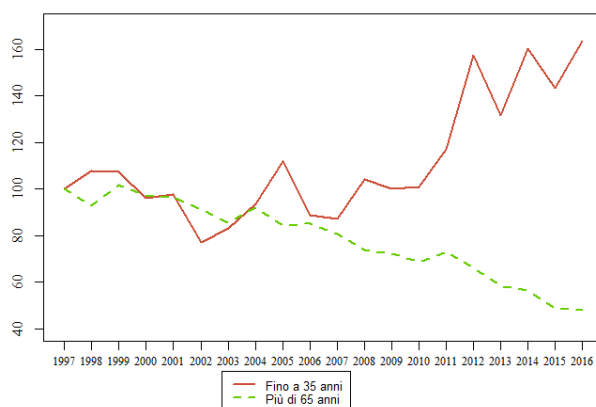
economico, in riferimento agli effetti delle politiche sul lavoro, è stato notato anche da Cantillon (2011).

2.2.3 Ulteriori approfondimenti

Dal momento che l'età del capofamiglia e la presenza di figli a carico sono le variabili che hanno avuto dei maggiori mutamenti, in termini di rischio di povertà, negli anni della crisi, si riportano le stesse serie storiche relative all'età, al carico di figli e al loro effetto di interazione sottoforma di numeri indici con base 1997, in modo tale da evidenziare come è cambiato in questo intervallo di tempo l'effetto di queste variabili sul rischio di povertà.

La figura 2.15 riguarda l'età del capofamiglia, distinguendo tra le famiglie con capofamiglia giovane, meno di 35 anni secondo la classificazione dell'ISTAT, e capofamiglia anziano, 65 anni e più secondo la classificazione dell'ISTAT.

FIG. 2.15: *Incidenza della povertà per età del capofamiglia. (1997 = 100)*

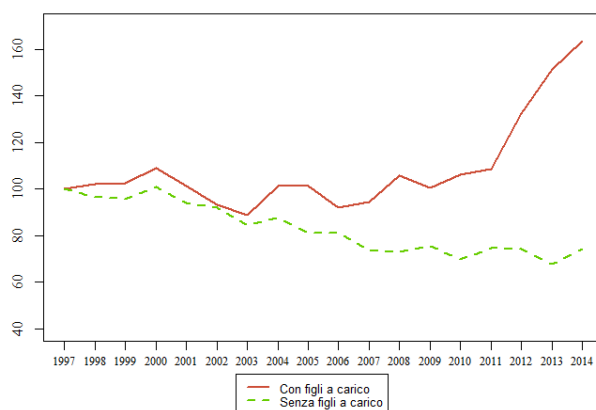


Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Per le famiglie con capofamiglia con più di 65 anni il rischio di povertà tende a decrescente costantemente nel tempo, mentre, al contrario, per le famiglie con capofamiglia con meno di 35 anni, il rischio di povertà ha dapprima un andamento oscillante, intorno al valore iniziale, per poi crescere fino a quasi raddoppiare negli ultimi anni dell'intervallo. Ciò significa che l'età è un fattore di rischio di povertà, ma con una relazione inversa rispetto alle aspettative, dal momento che sono le famiglie con capofamiglia giovane a essere maggiormente a rischio, e la condizione tende ad aggravarsi nel tempo, in particolare a partire dalla fine degli anni 2000, in corrispondenza della crisi.

La figura 2.16 riguarda l'incidenza della povertà per carico dei figli. In questo caso, si considerano solo le coppie senza figli e le coppie con figli, quindi sono escluse le persone sole e le famiglie monogenitore. Per ragioni di disponibilità dei dati, si considera il periodo 1997-2014.

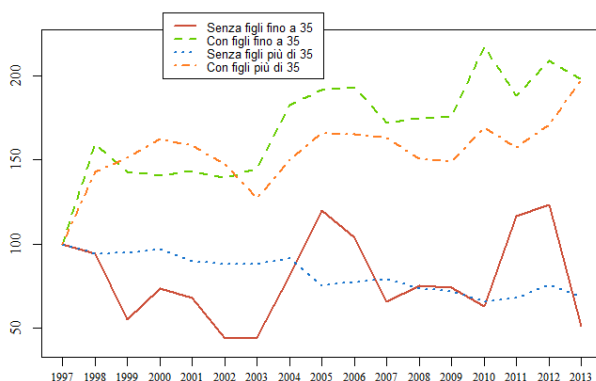
FIG. 2.16: Incidenza della povertà per carico di figli. (1997 = 100)



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Per le famiglie senza figli a carico il rischio di povertà tende a diminuire nel tempo in modo pressoché uniforme, mentre, per le famiglie con almeno un figlio a carico il rischio tende a essere costante fino ai primi anni 2000, per poi iniziare ad aumentare lievemente, per poi crescere vertiginosamente negli anni del rimbalzo della crisi, a partire quindi dal 2011. Avere dei figli, quindi, non costituisce sempre un rischio di povertà, ma lo diventa in modo sempre più grave nel decennio in corso. La figura 2.17 riguarda l'effetto combinato dell'età del capofamiglia e del carico dei figli sull'incidenza della povertà.

FIG. 2.17: *Incidenza della povertà in relazione a età e figli. (1997 = 100)*



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

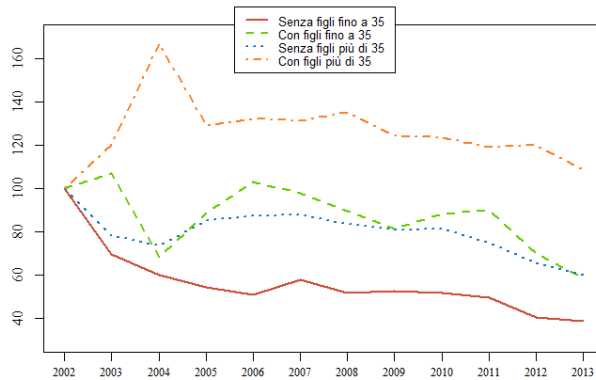
Per le famiglie con figli a carico, che siano con capofamiglia giovane o meno giovane, il rischio di povertà tende a crescere nel tempo, in misura maggiore per la seconda tipologia di famiglia fino al 2002 e per la prima dal 2003 in poi, mentre con le famiglie senza figli a carico e più di 35 anni il rischio tende a essere pressoché costante e per le famiglie senza figli a carico e meno di 35 anni è sempre costante, ma con un andamento ciclico, in particolare a partire dalla metà degli anni 2000. Ciò significa che le famiglie con figli hanno un rischio di povertà sempre maggiore e, per le famiglie con capofamiglia giovane tende a crescere maggiormente a partire dagli anni di crisi.

2.3 Analisi dei consumi delle famiglie tramite i microdati

Come precedentemente specificato, i dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie dell'ISTAT permettono di fare un'analisi approfondita delle abitudini di spesa delle famiglie italiane, dato che mette a disposizione le spese medie mensili di ogni famiglia per un elevato numero di voci di spesa. Sapendo, inoltre, che l'ISTAT utilizza i consumi come variabile di analisi della povertà, analizziamo le abitudini di consumo delle famiglie, in riferimento a categorie specifiche, focalizzandosi sulle variabili di rischio di povertà, ovvero l'età del capofamiglia e il carico di figli. Le voci di spesa considerate sono quelle relative ad alcuni beni durevoli e alle spese di natura finanziaria, ovvero le spese per abbigliamento (le variabili da C_2101 a C_2203 nella base dati), spese per assicurazione sulla vita e rendite vitalizie (le variabili C_9401 e C_9411 nella base dati), spese per mutui e restituzione di prestiti (le variabili C_9412 e C_9413 nella base dati). Per problemi legati alla conversione della valuta, i dati sono riportati sottoforma di numeri indici con base 2002.

La figura 2.18 riguarda le spese per abbigliamento, utilizzata come riferimento alle spese per beni durevoli.

FIG. 2.18: *Spese per abbigliamento. (2002 = 100)*

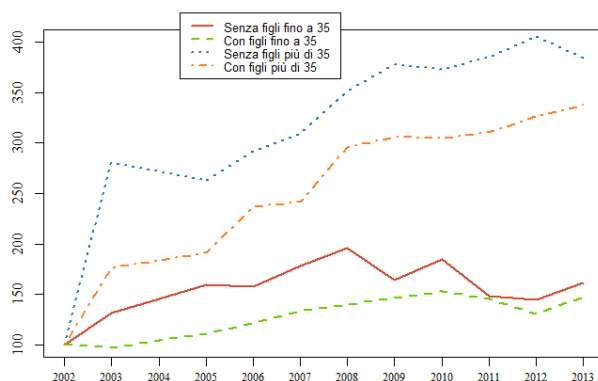


Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Come si può notare dal grafico, le spese per abbigliamento crescono per le famiglie senza figli e con capofamiglia con più di 35 anni, mentre si riducono per le altre categorie, in misura simile per le famiglie senza figli e meno di 35 e per le famiglie con figli e più di 35 anni e in misura maggiore per le famiglie con figli e meno di 35 anni.

Il grafico 2.19 riguarda le spese per mutui e restituzione di prestiti, utilizzato come riferimento alla situazione finanziaria delle famiglie.

FIG. 2.19: Spese per mutui e restituzione di prestiti. (2002 = 100)

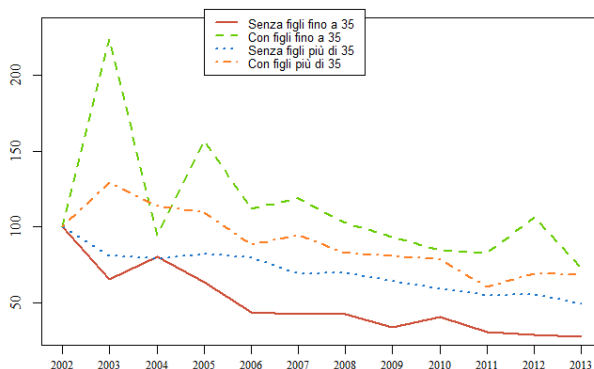


Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Come si può notare dal grafico, le spese per mutui e restituzioni di prestiti tendono a crescere per tutte le categorie di famiglia, in misura maggiore per le famiglie con capofamiglia fino a 35 con figli e per le famiglie senza figli fino a 35 anni. Ciò significa che le famiglie con capofamiglia giovane, in particolare quelle con figli a carico, tendono a indebitarsi in misura maggiore rispetto alle altre famiglie. Ciò è probabilmente legato proprio all'acquisto della prima abitazione tramite l'accensione di un mutuo.

La figura 2.20 riguarda le spese per assicurazioni e rendite vitalizie, utilizzate sempre come indicatore della situazione finanziaria delle famiglie.

FIG. 2.20: *Spese per assicurazioni e rendite vitalizie. (2002 = 100)*



Fonte: Nostra elaborazione su dati ISTAT

Come si può notare dal grafico, le spese per assicurazioni e rendite vitalizie tendono a crescere per le famiglie il cui capofamiglia ha più di 35 anni nella prima parte dell'intervallo, per poi decrescere, tornando ai valori del 1997, mentre per le famiglie il cui capofamiglia ha fino a 35 anni questa voce di spesa tende a ridursi negli anni. Ciò potrebbe significare che le famiglie il cui capofamiglia ha più di 35 anni tende a preferire queste forme di investimento rispetto all'acquisto di un immobile, almeno negli anni 2000, mentre durante la crisi questa voce di spesa si riduce per tutte le famiglie.

2.4 Conclusioni e sviluppi successivi

Il modello di povertà italiano che emerge dalle serie storiche dell'ISTAT dipende da tre fattori: a) la dimensione della famiglia, in

particolare l'incidenza della povertà cresce al crescere del numero dei componenti della famiglia; b) l'età del capofamiglia, ovvero c'è una maggiore incidenza della povertà nelle famiglie con capofamiglia giovane rispetto a un capofamiglia anziano; c) l'area geografica di residenza, ovvero c'è una maggiore incidenza della povertà nel Mezzogiorno rispetto al Centro-Nord a parità di altre condizioni.

In particolare, emerge che le variabili di interesse per un'analisi della stabilità nel tempo del modello di povertà sono l'età del capofamiglia e la presenza di figli a carico, mentre per le altre variabili considerate le relazioni restano stabili nel tempo. Per questo motivo, nelle successive analisi si pone l'attenzione sulle tipologie di famiglie determinate dalle due variabili di maggiore interesse per determinare l'esistenza di differenti comportamenti di consumo, dal quale risulta che vi sono comportamenti differenti per le spese relative alla situazione finanziaria, dal momento che le famiglie con capofamiglia giovane preferisce investire in immobili, dal momento che le spese per mutui tendono a crescere nel tempo e in particolare negli anni della crisi, mentre le altre famiglie tendono a preferire le assicurazioni come forma di investimento. Dal momento che le famiglie con capofamiglia giovane sono anche quelle più vulnerabili alla povertà, la scelta di investimento, e quindi la situazione finanziaria della famiglia, può essere un fattore di rischio di povertà.

L'analisi successiva prevede la costruzione di un modello econometrico per verificare la relazione di causa-effetto tra i comportamenti di consumo e le variabili relative alla situazione finanziaria e la liquidità delle famiglie, tenendo conto delle variabili relative alle tipologie di

famiglia che le statistiche descrittive suggeriscono come rilevanti, ovvero l'età del capofamiglia e la presenza di figli. L'analisi dei comportamenti di consumo è il punto di partenza per l'analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà, realizzata utilizzando un apposito strumento statistico. L'analisi, quindi, pone l'attenzione sul concetto di rischio di povertà, noto anche come vulnerabilità sociale, e di probabilità nel cadere in condizione di povertà, piuttosto che su situazioni di povertà già definite. Si tratta, infatti, di un fenomeno sociale che necessita di un maggior approfondimento da parte della letteratura e che ha una rilevanza anche in termini di politiche sociali. Infatti, mentre per le famiglie e i soggetti già in condizione di povertà sono necessarie politiche di sostegno al reddito, e in generale politiche *ex post*, nei casi di vulnerabilità si può intervenire con politiche *ex ante*, tentando di rimuovere i fattori di rischio di cadere in condizioni di povertà, come possono essere le politiche abitative. Inoltre, nei casi di rischio di povertà potrebbe non essere necessarie le politiche di attivazione e di inserimento sociale, utili invece per interrompere la catena di trasmissione intergenerazionale della povertà e per ricostruire la rete di supporto collassata sotto il peso della deprivazione multipla.

Capitolo 3

Analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione della liquidità

3.1 I wealthy hand-to-mouth

Dall'analisi delle serie storiche sulla povertà risulta che le famiglie a maggior rischio di cadere in condizione di povertà sono le famiglie il cui capofamiglia non ha raggiunto i 35 anni di età e con figli a carico. Inoltre, analizzando le serie storiche sui comportamenti di consumo delle famiglie, si nota che è questa categoria di famiglie ad avere, in seguito alla crisi, la necessità di ridurre i consumi, in particolare per le spese in beni durevoli, mentre aumenta le spese legate all'accensione di un mutuo. Per questo motivo, si ritiene che l'età del capofamiglia e la presenza di figli a carico, combinata a una situazione finanziaria

difficile, possano essere dei fattori di vulnerabilità emersi a seguito della crisi di fine anni 2000. Lo scopo di questo capitolo è quello di analizzare gli effetti di una stretta di liquidità delle famiglie, tenuto conto delle condizioni socio-demografiche delle stesse, al fine di determinare se l'assenza o la scarsa liquidità possa influire sulle scelte di consumo delle famiglie e quindi sul rischio di cadere in condizione di povertà. Partendo dalla letteratura economica, che individua i *wealthy hand-to-mouth* (WHtM) come famiglie con scarsa liquidità e che hanno difficoltà a mantenere lo stesso tenore di consumi in seguito a una variazione temporanea del reddito, si utilizza il modello di regressione per valutare gli effetti della liquidità sulle scelte di consumo, distinguendo tra varie voci di spesa. Questa analisi sarà a sua volta il punto di partenza per l'analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà tramite un approccio statistico che permette di stimare le probabilità di cambiamento da uno stato all'altro. Il capitolo è strutturato come segue: il primo paragrafo riguarda la letteratura economica sui WHtM, il secondo paragrafo sarà dedicato agli studi sugli effetti dell'assenza di liquidità delle famiglie all'interno di un contesto di interesse anche per l'analisi sociologica, facendo riferimento ai concetti di povertà secondaria e di vulnerabilità sociale, mentre il terzo paragrafo sarà dedicato al modello, tramite la definizione delle formulazioni del modello di regressione utilizzate nell'analisi e i cui risultati saranno il punto di partenza per la successiva analisi.

3.1.1 Definizione di *wealthy hand-to-mouth*

I *wealthy hand-to-mouth* (WHtM), definiti da Kaplan, Violante e Weidner (2014), sono famiglie che dispongono di una scarsa o nulla ricchezza sotto forma liquida, nonostante dispongano di ingenti attività illiquide. La peculiarità di queste famiglie è che hanno un'alta propensione marginale al consumo, in seguito a variazioni transitorie del reddito, nonostante non siano classificabili come famiglie povere secondo le definizioni dettate dagli standard internazionali. In altri termini, sono famiglie che, pur non avendo le caratteristiche in termini di bilancio per essere definite povere, ne adottano i comportamenti di consumo.

Il contesto di riferimento è l'ipotesi del ciclo di vita del reddito permanente, che analizza la sensibilità al consumo dell'individuo o delle famiglie in seguito a variazioni transitorie del reddito. L'assenza di liquidità nei bilanci delle famiglie WHtM fa sì che essi spendano la quasi totalità del reddito disponibile in un dato periodo. Da ciò deriva la elevata sensibilità alle variazioni di reddito. Inoltre, i WHtM sono ben rappresentati nei modelli di equilibrio macroeconomico con agenti eterogenei.

Il modello teorico di riferimento è un modello di scelta a tre periodi, dove nel primo le famiglie fanno una scelta di investimento, mentre nel secondo scelgono quanta parte di reddito destinare al risparmio o ai consumi, senza discontinuità, con una funzione di utilità convessa e senza incertezza da parte delle famiglie, ovvero in modo che le famiglia

conoscano già le conseguenze che comporta la loro scelta sul reddito disponibile.

Nel primo periodo le famiglie scelgono se investire il capitale iniziale in un titolo a alto rendimento, ma non liquidizzabile prima del terzo periodo, e un titolo liquido, ma con un rendimento inferiore. Questa scelta permette di distinguere tra famiglie *not hand-to-mouth* (NHtM), che non hanno problemi di liquidità, avendo investito prevalentemente in attività liquide, *poor hand-to-mouth* (PHtM), che non dispongono di alcuna forma di ricchezza, e WHtM, che hanno investito gran parte del capitale in attività illiquide. Ciò determina differenti decisioni di consumo nel secondo periodo. Mentre le famiglie NHtM e le PHtM, mantengono inalterate le decisioni di consumi, le famiglie WHtM utilizzano tutto il reddito disponibile in consumi, o addirittura sono costretti a rinunciare a una parte dei loro abituali consumi. Nel terzo periodo, invece, disponendo sia del reddito che del capitale investito, a cui si aggiunge il rendimento dell'investimento, anche le famiglie WHtM tornano ai loro abituali comportamenti di consumo.

La condizione di WHtM non dipende da fattori esterni, ma da una scelta di investimento delle famiglie, attratte dal maggior rendimento che un investimento non immediatamente liquidizzabile offre. Il rendimento, quindi, deve essere tale da rendere le famiglie disponibili a sacrificare temporaneamente parte delle loro abituali scelte di consumo, in vista di un livello di consumi generale comunque maggiore. La scelta, comunque, non dipende solo dal rendimento dell'investimento, ma anche dalle differenze del reddito disponibile nel secondo e nel terzo periodo, dato che una possibile crescita del reddito disponibile in futuro rende meno attraente l'investimento, e dall'elasticità di sostituzione

intertemporale, ovvero la propensione delle famiglie a rinunciare temporaneamente a una parte dei propri consumi. Maggiore è l'elasticità, maggiore sarà la propensione a un investimento illiquido.

Questo modello permette anche di analizzare gli effetti sulle scelte di consumo di una variazione transitoria del reddito. Supponendo la possibilità di un sussidio governativo nel secondo periodo, le famiglie NHtM avranno una propensione marginale al consumo di 0.5, mentre le famiglie *hand-to-mouth* di 1, ovvero tenderanno a spendere completamente il reddito disponibile aggiuntivo derivante dal trasferimento. Questa ipotesi è più forte per i PHtM rispetto ai WHtM, dal momento che i primi hanno una maggior costrizione nelle proprie scelte di consumo, dato che dispongono di una limitata ricchezza sia sottoforma liquida che illiquida. I risultati, inoltre, valgono anche per i trasferimenti anticipati.

I comportamenti di consumo non dipendono solo dal reddito, ma anche dal credito al consumo. Per questo motivo, il modello può essere generalizzato introducendo la possibilità di accesso al credito. Tramite questo modello, si calcolano i saldi di metà periodo delle famiglie *hand-to-mouth*, distinguendo il caso in cui si disponga solo del proprio reddito o c'è la possibilità di un credito. Nel primo caso, ipotizzando che il reddito sia disponibile a inizio periodo, si ha una riduzione costante fino al raggiungimento dello zero all'inizio del periodo successivo. Quindi, il saldo di metà periodo è uguale alla metà del reddito. Questo criterio consente di individuare le famiglie *hand-to-mouth* analizzando le abitudini di consumo, distinguendo tra PHtM nel caso la componente di bilancio illiquida sia nulla o negativa, come avviene nel caso in cui il

valore di un immobile è inferiore a quello del mutuo a causa di una crisi del mercato immobiliare, e WHtM nel caso sia positiva. Nel secondo caso, invece, le famiglie hanno la possibilità di consumare non solo il reddito, ma anche il credito disponibile in quel periodo. Nel caso in cui siano *hand-to-mouth*, le famiglie tenderanno a esaurire completamente sia il reddito che il credito a un tasso crescente. Di conseguenza, il saldo di medio periodo sarà dato dalla metà del reddito più il credito disponibile. In altri termini, la disponibilità di un credito al consumo non modifica i comportamenti di consumo di una famiglia *hand-to-mouth*. La distinzione tra PHtM e WHtM è analoga al caso precedente. Per una definizione formale sia dei modelli ivi illustrati si veda Kaplan Violante e Weidner (2014).

La definizione delle famiglie *hand-to-mouth*, e dei relativi comportamenti di consumo, permette di individuarle nei dati delle indagini sui bilanci delle famiglie. In tal senso, Kaplan Violante e Weidner (2014) analizzano le famiglie di otto paesi avanzati, Stati Uniti, Canada, Australia, Regno Unito, Germania, Francia, Italia e Spagna, al fine di individuare le differenze tra le famiglie, in termini di composizione dei portafogli di investimento, a cui si aggiungono le informazioni relative al reddito da lavoro e alle attività e passività presenti nei loro bilanci, tentando di armonizzare i dati disponibili nel modo migliore possibile. Sono escluse dall'analisi le famiglie il cui reddito è negativo o è completamente generato da lavoro autonomo. I redditi considerati sono tutti i redditi da lavoro e i sussidi governativi ricevuti a cadenza regolare. Sia per la ricchezza liquida che per quella illiquida si considera il valore netto, ovvero la differenza tra le attività e le passività. Tuttavia, le variabili che costituiscono le due voci non sono

univoche, dato che le indagini sono relative ai singoli stati, eccetto per i paesi dell'Unione europea, che dispongono di un'indagine armonizzata, quindi i dati non sono omogenei.

In tutti gli otto stati, il tipico portafoglio delle famiglie contiene pochi elementi, ovvero piccole somme liquide, prevalentemente da conti correnti bancari, patrimonio immobiliare e pensioni private. Tuttavia, ci sono alcune interessanti differenze tra stati. Il rapporto tra la ricchezza netta rispetto al reddito è molto elevata in Italia, Regno Unito e Spagna rispetto agli altri paesi. Ciò significa che la quota di ricchezza generata da altre fonti è maggiore rispetto a quella generata dal reddito da lavoro. Nei paesi europei c'è una minor propensione a ricorrere al credito al consumo rispetto ai paesi anglosassoni. Il patrimonio immobiliare è la principale fonte di ricchezza illiquida di tutti i paesi eccetto la Germania, data la bassa percentuale di proprietari di immobili. Al contrario, in Italia e in Spagna assume un ruolo rilevante nella composizione della ricchezza. Nei paesi anglosassoni c'è un maggior ricorso alle pensioni private rispetto ai paesi europei, a causa di un differente sistema pensionistico, al contrario, nei paesi europei c'è un maggior ricorso alle assicurazioni sulla vita rispetto a quelli anglosassoni. Per individuare le famiglie *hand-to-mouth* all'interno dei dati delle indagini sui bilanci, si fa riferimento alla capacità di esaurimento del reddito disponibile in un dato periodo. Facendo riferimento al modello del saldo di metà periodo, si assume che una famiglia sia *hand-to-mouth* se ha utilizzato per i consumi almeno la metà del reddito disponibile nelle prime due settimane del mese. Dai dati risulta che nei paesi anglosassoni la percentuale di famiglie *hand-*

to-mouth è intorno al 30%, di cui circa due terzi WHtM, ad eccezione dell'Australia, in cui la quota di *hand-to-mouth* è più bassa, intorno al 20%, ma si tratta per la quasi totalità di WHtM. Per i paesi europei, invece, la quota di famiglie *hand-to-mouth* è di circa il 20%, a eccezione della Germania che è del 30% circa, e per circa i tre quarti si tratta di WHtM. La presenza di una maggior percentuale di famiglie WHtM nei paesi anglosassoni rispetto a quelli europei può trovare spiegazione al differente ricorso all'indebitamento. Infatti, nei paesi europei, la quota di famiglie con una ricchezza netta liquida negativa è nettamente inferiore rispetto ai paesi anglosassoni, probabilmente a causa delle più restrittive condizioni di accesso al credito in Europa. Il caso dell'Australia, invece, dipende dal particolare sistema pensionistico in vigore, che incentiva le famiglie al ricorso alle pensioni private in misura maggiore rispetto agli altri stati considerati. La composizione del portafoglio delle famiglie WHtM non è la stessa in tutti i paesi considerati. In Italia e in Spagna tutte le famiglie WHtM hanno come fonte di ricchezza illiquida il patrimonio immobiliare. I proprietari di immobili prevalgono come famiglie WHtM anche negli Stati Uniti e in Canada, mentre, al contrario, in Australia, Germania, Francia e Regno Unito la principale fonte di ricchezza illiquida non è di natura immobiliare, costituendo meno della metà del portafoglio di queste famiglie. La proporzione di famiglie *hand-to-mouth* in funzione dell'età del capofamiglia cambia da paese a paese. Nei paesi in cui la principale fonte di ricchezza illiquida, come Italia, Spagna e Stati Uniti, la frazione di famiglie PHtM tende a decrescere al crescere dell'età del capofamiglia mentre, al contrario, la frazione di WHtM tende a crescere. Per i paesi in cui la principale fonte di ricchezza illiquida è una

pensione privata la relazione si inverte. I PHtM tendono a crescere con l'età, mentre i WHtM a ridursi. Per ulteriori informazioni sulle caratteristiche socio-demografiche e di portafoglio delle famiglie *hand-to-mouth* si veda Kaplan, Violante e Weidner (2014).

3.1.2 Analisi dei comportamenti di consumo

Nell'ambito dello studio dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione dei cambiamenti transitori del reddito, emerge che le famiglie che hanno una liquidità limitata si comportano in modo diverso dalle altre, a parità di condizioni di lavoro e reddito.

Misra e Surico (2014) analizzano i comportamenti in risposta ai programmi di stimoli sulle imposte sul reddito del 2001 e del 2008, confrontando i risultati di un modello di regressione a due stadi, sotto l'ipotesi che le risposte agli stimoli sono omogenee, e di un modello di regressione quantile, sotto l'ipotesi che le risposte siano eterogenee. In particolare, le famiglie con problemi di liquidità, misurata con la presenza di un mutuo per l'acquisto di un'abitazione, ma con un reddito alto tendono a modificare i comportamenti di consumo in misura maggiore rispetto a quelle con lo stesso reddito, ma che dispongono anche di una certa liquidità, comportandosi in modo simile alle famiglie a basso reddito. Ciò è vero per i consumi totali e i consumi non durevoli, ma non è vero per i consumi durevoli.

Cloyne e Surico (2016) analizzano i diversi di comportamento di consumo in tre categorie di famiglie del Regno Unito, le famiglie con una casa di proprietà, ma con un mutuo a carico, le famiglie con una

casa di proprietà senza mutuo a carico e le famiglie che vivono in una casa popolare, al fine di verificare come la liquidità influenza i comportamenti di consumo. Per ognuna delle categorie di famiglie considerate, stimano un modello VAR, utilizzando come variabili i consumi aggregati, la produzione aggregata, il tasso di interesse a breve termine, il PIL e la spesa pubblica, al fine di stimare gli effetti sui consumi di una variazione fiscale a livello aggregato. Dai modelli, risulta che le famiglie con un mutuo a carico sono maggiormente sensibili rispetto alle altre categorie, cambiamenti transitori del reddito. Kaplan e Violante (2014) mettono a confronto gli effetti delle politiche di stimolo ai consumi del 2001 e del 2008, facendo riferimento ai risultati ottenuti in due studi che analizzavano separatamente le due politiche (Johnson, Parker, & Souleles, 2006) e (Parker, Souleles, Johnson, & McClelland, 2013). Confrontando le famiglie che hanno ricevuto lo stimolo fiscale con le famiglie che non lo hanno ricevuto, si nota che le prime tendono a spendere tra il 15% e il 25% in più per l'acquisto di beni non durevoli. Tuttavia, questi risultati non tengono conto del differente contesto macroeconomico e della natura dello stimolo e, secondo gli autori, sono sovrastimati. Infatti, l'intervento del 2001 era una riduzione fiscale per le fasce di reddito più basse, mentre quello del 2008 un trasferimento per le fasce di reddito medio-alte. Inoltre, nel 2002 c'è stata una riforma fiscale per cui è stata ridotta l'aliquota per le imposte federali per tutte le fasce di reddito. Per confrontare gli effetti degli stimoli, quindi, gli autori propongono un modello che permetta di tenere conto della propensione marginale al consumo delle famiglie in funzione della liquidità e della natura dello stimolo. Secondo il modello, se per il 2001 la risposta allo stimolo è

coerente con quanto riportato negli studi precedenti, dato che le famiglie spendono il 27,8% del reddito aggiuntivo, per il 2008 la risposta è nettamente inferiore, spendendo solo il 17,8%. Ciò trova spiegazione nella natura dello stimolo. Una variazione di reddito molto elevata fa sì che le famiglie non siano più limitati nelle scelte di consumo dalla scarsa liquidità e tendono a risparmiare per ricostruire una riserva di liquidità. Il modello sarà trattato con maggior dettaglio nel paragrafo successivo.

3.1.3 Implicazioni di politica economica

Per analizzare le risposte, in termini di consumo, in seguito a uno stimolo sul reddito, al fine di valutare le possibili politiche fiscali, Kaplan, Violante e Weidner (2014) considerano dei modelli che fanno riferimento alla classe dei modelli dei mercati incompleti. In particolare, costruiscono tre modelli. Il primo modello, detto SIM-2 è un modello in cui le famiglie possono scegliere tra due titoli, un titolo con rendimenti più elevati rispetto all'altro, ma illiquido e soggetto a costi di transizione. Questo modello permette di distinguere tra le tre categorie di famiglie oggetto di analisi, ovvero NHtM, PHtM e WHtM. Il secondo modello, detto SIM-1 è un modello con un solo titolo e senza costi di transizione e permette di distinguere tra NHtM, indistinti dai WHtM, e PHtM. Il terzo modello è il modello SP-S, ovvero, un modello consumo-risparmio, in cui le famiglie sono distinte in risparmiatrici, se conservano una parte del proprio reddito investendolo in un titolo non rischioso, e consumatrici, se consumano interamente il proprio reddito

in ogni periodo. La distinzione non avviene in base alla ricchezza netta, ma in base alla liquidità, per questo motivo è possibile distinguere tra famiglie *not hand-to-mouth* e *hand-to-mouth*, ma senza distinzioni tra queste ultime. Per definizione, in questo modello la propensione marginale al consumo delle famiglie *hand-to-mouth* è uguale a 1 (Kaplan, Violante, & Weidner, 2014).

Per studiare i diversi comportamenti delle tre categorie di famiglie, si utilizzano delle simulazioni, costruendo delle NHtM, PHtM e WHtM, che a loro volta sono suddivise in tre classi di reddito (basso, medio e alto, definiti in base ai terzili della distribuzione) e in classi di età del capofamiglia (fino a 40, tra 40 e 60, oltre 60). Le simulazioni permettono di stimare la propensione marginale al consumo a seguito di una variazione temporanea del reddito di 500 dollari.

Nel modello SIM-2, la propensione marginale al consumo è più alta per le famiglie WHtM a prescindere da età e reddito, le famiglie PHtM si collocano in una posizione intermedia, mentre le famiglie NHtM hanno una propensione marginale al consumo quasi nulla, addirittura negativa per i redditi più elevati. Ciò è possibile in quanto, avendo accumulato abbastanza liquidità da far fronte a tutti i consumi possibili, a fronte di un aumento temporaneo del reddito, preferiscono risparmiare di più di quanto non avrebbero fatto altrimenti in vista di una diminuzione successiva del reddito disponibile. Relativamente al reddito, la propensione marginale al consumo tende a essere più alta per la fascia di reddito medio per le famiglie PHtM, tende a crescere al crescere del reddito per le famiglie WHtM, mentre tende a decrescere per le famiglie NHtM. Ciò può essere spiegato dalla relazione tra reddito e consumo per le famiglie PHtM e NHtM, in cui a una variazione del reddito, le

famiglie con i redditi più bassi hanno una maggior propensione marginale al consumo, mentre per i WHtM la relazione inversa dipende dalla rinuncia ai consumi a causa dell'investimento in attività illiquide, come precedentemente illustrato. Quindi, la possibilità di una variazione transitoria del reddito permette di riportare, o comunque di avvicinarsi, ai livelli di consumo abituali della famiglia. Per le classi di età del capofamiglia, invece, si nota una propensione marginale al consumo crescente con l'età.

Nel modello SIM-1 la propensione marginale al consumo è più alta per le famiglie *hand-to-mouth* rispetto alle famiglie *not hand-to-mouth* per tutte le categorie considerate. Anche in questo modello, la propensione marginale al consumo del secondo gruppo rasenta lo zero. Inoltre, la propensione marginale al consumo tende a decrescere al crescere del reddito, mentre per le classi di età del capofamiglia, la propensione marginale al consumo tende a ridursi al crescere dell'età per le famiglie *not hand-to-mouth* e ad aumentare per le famiglie *hand-to-mouth*.

Nel modello SP-S, la propensione marginale al consumo è sempre uno per le famiglie *hand-to-mouth*, perché tendono a consumare interamente il proprio reddito per definizione, mentre rasenta lo zero per le famiglie *not hand-to-mouth*, con valori molto simili a quelli del modello SIM-1.

In conclusione, dal modello SIM-2 si può dedurre che la propensione marginale al consumo delle famiglie WHtM è maggiore rispetto alle altre due categorie, in particolare per le famiglie con un reddito elevato. In tutti i modelli, la propensione marginale al consumo delle famiglie NHtM è minore rispetto alle famiglie *hand-to-mouth* per tutti i gruppi considerati.

Per valutare l'efficacia delle politiche di stimolo al consumo, si considerano differenti tipi di stimolo per i tre modelli considerati, di cui si calcolano le relative propensioni marginali al consumo aggregate. L'intervento di riferimento è un trasferimento temporaneo di 500 dollari, utilizzato per le stime nei gruppi di famiglie, posto a confronto con un effetto di intensità, confrontandolo con gli effetti di un trasferimento di 50 dollari e di 2000 dollari, un effetto di segno, confrontandolo con una riduzione fiscale di 500 dollari e con un effetto target, limitando lo stimolo solo ai redditi bassi o solo ai redditi alti.

La prima considerazione è sulle stime aggregate della propensione marginale al consumo. Il modello SIM-2 ha una stima più alta per un trasferimento di 500 dollari rispetto al modello SIM-1 perché quest'ultimo tende a sottostimare gli effetti delle politiche fiscali dal momento che non tiene in considerazione dei comportamenti delle famiglie WHtM, considerandole invece delle famiglie NHtM, quindi non tiene in considerazione di una parte di famiglie che ha un'alta propensione marginale al consumo. Al contrario, il modello SP-S ha una propensione marginale aggregata più elevata rispetto al modello SIM-2 perché, per costruzione, tende a sovrastimare la propensione marginale al consumo delle famiglie *hand-to-mouth*, imponendo all'interno del modello il vincolo di spendere interamente il reddito disponibile.

Il modello SIM-2 è l'unico modello sensibile sia alle variazioni di intensità dello stimolo, dal momento che la propensione marginale al consumo aggregata aumenta per un trasferimento di 50 dollari e diminuisce, al punto da rasentare lo zero, per un trasferimento di 2000 dollari. Ciò trova spiegazione nella presenza di costi di transazione per gli investimenti illiquidi all'interno del modello. In seguito a un

trasferimento di grande entità, le famiglie scelgono di utilizzare il nuovo reddito disponibile per pagare i costi di transazione e crearsi una riserva di liquidità tramite il risparmio, precedentemente persa con l'investimento. Al contrario, un trasferimento di lieve entità non sarebbe in grado di ovviare ai costi di transazione, quindi preferiscono utilizzarlo per i consumi. Nei modelli SIM-1 e SP-S non sono presenti costi di transazione, quindi la propensione marginale al consumo resta pressoché invariata al variare dell'entità del trasferimento, dal momento che le scelte di consumo delle famiglie non cambiano, non la necessità di pagare il costo dell'investimento.

Gli effetti del cambiamento di segno differiscono tra i diversi modelli. Nei modelli SIM-1 e SIM-2 l'effetto di una riduzione delle imposte anziché di un trasferimento di reddito è decisamente maggiore. Questo perché le famiglie con un vincolo di bilancio, come possono essere le famiglie *hand-to-mouth*, sentono un maggior bisogno di mettere da parte una parte del reddito disponibile a risparmio per evitare la possibilità di future restrizioni, ma ciò non è sempre possibile nel caso di una riduzione delle imposte. Il modello SP-S, invece, non coglie la differenza di segno, dal momento che le famiglie *hand-to-mouth* hanno sempre una propensione marginale al consumo uguale a 1 qualsiasi sia la fonte dell'aumento del reddito disponibile.

Infine, la scelta del target influisce sugli effetti degli stimoli. Il modello SIM-2 è quello che ha una minor sensibilità alla scelta del target a causa della presenza dei WHtM, che hanno una maggior propensione marginale al consumo al crescere del reddito, quindi rispondono in maniera opposta alle aspettative, dal momento che, generalmente, le

politiche di stimolo fiscale sono indirizzate alle famiglie con redditi più bassi perché ci si aspetta una maggior propensione marginale al consumo. Ciò negli altri modelli è verificato perché, fondamentalmente, il comportamento dei WHtM viene celato dall'aggregazione con gli altri gruppi di famiglie. C'è da notare, inoltre, che nel modello SP-S, la propensione marginale al consumo è sovrastimata anche per i redditi alti a causa dell'ipotesi che le famiglie *hand-to-mouth* spendono la totalità del proprio reddito.

In sintesi i tre modelli suggeriscono che un aumento dell'intensità del trasferimento non sortisce effetti proporzionali nella propensione marginale al consumo. Al contrario, un trasferimento eccessivamente alto tende a far destinare il nuovo reddito disponibile al risparmio, in particolare per le famiglie WHtM, in modo da uscire dalla condizione di assenza di liquidità per i periodi futuri. La risposta delle famiglie in termini di consumo è maggiore per una riduzione delle imposte, rispetto a un trasferimento di reddito di uguale entità. Infine, gli stimoli non devono limitarsi alle fasce di reddito basse, dal momento che le famiglie che hanno problemi di liquidità, indipendentemente dal reddito, danno una risposta anche maggiore a uno stimolo rispetto alle famiglie a basso reddito (Kaplan, Violante, & Weidner, 2014).

3.2 Il contributo della riflessione sociologica

I WHtM sono una categoria di famiglie emersa nella letteratura economica in seguito agli effetti della crisi finanziaria. Tuttavia, possono essere di interesse anche in ambito sociologico, facendo riferimento a due filoni di studi. Il primo è quello relativo alla vulnerabilità alla povertà, dal momento che non si tratta di famiglie povere, ma che comunque sono costrette, per via di una scelta di investimento, a rinunciare a una parte dei loro consumi, abbassando così il loro tenore di vita. L'altro concetto che richiama i WHtM, seppur in maniera più marginale, è quello di povertà secondaria, dal momento che si tratta di famiglie che, nonostante non siano classificabili come povere, si comportano, in relazione al loro stile di vita consono, come se lo fossero. In questo paragrafo, si presentano brevemente questi due concetti sociali, con la relativa letteratura e le motivazioni per cui riteniamo che possa essere utile inquadrare le famiglie WHtM nella letteratura sociologica.

3.2.1 La vulnerabilità alla povertà

L'interesse verso i comportamenti di consumo delle famiglie, in particolare in seguito a una variazione del reddito, si possono ricondurre al fenomeno della vulnerabilità alla povertà, intesa come la possibilità di cadere in condizione di povertà nell'immediato futuro, pur non essendolo nel presente. Il *World Development Report (WDR) 2000/1*

(World Bank, 2000) definisce la vulnerabilità alla povertà come la probabilità di trovarsi al sotto di una certa soglia di benessere nel periodo successivo a quello di analisi. Quindi, per analizzare la vulnerabilità alla povertà bisogna tenere conto delle seguenti caratteristiche: a) si tratta di una misura prospettica, dal momento che analizza una condizione che si potrebbe verificare in futuro; b) ha carattere aleatorio, dal momento che la perdita e la conseguente caduta in condizione di povertà dipende da eventi incerti; c) esistono differenti livelli di vulnerabilità, che dipendono dal rischio e dalla capacità di risposta al rischio; d) dipende fortemente dal tempo, dal momento che il rischio varia a seconda dell'intervallo temporale considerato e e) essere al di sotto o prossimi alla soglia di povertà implica vulnerabilità, a causa della difficoltà di accesso alle risorse e quindi alla maggior difficoltà di gestire il rischio (Alwang, Siegel, & Jørgensen, 2001).

L'analisi della vulnerabilità anziché della povertà permette di analizzare il fenomeno in un'ottica prospettica, tenendo conto non solo della fascia di popolazione che si trova attualmente in condizione di povertà, ma anche di quella che potrà trovarsi nell'immediato futuro, ampliando così l'interesse alla povertà potenziale e non soltanto alla condizione attualmente osservata. In altri termini, la vulnerabilità è la misura dell'esposizione al rischio di povertà (Dercon, 2001). Ciò permette di intervenire non soltanto tramite politiche sociali *ex-post*, sulle famiglie che già si trovano in condizione di povertà, ma anche con politiche *ex-ante*, rimuovendo quei fattori che, in caso di evento avverso, causerebbero la caduta in povertà delle famiglie (Chaudhuri, Jalan, & Suryahadi, 2002). Inoltre, la vulnerabilità permette di distinguere in modo più netto la povertà transitoria dalla povertà cronica. Infatti

secondo Rossi e Vecchi (2011), la povertà transitoria è una condizione in cui le famiglie non sono vulnerabili e quindi gli strumenti per poter uscirne in breve tempo, mentre la povertà cronica è tipica delle famiglie vulnerabili.

Sebbene sia possibile quantificare le famiglie o gli individui vulnerabili alla povertà, secondo Alwang, Siegel, e Jorgensen (2001), invece, è piuttosto difficile identificare i fattori che causano la vulnerabilità, dal momento che sarebbe necessario un modello che permetta di analizzare le reazioni a shock di diversa natura. Inoltre, non sempre la povertà, in particolare quella transitoria, è causata semplicemente da shock sulle condizioni di reddito, ma spesso dipende da fattori esterni, in particolare dall'assenza di politiche sociali adeguate. Per questo motivo, Murdoch (1994), in riferimento ai Paesi in via di sviluppo, definisce come povertà stocastica la condizione per cui una famiglia o un individuo si trova in condizione di povertà o di vulnerabilità alla povertà a causa delle difficoltà dell'ambiente in cui si trova.

In letteratura esistono differenti interpretazioni e contesti di analisi sulla vulnerabilità. In primis, il concetto di vulnerabilità è strettamente legato a quello di rischio. Infatti, a introdurre il concetto di vulnerabilità in sociologia è stato Beck (2000), in riferimento ai suoi studi sulla società del rischio. In tal senso, Chambers (1989) distingue tra vulnerabilità esterna, che riguarda i rischi a cui la famiglia è esposta, e una vulnerabilità interna, che riguarda i mezzi per difendersi dalle condizioni avverse. La vulnerabilità, infatti, deriva da una prolungata e continua esposizione a rischi di differente natura, come cambiamenti nello scenario macroeconomico, disastri naturali, problemi di salute,

danni alla persona o scelte di investimento o consumo errati⁴ (Philip & Rayhan, 2004). Un altro concetto legato alla vulnerabilità è quello di resilienza. Secondo Moser (1998), la vulnerabilità è da intendersi come un'assenza di resilienza ai cambiamenti che minacciano lo stato di benessere delle famiglie, che possono manifestarsi sotto forma di shock, di trend di lungo periodo o di cambiamenti ciclici.

Relativamente all'analisi della vulnerabilità in Italia, Rossi e Vecchi (2011) analizzano il fenomeno dal 1985 al 2001, a partire dai dati dell'Indagine sui consumi delle famiglie dell'ISTAT, tramite la costruzione di uno pseudo-panel di famiglie, da cui stimano la probabilità di cadere in condizione di povertà nell'anno successivo e considerando come soglia di vulnerabilità lo 0.5. Dai dati risulta che la quasi totalità della povertà nel periodo considerato è una povertà cronica, quindi le famiglie che si trovano in condizione di povertà si trovano anche in condizione di vulnerabilità, quindi non possiedono i mezzi per migliorare la propria condizione e tende a mantenere lo *status* di famiglia povera nel lungo periodo. Inoltre, circa un terzo del totale delle famiglie è vulnerabile, quindi tende a cadere, o a rimanere, in condizione di povertà nell'anno successivo a quello considerato. Inoltre, le famiglie più vulnerabili sono nel Mezzogiorno, con un trend sempre

⁴ Da questo punto di vista è possibile considerare i *wealthy hand-to-mouth* come una categoria di famiglie soggetta a vulnerabilità alla povertà. Infatti, queste famiglie, tramite la scelta di limitare la propria liquidità si sono esposte al rischio di cadere in condizioni di povertà in seguito a uno shock sul reddito. In altri termini, si tratta di famiglie la cui probabilità di cadere in condizione di povertà dipende dalla situazione patrimoniale e dai cambiamenti dello scenario macroeconomico in seguito alla crisi finanziaria di fine anni 2000.

crescente nel periodo considerato, mentre nel Centro-Nord, in particolare nel Nord-Est, il fenomeno, già di minore entità, tende a ridursi nel tempo. Tra le altre analisi sulla vulnerabilità alla povertà in Italia, ricordiamo due studi di Ranci. Uno relativo ai fattori di rischio di povertà nella regione Lombardia (2001), l'altro a livello europeo (2010). Il primo studio, in cui individua quattro tipologie di famiglie vulnerabili. La prima è quella degli anziani, in particolare quelli che vivono da soli, con mezzi economici limitati e una rete di sostegno insufficiente; la seconda è quella delle famiglie monoreddito e con figli a carico, a causa delle carenze politiche di sostegno ai redditi, delle difficoltà relative al mercato immobiliare e dei servizi per l'infanzia insufficienti; la terza è quella delle famiglie i cui componenti hanno una posizione occupazionale precaria. Se i giovani che hanno difficoltà nell'inserimento del mercato del lavoro possono trovare sostegno nella famiglia di origine, la situazione in cui è il capofamiglia a essere in una condizione di lavoro precaria è una delle principali cause di esclusione sociale; la quarta è quella delle famiglie con familiari a carico bisognosi di cure, dal momento che la responsabilità del sostegno economico di questi soggetti ricade quasi interamente sulle famiglie. Il secondo studio costruisce un indicatore multidimensionale di vulnerabilità sociale considerando cinque dimensioni: a) vulnerabilità economica, ovvero il rischio di essere al di sotto della soglia di povertà; b) rischio abitativo, essendo un fattore determinante per la costruzione di una famiglia e di relazioni sociali; c) vulnerabilità al lavoro, dal momento che i lavoratori precari e i non lavoratori sono maggiormente soggetti al rischio di povertà rispetto a chi ha un lavoro stabile; d) difficoltà a conciliare

lavoro e cura dei figli, essendo un fattore cruciale per la presenza femminile nel mercato del lavoro e quindi della possibilità di avere un doppio reddito o di un lavoro stabile nel caso delle madri sole; e) presenza di componenti non autosufficienti, dal momento che spesso non possono contribuire economicamente al sostentamento della famiglia, se non con i limitati mezzi forniti dalle politiche di welfare, e, al contempo, ne erodono le risorse. A partire dall'indicatore multidimensionale, gli autori definiscono tre aree di vulnerabilità, la prima è quella di vulnerabilità moderata, derivante da una sola delle dimensioni considerate; la seconda è quella della vulnerabilità multifattoriale, ovvero il caso in cui le famiglie sono esposte a più fattori di rischio, ma non si trovano in una situazione di deprivazione materiale; la terza è l'area di grave difficoltà, in cui le famiglie sono soggette a più fattori di rischio che compromettono in modo determinante le condizioni di vita. Dall'analisi dei dati EHCP da cui è calcolato l'indicatore, il 52% della popolazione europea non è vulnerabile alla povertà, mentre solo l'8% vive in una condizione di grave difficoltà. Inoltre, le famiglie monoparentali sono quelle maggiormente soggette alla vulnerabilità economica, le famiglie monoreddito sono maggiormente soggette alla vulnerabilità da lavoro, le coppie giovani con figli, invece, al rischio abitativo e alla difficoltà di conciliare lavoro e figli. A livello geografico gli autori individuano quattro gruppi, ognuno dei quali ha un differente livello di vulnerabilità. Il primo è quello dei paesi dell'Europa continentale e settentrionale, con un basso livello di vulnerabilità; il secondo è quello delle aree più ricche dei paesi mediterranei con un livello di vulnerabilità inferiore rispetto alle altre aree e prevalentemente derivante da instabilità economica; il

terzo è quello dei paesi mediterranei, in cui è presente una forte instabilità da lavoro e abitativa; il quarto l'area della grave difficoltà, di cui fanno parte le aree più povere dell'Italia e della Spagna.

3.2.2 La povertà secondaria

Il secondo fenomeno sociale riconducibile ai cambiamenti dei comportamenti di consumo delle famiglie è la *povertà secondaria*. Il concetto, proposto per la prima volta da Rowntree (1901), nell'ambito dell'indagine del 1899 sulla povertà nella città di York, riguarda quelle famiglie i cui guadagni totali sarebbero sufficienti per il mantenimento del tenore di vita al di sopra della condizione di povertà, se non fosse che una parte di essa è assorbita da altre spese, più o meno utili⁵. In altri termini, si tratta di famiglie che, pur non essendo povere dal punto di vista economico, si trovano in condizioni tali per cui si comportano come poveri. Rowntree riteneva così importante distinguere tra povertà primaria e povertà secondaria che nel suo studio condusse due rilevazioni separate per ciascun fenomeno (Freeman, 2011). Inoltre, anche per la povertà primaria non si limitò a considerare esclusivamente il reddito come unica causa di povertà. Infatti, quasi un quarto delle famiglie oggetto di analisi viveva in condizione di povertà primaria non

⁵ Facendo riferimento a questa definizione, potremmo considerare i *wealthy hand-to-mouth* come una categoria di povertà secondaria, dal momento che la causa della riduzione del livello dello stile di vita mantenuto fino a quel momento non dipende dal reddito, ma dalla scarsa liquidità che limita il reddito disponibile da destinare ai consumi.

a causa di un basso salario, ma di una famiglia numerosa. Nonostante l'importanza che le attribuisce, le informazioni che fornisce Rowntree sulla povertà secondaria sono scarse, rilevandola come categoria residuale incrociando i dati delle due indagini e senza indagare a fondo sulle sue cause, limitandosi a motivazioni generiche, quali una dipendenza da sostanza o da gioco o spese impreviste da affrontare, aggravate da un reddito incerto. In realtà, nello stesso studio, la povertà secondaria è considerata come un'opinione o, comunque, fortemente condizionata dalle scelte del ricercatore, dal momento che dipende dallo stile di vita delle famiglie che vivono in condizione di povertà primaria. Nonostante non fosse valido dal punto di vista metodologico, lo sforzo di Rowntree è stato comunque importante nel dibattito relativo alla misura della povertà, dal momento che è stato tra i primi a porre l'attenzione sullo stile di vita delle famiglie e non solo sulla mera condizione economica (Veit-Wilson, 1986). Tuttavia, lo stesso Rowntree, pur mantenendo l'idea di fare riferimento allo stile di vita delle famiglie e non soltanto ai redditi, nei lavori successivi si concentrò sulla nozione di povertà primaria. Infatti, nell'indagine condotta sempre nella città di York nel 1936 (1941), non misura in modo diretto la povertà secondaria e la soglia di povertà primaria viene aggiornata includendo anche spese che nel lavoro precedente erano ritenute non necessarie, dato che considerava i metodi precedentemente utilizzati non sufficientemente rigorosi per quantificare la povertà in modo attendibile (Jones, 1941). Ciononostante, non abbandona ancora completamente il concetto di povertà secondaria, che misura indirettamente, tramite il confronto tra le osservazioni dei rilevatori sulle condizioni di vita delle famiglie oggetto di analisi e le

informazioni relative al reddito e ai consumi. Invece il concetto è completamente abbandonato nella terza indagine (Rowntree, 1951), in cui lo stesso autore dichiara che l'analisi si concentra esclusivamente su questioni di natura economica.

Sebbene gli studi di Rowntree trovino ormai spazio solo nella storia del pensiero sociologico, il suo contributo relativo alla misurazione della povertà è stato comunque importante per la costruzione di indicatori di povertà che tenessero conto delle condizioni di vita e non semplicemente delle condizioni economiche delle famiglie. Questo aspetto, ponendo attenzione alla costruzione di indicatori compositi di povertà, sarà trattato nel capitolo successivo.

3.3 Un modello italiano sui comportamenti di consumo delle famiglie

In questo paragrafo, presenteremo una serie di modelli econometrici al fine di analizzare i comportamenti di consumo delle famiglie rispetto alle variabili socio-demografiche di interesse e alla situazione finanziaria. In riferimento alle precedenti analisi sull'eterogeneità dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione della liquidità (Kaplan, Violante, & Weidner, 2014), si utilizza la presenza di un mutuo a carico come variabile di riferimento per la situazione delle famiglie. Per questa analisi sono stati utilizzati i dati dell'Indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia e le elaborazioni sono

realizzate tramite il software STATA. Per maggiori dettagli sulla costruzione dei modelli si veda l'Appendice B.

3.3.1 Definizione del modello e dati

Al fine di analizzare i comportamenti di consumo delle famiglie, stimiamo una serie di modelli di regressione distinguendo tra diverse tipologie di consumo. Si distingue, infatti, tra consumi totali della famiglia, consumi individuali, consumi individuali di beni durevoli e consumi individuali di beni non durevoli. Ognuna di queste voci di consumo sarà la variabile di risposta di tre modelli di regressione, le cui formulazioni tengono conto non soltanto della situazione di liquidità delle famiglie, ma anche delle caratteristiche socio-demografiche e del periodo considerato, distinguendo, in particolare, tra prima e dopo la crisi.

La formula (3.3.1) è la prima delle tre formulazioni del modello, che pone l'accento sulla relazione tra reddito e consumo in funzione della presenza di un mutuo:

$$c_i = \beta_1 y_i + \beta_2 y_i * loan_i + \beta_3 ncomp_i + \beta_4 age_i + \gamma_1 reg1_i + \dots + \gamma_{20} reg20_i + \delta_1 y06_i + \dots + \delta_5 y14_i + \varepsilon_i \quad (3.3.1)$$

Dove:

c è una delle variabili di consumo (totali, medi, individuali per beni durevoli e individuali per beni non durevoli) considerate;

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

y è il reddito per i consumi totali o il reddito medio per le altre variabili di consumo;

$loan$ è una variabile dicotomica che indica se le famiglie hanno un mutuo a carico;

$ncomp$ è il numero di componenti della famiglia

age è l'età del capofamiglia;

$reg1 \dots reg20$ sono variabili dicotomiche che indicano la regione di appartenenza della famiglia;

$y06 \dots y14$ sono variabili dicotomiche che indicano l'anno di rilevazione.

La formula (3.3.2) è la seconda formulazione, che pone l'accento sugli effetti del mutuo sui consumi prima e dopo la crisi:

$$c_i = \beta_1 y_i + \beta_2 loan_i + \beta_3 loan * crisis_i + \beta_4 ncomp_i + \beta_5 age_i + \gamma_1 reg1_i + \dots + \gamma_{20} reg20_i + \delta_1 y06_i + \dots + \delta_5 y14_i + \varepsilon_i \quad (3.3.2)$$

Dove:

c è una delle variabili di consumo (totali, medi, individuali per beni durevoli e individuali per beni non durevoli) considerate;

y è il reddito per i consumi totali o il reddito medio per le altre variabili di consumo;

$loan$ è una variabile dicotomica che indica se le famiglie hanno un mutuo a carico;

$crisis$ è una variabile dicotomica che indica gli anni della crisi. Assume valore 1 per gli anni successivi al 2008 e 0 altrove;

$ncomp$ è il numero di componenti della famiglia

age è l'età del capofamiglia;

$reg1 \dots reg20$ sono variabili dicotomiche che indicano la regione di appartenenza della famiglia;

$y06 \dots y14$ sono variabili dicotomiche che indicano l'anno di rilevazione.

La formula (3.3.3) è la terza formulazione, che pone l'accento sugli effetti della numerosità della famiglia sui consumi prima e dopo la crisi:

$$\begin{aligned} c_i = & \beta_1 y_i + \beta_2 loan_i + \beta_3 ncomp2_i + \beta_4 ncomp2 * crisis_i \\ & + \beta_5 age_i + \gamma_1 reg1_i + \dots + \gamma_{20} reg20_i + \delta_1 y06_i + \dots \\ & + \delta_5 y14_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3.3.3)$$

Dove:

c è una delle variabili di consumo (totali, medi, individuali per beni durevoli e individuali per beni non durevoli) considerate;

y è il reddito per i consumi totali o il reddito medio per le altre variabili di consumo;

$loan$ è una variabile dicotomica che indica se le famiglie hanno un mutuo a carico;

$crisis$ è una variabile dicotomica che indica gli anni della crisi. Assume valore 1 per gli anni successivi al 2008 e 0 altrove;

$ncomp2$ è una variabile dicotomica che indica se le famiglie hanno più di due componenti. Si utilizza questa variabile come *proxy* della presenza di figli a carico nella famiglia;

age è l'età del capofamiglia;

Come si può notare dalle formule, tutte e tre le formulazioni presentano anche delle variabili di controllo, ovvero l'anno di rilevazione e la regione di appartenenza della famiglia. Per semplicità, in seguito si riportano le stime e gli errori standard solo delle variabili principali per ognuno dei dodici modelli stimati.

3.3.2 Analisi dei risultati

I primi tre modelli considerati hanno come variabile dipendente i consumi totali.

TAB. 3.1: *Modello 1. Prima forma funzionale per i consumi totali*

Consumi totali	Modello 1	
	Stima	ES
Adj R ² = .8940		
Reddito	.398***	.002
Mutuo * reddito	.042***	.003
N. componenti	1347.38***	43.204
Età	-1.857	3.152

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.1 riporta le stime per la prima forma funzionale. Le variabili sono tutte statisticamente significative, eccetto l'età del capofamiglia. Per una variazione unitaria del reddito, la spesa media delle famiglie aumenta di circa 40 centesimi, mentre si riduce a soli 4 centesimi circa per le famiglie che hanno acceso un mutuo. Per ogni componente aggiuntivo della famiglia, si spende 1347.38 euro in più.

Analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione della liquidità

TAB. 3.2: *Modello 2. Seconda forma funzionale per i consumi totali*

Consumi totali	Modello 2	
	Stima	ES
Adj R ² = .8940		
Reddito	.409***	.002
Mutuo	2928.113***	180.861
Mutuo * crisi	-599.952***	229.659
N. componenti	1286.69***	43.3055
Età	5.186	3.182

*** p < 0.01 ** p < .05 * p < .1

La tabella 3.2 riporta le stime della seconda forma funzionale. Le variabili sono tutte statisticamente significative, eccetto l'età del capofamiglia. Per una variazione unitaria del reddito, la spesa media delle famiglie aumenta di circa 40 centesimi, mentre gli effetti del mutuo variano tra prima e dopo la crisi. Considerando la variabile mutui per tutti gli anni considerati, i consumi totali aumentano mediamente di 2928.11 euro, mentre dopo la crisi si riducono di 599.95 euro. Per ogni componente della famiglia aggiuntivo, la spesa aumenta di 1286.69 euro.

TAB. 3.3: *Modello 3. Terza forma funzionale per i consumi totali*

Consumi totali	Modello 3	
	Stima	ES
Adj R ² = .8930		
Reddito	.414***	.002
Mutuo	2691.532***	120.0774
N. componenti > 2	2494.922***	160.205
N. componenti * crisi	133.966	191.030
Età	.266	3.241

*** p < 0.01 ** p < .05 * p < .1

La tabella 3.3 riporta le stime per la terza forma funzionale. Come si può notare, per una variazione unitaria del reddito, la spesa media delle

famiglie aumenta di circa 40 centesimi, mentre la presenza di un mutuo aumenta i consumi di 2691.53. Non ci sono cambiamenti negli effetti sui consumi rispetto al numero dei componenti prima e dopo la crisi, dato che la variabile di interazione non è significativa. In ogni caso, avere una famiglia con più di due componenti comporta un aumento della spesa media di 2494.92. La variabile età non è statisticamente significativa.

Relativamente alla variabile dipendente consumi totali, il reddito, il mutuo e il numero dei componenti hanno un effetto statisticamente significativo e le stime sono stabili, quindi non subiscono forti variazioni al variare della forma funzionale. Invece, la variabile età del capofamiglia non ha effetti statisticamente significativi.

I prossimi tre modelli hanno come variabile dipendente i consumi individuali.

TAB. 3.4: *Modello 4. Prima forma funzionale per i consumi individuali*

Consumi individuali	Modello 4		
	Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .8814			
Reddito medio	.378***	.002	.053
Mutuo * reddito	.0169**	.001	.008
N. componenti	-1639.43***	22.512	153.277
Età	-8.814***	1.617	3.049

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.4 riporta le stime della prima forma funzionale. Tutte le variabili considerate sono statisticamente significative. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa media delle famiglie aumenta di circa 40 centesimi, mentre si riduce a 2 centesimi circa per

Analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione della liquidità

le famiglie che hanno acceso un mutuo. Per ogni componente aggiuntivo della famiglia, si spende mediamente 1347.38 euro in meno, mentre per ogni anno in più del capofamiglia si spende 8.81 in meno.

TAB. 3.5: *Modello 5. Seconda forma funzionale per i consumi individuali*

Consumi individuali	Modello 5		
	Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .8817			
Reddito medio	.384***	.002	.0510
Mutuo	1263.75***	93.060	139.698
Mutuo * crisi	-378.378***	118.240	122.926
N. componenti	-1620.048***	22.001	125.338
Età	-5.733***	1.636	2.554

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.5 riporta le stime per la seconda forma funzionale. Tutte le variabili considerate sono statisticamente significative. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa per individuo delle famiglie aumenta di circa 40 centesimi. Gli effetti del mutuo sui consumi cambiano prima e dopo la crisi. In generale, le famiglie che accendono un mutuo spendono in media 1263.75 in più, mentre dopo la crisi spendono 378.38 in meno. Per ogni componente aggiuntivo della famiglia, si spende mediamente 1620.05 euro in meno, mentre per ogni anno in più del capofamiglia si spende 5.73 in meno.

TAB. 3.6: *Modello 6. Terza forma funzionale per i consumi individuali*

Consumi individuali	Modello 6		
	Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .8770			
Reddito medio	.396***	.00217	.0516
Mutuo	877.039***	62.642	94.823
N. componenti > 2	-3237.215***	82.816	231.709
N. componenti * crisi	-381.058***	99.870	118.046
Età	-2.704	1.693	2.879

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.6 riporta le stime per la terza forma funzionale. Tutte le variabili sono statisticamente significative eccetto l'età. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa individuale delle famiglie aumenta di circa 40 centesimi, mentre le famiglie che accendono un mutuo spendono in media 877.04 in più. Gli effetti della numerosità della famiglia si riducono a seguito della crisi. Se per tutto il periodo considerato, una famiglia con più di due componenti spende in media 3237.22 euro in meno per componente, dopo la crisi l'effetto si riduce di quasi un decimo, con un media di 381.06 in meno per ogni componente.

Relativamente alla variabile consumi individuali, le variabili reddito medio e numero dei componenti hanno un effetto statisticamente significativo e le stime sono stabili rispetto alle variazioni della forma funzionale. La variabile mutuo ha un effetto statisticamente significativo, ma le stime, pur essendo coerenti nel segno, variano notevolmente nei modelli considerati. Infine, la variabile età non è statisticamente significativa nel terzo modello, mentre nei primi due, ha anch'essa una coerenza solo nel segno, ma non nel valore delle stime.

Si prosegue con i modelli che hanno come variabile dipendente i consumi individuali per beni durevoli

TAB. 3.7: *Modello 7. Prima forma funzionale per consumi durevoli individuali*

Consumi durevoli individuali	Modello 7		
	Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .1194			
Reddito medio	.034***	.001	.008
Mutuo * reddito	.008***	.001	.001
N. componenti	-52.757***	10.220	23.305
Età	-14.516***	.734	1.011

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.7 riporta le stime per la prima forma funzionale. Tutte le variabili considerate sono statisticamente significative. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa individuale delle famiglie in consumi durevoli aumenta di circa 3 centesimi, mentre si riduce a meno di 1 centesimo circa per le famiglie che hanno acceso un mutuo. Per ogni componente aggiuntivo della famiglia, si spende mediamente 52.76 euro in meno in consumi durevoli, mentre per ogni anno in più del capofamiglia si spende 14.52 in meno per componente in consumi durevoli.

TAB. 3.8: *Modello 8. Seconda forma funzionale per consumi durevoli individuali*

Consumi individuali	durevoli	Modello 8		
		Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .1244				
Reddito medio		.036***	.001	.008
Mutuo		754.523***	42.188	59.674
Mutuo * crisi		-346.327***	53.603	67.818
N. componenti		-46.166***	9.975	20.288
Età		-12.779***	.742	2.954

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.8 riporta le stime per la seconda forma funzionale. Tutte le variabili considerate sono statisticamente significative. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa individuale delle famiglie in consumi durevoli aumenta di circa 36 centesimi. Gli effetti del mutuo sui consumi durevoli cambiano prima e dopo la crisi. In generale, le famiglie che accendono un mutuo spendono in media 754.52 in più a testa, mentre dopo la crisi spendono 346.33 in meno. Per ogni componente aggiuntivo della famiglia, si spende mediamente 46.17 euro in meno in consumi durevoli a testa, mentre per ogni anno in più del capofamiglia si spende 12.78 in meno in consumi durevoli a testa.

TAB. 3.9: *Modello 9. Terza forma funzionale per consumi durevoli individuali*

Consumi durevoli individuali Adj R ² = .1229	Modello 9		
	Stima	ES	ES robusti
Reddito medio	.037***	.001	.007
Mutuo	546.279***	27.863	35.795
N. componenti > 2	-160.925***	36.836	51.655
N. componenti * crisi	87.919***	44.421	45.600
Età	-12.791***	.753	.980

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.9 riporta le stime per la terza forma funzionale. Tutte le variabili sono statisticamente significative. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa individuale delle famiglie aumenta di circa 4 centesimi, mentre le famiglie che accendono un mutuo spendono in media 546.28 in più a testa. Gli effetti della numerosità della famiglia sui consumi in beni durevoli cambia a seguito della crisi. Se per tutto il periodo considerato, una famiglia con più di due componenti spende in media 160.92 euro in meno per componente, dopo la crisi l'effetto spende 87.92 in più in beni durevoli. Per ogni anno aggiuntivo di età, si spende 12.79 in meno mediamente in beni durevoli.

Per i consumi individuali di beni durevoli, tutte le variabili considerate sono statisticamente significative. Le variabili reddito medio, numero di componenti ed età sono stabili rispetto alla variazione della forma funzionale, mentre non lo è la variabile mutuo, pur restando coerente nel segno.

Infine, i modelli che hanno come variabile dipendente i consumi individuali di beni non durevoli.

TAB. 3.10: *Modello 10. Prima forma funzionale per consumi non durevoli individuali*

Consumi non durevoli individuali	Modello 10		
	Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .8970			
Reddito medio	.344***	.002	.047
Mutuo * reddito	.009	.001	.007
N. componenti	-1586.674***	19.692	134.885
Età	5.702**	1.414	2.636

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.10 riporta le stime per la prima forma funzionale. L'unica variabile non significativa è l'interazione tra reddito e mutuo. Ciò significa che per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa individuale delle famiglie in beni non durevoli aumenta di circa 34 centesimi, ma non ci sono differenze significative tra le famiglie che hanno acceso un mutuo o meno. Per ogni componente aggiuntivo della famiglia, si spende 1586.67 in meno a persona in beni non durevoli, mentre per ogni anno in più del capofamiglia si spende 5.70 in meno a persona in beni non durevoli.

TAB. 3.11: *Modello 11. Seconda forma funzionale per consumi non durevoli individuali*

Consumi non durevoli individuali	Modello 11		
	Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .8971			
Reddito medio	.3475***	.002	.0447
Mutuo	509.227***	81.499	115.338
Mutuo * crisi	-32.051	103.552	98.842
N. componenti	-1573.882***	19.268	109.639
Età	-7.046***	1.433	2.199

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.11 riporta le stime per la seconda forma funzionale. Tutte le variabili considerate sono statisticamente significative, eccetto l'effetto

di interazione del mutuo con gli anni di crisi. Ciò significa che la crisi non ha modificato gli effetti del mutuo sui consumi individuali delle famiglie in beni non durevoli. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa media delle famiglie in beni non durevoli aumenta di circa 35 centesimi. Le famiglie che hanno un mutuo spendono per ogni componente 509.23 euro in più, mentre, per ogni componente aggiuntivo della famiglia, si spende 1573.88 in meno a persona in beni non durevoli, mentre per ogni anno in più del capofamiglia si spende 7.05 in meno a persona in beni non durevoli.

TAB. 3.12: *Modello 12. Terza forma funzionale per consumi non durevoli individuali*

Consumi non durevoli individuali	Modello 12		
	Stima	ES	ES robusti
Adj R ² = .8921			
Reddito medio	.360***	.002	.045
Mutuo	330.760***	55.102	80.939
N. componenti > 2	-3076.29***	72.847	201.868
N. componenti * crisi	-468.977***	87.848	102.425
Età	-10.087***	1.489	2.499

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

La tabella 3.12 riporta le stime per la terza forma funzionale. Tutte le variabili considerate sono statisticamente significative. Per una variazione unitaria del reddito medio, la spesa media delle famiglie in beni non durevoli aumenta di circa 35 centesimi, mentre le famiglie che hanno un mutuo spendono per ogni componente 330.76 euro in più. La crisi attenua l'effetto della numerosità della famiglia sui consumi rispetto ai beni non durevoli. Infatti, per tutto il periodo considerato, le famiglie con più di due componenti spendono 3076.29 in, meno per ogni componente in beni durevoli, mentre dopo la crisi, l'effetto si

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

riduce notevolmente, con una spesa media di 468.98 in meno. Per ogni anno aggiuntivo di età del capofamiglia si spende 10.09 euro in meno per componente.

Per i consumi individuali di beni non durevoli, le variabili sono tutte staticamente significative, eccetto gli effetti di interazione del mutuo con il reddito e con gli anni della crisi. Il reddito e il numero dei componenti sono stabili rispetto alle variazioni delle forme funzionali, mentre il mutuo e l'età restano coerenti nel segno, ma non nei valori.

TAB. 3.13: Sintesi dei modelli per consumi totali e consumi individuali

	Consumi totali			Consumi individuali		
	Modello 1	Modello 2	Modello 3	Modello 4	Modello 5	Modello 6
Reddito	.398*** (.002)	.409*** (.002)	.414*** (.002)	.378*** (.053)	.384*** (.051)	.396*** (.052)
Mutuo * reddito	.0420*** (.003)			.017** (.008)		
Mutuo		2928.113*** (180.861)	2691.532*** (120.077)		1263.75*** (139.698)	877.039*** (94.823)
Mutuo * crisi		-599.952*** (229.659)			-378.378*** (122.930)	
N. componenti	1347.38*** (43.204)	1286.688*** (43.306)		-1639.43*** (153.278)	-1620.048*** (125.338)	
N. componenti > 2			2494.922*** (160.205)			-3237.215*** (231.709)
N. componenti * crisi			133.966 (191.030)			-381.058*** (118.046)
Età	-1.857 (3.15)	5.186 (3.182)	.266 (3.241)	-8.814*** (3.049)	-5.733** (2.555)	-2.708 (2.879)
Numerosità	40.003	40.003	40.003	40.003	40.003	40.003

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

Analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione della liquidità

TAB. 3.14: Sintesi dei modelli per consumi durevoli individuali e consumi non durevoli individuali

	Consumi durevoli individuali			Consumi non durevoli individuali		
	Modello 7	Modello 8	Modello 9	Modello 10	Modello 11	Modello 12
Reddito	.0336*** (.008)	.0362*** (.008)	.037*** (.007)	.344*** (.047)	.347*** (.045)	.360*** (.045)
Mutuo * reddito	.008*** (.001)			.009 (.007)		
Mutuo		754.523*** (59.674)	546.279*** (35.795)		509.227*** (115.338)	330.760*** (80.939)
Mutuo * crisi		-346.327*** (67.818)			-32.051 (98.842)	
N. componenti	-52.757*** (23.305)	-46.166*** (20.288)		-1586.674*** (134.885)	-1573.882*** (109.639)	
Componenti > 2			-160.925*** (51.654)			-3076.29*** (201.868)
Comp. >2 * crisi			87.919*** (45.600)			-468.977*** (102.425)
Età	-14.516*** (1.011)	-12.779*** (2.95)	-12.791*** (.980)	5.702** (2.636)	-7.046*** (2.199)	-10.087*** (2.499)
Numerosità	40.003	40.003	40.003	40.003	40.003	40.003

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

Per sintetizzare, si riportano le seguenti due tabelle. La prima che mette a confronto le stime dei consumi totali con i consumi medi, l'altra i consumi durevoli con i consumi non durevoli per tutte e le tre le forme funzionali considerate:

Come si può notare dalle tabelle 3.13 e 3.14, gli effetti delle variabili considerate differiscono anche a seconda del tipo di consumi considerato. La variabile reddito medio ha un effetto significativo su tutte le tipologie di consumo considerate, ma ha un effetto maggiore sui consumi individuali di beni non durevoli, circa 36 centesimi per ogni euro di reddito medio in più, rispetto ai consumi individuali di beni

durevoli. Quindi, a seguito di una variazione del reddito, le famiglie tendono a spendere in consumi di beni non durevoli.

L'accensione di un mutuo riduce l'effetto della variazione del reddito medio sui consumi individuali, senza particolari distinzioni tra tipologie di consumo, mentre l'effetto dell'accensione di un mutuo non varia sui consumi individuali non durevoli per effetto della crisi, mentre riduce in modo statisticamente significativo i consumi individuali durevoli. Ciò significa che, a seguito della crisi, le famiglie che hanno un mutuo a carico rinunciano più facilmente all'acquisto di beni durevoli piuttosto che di beni non durevoli.

Al crescere del numero di componenti aumenta il consumo totale, ma si riduce il consumo individuale all'interno della famiglia. Ciò è valido sia per i beni durevoli che per i beni non durevoli. L'effetto della crisi sulla numerosità della famiglia si fa sentire solo sui beni non durevoli. Infatti, le famiglie con più di due componenti tendono a spendere mediamente meno in beni durevoli prima della crisi rispetto alle altre famiglie, mentre dopo la crisi tendono a spendere di più. Quindi, l'effetto della riduzione dei consumi di beni durevoli è maggiore per le famiglie con un singolo o due componenti rispetto alle famiglie con più componenti.

Al crescere dell'età del capofamiglia, i consumi individuali si riducono, con un effetto quasi doppio sui consumi in beni durevoli rispetto ai consumi non durevoli. Non ci sono, invece, effetti sui consumi totali. Ciò suggerisce che l'età del capofamiglia non influisce in modo diretto le scelte di consumo degli altri componenti.

Relativamente alle variabili geografiche e temporali, omesse in queste tabelle, i vari modelli non mostrano particolari differenze. In particolare,

Analisi dei comportamenti di consumo delle famiglie in funzione della liquidità

più che tra singole regioni, ci sono differenze significative nei consumi individuali in beni non durevoli per famiglia a livello di ripartizione geografica, più bassi nel Mezzogiorno rispetto al Centro-Nord, mentre le differenze di consumi individuali in beni non durevoli non sono statisticamente significative, nel tempo c'è una riduzione significativa dei consumi individuali in beni durevoli negli ultimi due anni considerati, quindi, gli effetti della crisi sui consumi individuali non si fa sentire subito, ma solo negli anni del cosiddetto rimbalzo della crisi, mentre i consumi individuali in beni non durevoli tendono a essere costanti nel tempo, se non ad aumentare.

Come ulteriore sintesi, la seguente tabella riporta le diverse stime per le variabili relative all'effetto dei mutui e della numerosità della famiglia dopo la crisi sui consumi delle famiglie, in riferimento alle diverse tipologie di consumo considerate nell'analisi, utilizzando i modelli con gli errori standard robusti. Ciò ci permette di confrontare direttamente le due variabili che, rispetto ai risultati ottenuti sinora, sono determinanti per le scelte di consumo.

TAB. 3.15: *Sintesi dei modelli per mutuo e numerosità della famiglia*

	Consumi individuali totali		Consumi individuali durevoli		Consumi individuali non durevoli	
	Stima	ES robusti	Stima	ES robusti	Stima	ES robusti
Mutuo * crisi	-378.378***	122.926	-346.327***	67.818	-32.051	98.842
N. componenti*crisi	-381.058***	118.046	87.919***	45.600	-468.977***	102.424

*** $p < 0.01$ ** $p < .05$ * $p < .1$

Dalla tabella 3.15 risulta un diverso effetto delle due variabili a seconda del tipo di consumo.

Per i consumi totali, c'è un effetto statisticamente significativo e negativo sui consumi per entrambe le variabili considerate. Ciò significa che le famiglie con un mutuo a carico dopo la crisi spendono circa 378.38 euro annui in meno per componente rispetto alla media e che, per ogni componente aggiuntivo, le famiglie tendono a spendere circa 381.06 euro annui in meno a testa.

Per i consumi durevoli, gli effetti delle due variabili sono statisticamente significativi, ma opposti, ovvero le famiglie con un mutuo a carico dopo la crisi spendono circa 346.33 euro annui in meno per componente rispetto alla media, mentre per ogni componente aggiuntivo, le famiglie tendono a spendere circa 87.92 euro annui in meno a testa.

Per i consumi non durevoli, solo l'effetto del numero dei componenti è statisticamente significativo. Ciò significa che le famiglie con un mutuo a carico dopo la crisi spendono quanto la media delle altre famiglie e che, per ogni componente aggiuntivo, le famiglie tendono a spendere circa 468.98 euro annui in meno a testa.

3.4 Conclusioni e ulteriori sviluppi

Dall'analisi dei modelli di regressione stimati risulta che la numerosità della famiglia, utilizzata come variabile di *proxy* della presenza di figli a carico, è la variabile che maggiormente influisce le scelte di consumo delle famiglie. In particolare, se una famiglia ha più di due componenti, essa tende a ridurre in modo statisticamente significativo i consumi negli anni della crisi, in particolare per i consumi di beni non durevoli,

ovvero i beni di largo consumo. Ciò è un indicatore che la presenza di figli, anche soltanto uno, può essere diventato un fattore di rischio di povertà. A questo si aggiunge che la presenza di un mutuo a carico, utilizzata come variabile di *proxy* della situazione di difficoltà finanziaria delle famiglie, influisce sulle scelte di beni di consumo durevoli, ma non sui beni a largo consumo. Il prossimo passo è quello di stimare e analizzare i cambiamenti dei fattori di rischio di povertà, distinguendo il periodo della crisi finanziaria dal periodo della crisi dei debiti sovrani, utilizzando la *latent transition analysis*, un metodo statistico della classe dei modelli di Markov latenti che permette di stimare le probabilità di transizione da uno stato all'altro nel tempo. La nostra analisi, quindi, consiste nel costruire una variabile latente che misuri la condizione di povertà considerando tre dimensioni: a) la dimensione economica; b) la dimensione finanziaria; c) la condizione soggettiva di povertà. Inoltre, l'analisi terrà conto dei fattori di rischio di natura socio-demografica tramite la stima delle probabilità di transizione per sottogruppi di popolazione, al fine di individuare le differenze in base alla presenza di figli, all'età del capofamiglia e alla ripartizione geografica di residenza.

Capitolo 4

Analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà tramite la *latent transition analysis*

Dalle analisi dei capitoli precedenti risulta una forte evidenza sull'influenza che la presenza di figli a carico e le difficoltà finanziarie delle famiglie hanno sul rischio di cadere in condizione di povertà. Un'evidenza minore, invece, riguarda l'età del capofamiglia, nonostante emergesse in modo piuttosto evidente come fattore di rischio dall'analisi delle serie storiche. In questo capitolo si analizzano i cambiamenti dei fattori di rischio di povertà utilizzando la *latent transition analysis* (LTA). Il capitolo è strutturato come segue: dal momento che il metodo utilizza una variabile di povertà latente, si ritiene necessario richiamare la letteratura sulla povertà come variabile multidimensionale, concentrando l'attenzione sulla questione delle scelte di analisi e sui principali strumenti a disposizione, che sarà

l'oggetto del primo paragrafo. Nel secondo paragrafo, invece, sarà presentata la LTA, partendo dalle basi metodologiche, ovvero l'analisi fattoriale e l'*item response theory* e il modello di cui è l'estensione, ovvero la *latent class analysis* (LCA), e sarà presentata la versione del metodo utilizzata per il lavoro, che permette di confrontare i gruppi di popolazione. Infine, il terzo paragrafo riguarda l'analisi dei risultati con i modelli stimati dapprima su tutta la popolazione e successivamente sui gruppi costruiti a partire dalle caratteristiche socio-demografiche che maggiormente influenzano il rischio di povertà.

4.1 La povertà come concetto multidimensionale

La questione della misura della povertà ha subito, nel corso del tempo, notevoli trasformazioni. Nonostante i primi tentativi di misurazione utilizzassero esclusivamente un approccio univariato, non mancarono difficoltà e critiche legate alla possibilità di misurare la povertà. Dal momento che la povertà non è un concetto univoco, le scelte del ricercatore possono influire in modo determinante sulla misura del fenomeno. A tal proposito, Sen (1976) individua due fasi della misurazione della povertà: l'identificazione, in cui si sceglie la variabile da utilizzare per quantificare il fenomeno, generalmente reddito o consumi, e l'aggregazione, in cui letteralmente si contano i poveri, scegliendo tra una possibile funzione di sintesi, come l'incidenza o il gap di povertà. In seguito, lo stesso Sen (1983) critica l'approccio univariato all'analisi della povertà o, comunque, il concetto di povertà come deprivazione materiale, ovvero alla possibilità di misurarla in

modo esaustivo attraverso il reddito, proponendo un concetto di povertà come deprivazione dell'opportunità che un bene o un agio può dare a un individuo, in relazione allo standard di vita a cui lo stesso individuo può aspirare. In tal senso, distingue tra opportunità di base, come la nutrizione, l'istruzione, la lotta alle malattie infettive, la sicurezza, l'abbigliamento e la possibilità di viaggiare, presenti sia nei Paesi avanzati che quelli in via di sviluppo, e opportunità legate al contesto in cui si vive, spesso possibili solo quando il paese ha raggiunto un certo grado di sviluppo. Prima di lui, Townsend (1962) critica gli studi sulla povertà finora condotti in quanto sia il reddito che il paniere di beni minimo sono delle misure che risentono delle scelte teoriche e metodologiche del ricercatore e dall'assenza della dimensione soggettiva. Secondo la sua visione, infatti, qualunque sia il metodo utilizzato per la misura della povertà, esso non può prescindere dallo standard di vita della famiglia o dell'individuo oggetto di studi, in modo tale da tener conto non solo della dimensione monetaria, ma anche di quella non monetaria. Questa visione del concetto di povertà, non più limitata all'indigenza economica, ma legata a una serie di condizioni di deprivazione, non necessariamente materiali, come possono essere le difficoltà finanziarie o il contesto sociale in cui si vive, rende inadeguato l'utilizzo di una singola variabile per misurare il fenomeno. Tuttavia, un approccio multidimensionale alla povertà rende la misurazione del fenomeno maggiormente vincolata alle scelte del ricercatore e per questo motivo esistono differenti indicatori di povertà, ognuno dei quali differisce dall'altro per un particolare aspetto del processo di costruzione. In particolare, la costruzione di un indicatore

multidimensionale di povertà richiede le seguenti scelte metodologiche: a) quanti e quali indicatori utilizzare; b) definizione della soglia per ogni indicatore; c) definizione dei pesi per ogni dimensione; d) analisi della relazione tra gli indicatori e il concetto latente; e) identificazione dei poveri in funzione della variabile di sintesi multidimensionale.

Sulla base dei criteri di sintesi, Brandolini (2008) distingue tre strategie: integrative, non aggregative e aggregative. Le strategie integrative consistono nell'analisi di una serie di indicatori senza il confronto diretto tra essi, ma solo sulla base dell'analisi delle correlazioni. Quindi, non solo non c'è la costruzione di un indice, ma neppure un ordinamento tra le unità statistiche che permetta l'analisi sintetica del fenomeno. Pur trattandosi dell'approccio più semplice e che meno dipende dalle scelte del ricercatore, esso non permette di sintetizzare le informazioni disponibili in un unico indicatore per avere una visione globale del fenomeno.

Le strategie non aggregative consistono nel confronto tra singoli indicatori per sintetizzarli in un unico fenomeno. Una tipica strategia non aggregativa è la *vector dominance*, in cui si crea un ordinamento tramite il confronto tra indicatori presi singolarmente, per poi ottenere un ordinamento di sintesi tra le unità statistiche. Gaertner (1993) ha utilizzato questo metodo per l'analisi della povertà di 130 paesi del mondo, utilizzando una serie di indicatori che potessero cogliere tutte le dimensioni della povertà, dimostrando che il metodo funziona solo se le unità statistiche appartengono a un gruppo sufficientemente omogeneo, nel caso in particolare se i paesi oggetto di analisi sono omogenei dal punto di vista politico ed economico, come possono essere i Paesi avanzati o i Paesi in via di sviluppo.

Le strategie aggregative, invece, permettono il confronto di tutti gli indicatori contemporaneamente, tramite la costruzione di un indicatore di sintesi funzione delle variabili oggetto di analisi. Una strategia aggregativa può essere un metodo di analisi multidimensionale, come l'analisi delle componenti principali o la *cluster analysis*, o una qualsiasi combinazione pesata delle variabili. Le strategie aggregative permettono di costruire un ordinamento completo, dal momento che ogni unità statistica ha un suo specifico valore per l'indicatore di sintesi ed è quindi possibile il confronto diretto tra le diverse unità. La LTA può essere vista come una forma di strategia aggregativa, dal momento che per la costruzione delle classi latenti si tiene conto delle probabilità di risposta a ogni variabile, come vedremo nel prossimo paragrafo.

Tra gli indicatori maggiormente utilizzati in letteratura, ricordiamo il *Multidimensional Poverty Index* (MPI), sviluppato dall'*Oxford Poverty & Human Development Initiative* (OHDI), che misura la povertà utilizzando dieci indicatori che appartengono a tre dimensioni, ovvero istruzione, salute e tenore di vita. Ogni indicatore è una variabile dicotomica, di cui è definita una soglia per determinare se è l'individuo si trova in condizione di deprivazione o meno, e il punteggio finale è dato dalla somma pesata dei punteggi ottenuti a ogni indicatore. Questo punteggio è a sua volta confrontato con una soglia di povertà generale. Per maggiori dettagli sulla metodologia si veda Alkire e Foster (2008), Alkire, *et al.* (2011) e Alkire, Conconi, e Seth (2014). Degno di nota è anche l'indicatore di benessere realizzato dalla *Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*, proposto come indicatore sostitutivo del PIL e che tiene conto di otto dimensioni:

a) condizioni di vita materiali; b) salute; c) istruzione; d) attività personali, lavoro incluso; e) politica e governante; f) connessioni sociali e relazioni; g) ambiente; h) insicurezza, di natura economica oltre che fisica. Per maggiori dettagli si veda Stiglitz, Sen e Fitoussi (2009).

4.2 L'analisi tramite modelli a classi latenti: la latent transition analysis

La LTA è un metodo che appartiene alla classe dei modelli latenti, che a sua volta fa parte dei metodi di analisi multidimensionale, di cui fa parte anche l'analisi fattoriale. La differenza tra un metodo a classi latenti e un metodo fattoriale è nelle ipotesi distributive. Infatti, generalmente, in un'analisi fattoriale fa riferimento a variabili latenti continue, generalmente normali, mentre i modelli a classi latenti stimano variabili latenti categoriche, quindi multinomiali. Le due tipologie di metodo, quindi, perseguono obiettivi diversi: l'analisi fattoriale posizionano le unità statistiche su uno o più *continua*, mentre i modelli a classi latenti attribuiscono una classe a ogni unità statistica (Ruscio & Ruscio, 2008). I modelli a classi latenti differiscono anche dai modelli di *item response theory*, pur mantenendo gli stessi principii, in quanto anche le variabili manifeste sono categoriche (Langeheine & Rost, 1988). In questo paragrafo, sarà presentata la LTA e il modello da cui deriva la LCA, con le relative ipotesi, metodo di stima e le estensioni utilizzate per l'applicazione per l'analisi della vulnerabilità del paragrafo successivo.

4.2.1 Latent class analysis

La LCA è un metodo a classi latenti, i cui principali contributi sono di Goodman (1974) e di Lazarfeld e Henry (1968), che permette di costruire una variabile latente categorica a partire da una serie di variabili manifeste categoriche. Nel corso di questo paragrafo sarà presentata la LCA per poi presentare la sua estensione longitudinale, la LTA:

4.2.1.1 Latent class analysis: notazioni

Il punto di partenza di una LCA è una matrice di contingenza formata dalle frequenze congiunte di tutte le variabili osservate, così come la matrice di varianze-covarianze è il punto di partenza di un'analisi fattoriale. Un modello a classi latenti ha come obiettivo quello di stimare lo stato latente prevalente e la probabilità di risposta agli *items* che possono essere utilizzati per ottenere le frequenze attese per la tabella di contingenza. Se il modello si adatta bene ai dati c'è corrispondenza tra le frequenze osservate e le frequenze attese.

Per semplicità, si assume che nel modello non ci siano dati mancati nelle variabili manifeste. Supponiamo che ci sono J variabili manifeste, con la j -esima variabile che ha $r = 1, \dots, R$ categorie di risposta. La matrice di contingenza formata dalla cross-tabulazione delle J variabili ha $W = \prod_{j=1}^J R_j$ elementi. I valori di ognuna delle W celle nella matrice di contingenza è un profilo di risposta completo, ovvero un

vettore di risposte alle J variabili rappresentato da $\mathbf{y} = (r_1, \dots, r_j)$. Sia \mathbf{Y} il vettore dei profili di risposta, con W righe e J colonne. Ogni profilo di risposta \mathbf{y} è associato a una probabilità $P(\mathbf{Y} = \mathbf{y})$ con $\sum P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}) = 1$.

Nel modello, lo stato latente prevalente e le probabilità di risposta a un item sono dei parametri, indicati, rispettivamente con γ e ρ .

Sia L la variabile latente categorica con $c = 1, \dots, C$ stati latenti. γ_c rappresenta la probabilità di appartenere alla categoria c della variabile latente L . Le classi sono mutualmente esclusive ed esaustive, quindi:

$$\sum_{c=1}^C \gamma_c = 1 \quad (4.2.1)$$

La probabilità di risposta $\rho_{j,r_j|c}$ è la probabilità di dare la risposta r_j alla variabile j condizionale allo stato latente c . L'insieme dei parametri ρ , quindi, esprimono la relazione tra le variabili manifeste e la variabile latente e permettono di identificare non solo le classi latenti, ma anche a quale classe appartiene un individuo, costruendo i profili di risposta. In aggiunta, facendo riferimento ai modelli di *item-response*, i parametri ρ sono spesso identificati come parametri di misura proprio perché permettono di identificare le classi latenti.

Dal momento che ogni individuo fornisce una e una sola risposta alla variabile j , la somma degli elementi del vettore delle probabilità di risposta per la j -esima variabile condizionale a uno c -esimo stato latente è uguale a 1.

$$\sum_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|c} = 1 \quad (4.2.2)$$

Sia y_j il j -esimo elemento del profilo di risposta \mathbf{y} . Definiamo una funzione indicatrice $I(y_j = r_j)$ tale che vale 1 se la risposta per la j -esima variabile è r_j e 0 altrimenti. In questo modo, è possibile definire la probabilità di ottenere un particolare profilo di risposta:

$$P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}) = \sum_{c=1}^C \gamma_c \prod_{j=1}^J \prod_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|c}^{I(y_j = r_j)} \quad (4.2.3)$$

Come si può notare dalla formula (4.2.3), la probabilità di ottenere un particolare profilo di risposta è funzione della probabilità di appartenere a ognuno degli stati latenti possibili e della probabilità di osservare una certa risposta condizionale allo stato latente di appartenenza.

La formula (4.2.4), invece, esprime la probabilità di ottenere un particolare profilo di risposta condizionale all'appartenenza allo c -esimo stato latente:

$$P(\mathbf{Y} = \mathbf{y} | L = c) = \prod_{j=1}^J \prod_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|c}^{I(y_j = r_j)} \quad (4.2.4)$$

Che dipende solo dalla probabilità di risposta condizionale allo stato latente.

In generale, per ottenere la probabilità globale di ottenere un particolare profilo di risposta è necessario calcolare le probabilità di ottenere un particolare profilo di risposta condizionale alla classe latente per ognuna delle classi latenti individuate. Una volta calcolate le probabilità di ottenere un profilo di risposta \mathbf{y} condizionale allo stato latente c $P(\mathbf{Y} = \mathbf{y} | L = c)$ per ognuno degli C stati latenti, per ottenere la probabilità di ottenere un profilo di risposta $P(\mathbf{Y} = \mathbf{y})$ è necessario calcolare le probabilità non condizionali e le probabilità congiunte di ottenere un profilo di risposta \mathbf{y} e di una classe latente c $P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}, L = c)$ per ogni classe latente. La probabilità congiunta di ottenere un dato profilo di risposta e di appartenere a una data classe latente, detta anche probabilità di risposta marginale, è, quindi, definita dalla formula (4.2.5):

$$P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}, L = c) = P(L = c)P(\mathbf{Y} = \mathbf{y} | L = c) = \gamma_c \prod_{j=1}^J \prod_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|c}^{I(y_j=r_j)} \quad (4.2.5)$$

Dato che $\gamma_c = P(L = c)$ e tenuto conto delle leggi di probabilità.

Una volta calcolate le probabilità di profilo di risposta marginali per ogni classe latente, per ottenere la probabilità globale è sufficiente sommare le probabilità ottenute con la formula (4.2.5):

$$P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}) = \sum_{c=1}^C P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}, L = c) \quad (4.2.6)$$

4.2.1.2 Ipotesi dei modelli a classi latent

Per poter stimare correttamente un modello della LCA è necessario fare due ipotesi. La prima è che sia le variabili osservate che la variabile latente siano categoriche. Ne consegue che la distribuzione congiunta delle variabili osservate è una multinomiale. La seconda ipotesi è fondamentale per i modelli di *item-response* ed è l'ipotesi di l'indipendenza locale, secondo cui le variabili osservate sono tra loro indipendenti, condizionatamente alla variabile latente. Ciò significa che ogni variabile osservata misura un aspetto diverso della variabile latente ed è sempre possibile costruire delle tabelle di contingenza separate per ogni variabile osservata in corrispondenza di ogni stato latente (McCutcheon, 1987). Dal momento che la variabile latente non è direttamente osservabile, queste tabelle di contingenza possono essere costruite solo per via approssimativa. Come in qualsiasi altro modello, una variabile osservata è formata dalla corrispondente relazione con la variabile latente e una componente di errore. L'ipotesi di indipendenza locale implica che ogni variabile manifesta dipenda solo dalla propria componente erratica e non anche da quella delle altre variabili latenti. In caso di violazione di questa ipotesi, le variabili saranno correlate tra loro e non sarà possibile costruire delle tabelle di contingenza indipendenti. L'ipotesi di indipendenza locale si può osservare nell'equazione (4.2.3), dato che i parametri ρ indicano la probabilità di risposta per ogni variabile condizionale solo allo stato latente di appartenenza e non alle risposte date alle altre variabili. Per le leggi della probabilità, la probabilità congiunta di tutti gli elementi che formano il vettore y per

una classe latente c si calcola tramite il prodotto delle probabilità di risposta.

L'ipotesi di indipendenza locale riguarda solo la relazione tra le variabili manifeste e la variabile latente. Non è richiesto, infatti, che le variabili siano tra loro indipendenti all'interno della matrice di dati osservate. Al contrario, dato che esse misurano una stessa variabile latente, la presenza di una relazione tra le variabili manifeste è auspicabile.

4.2.1.3 *Latent class analysis* come metodo di analisi multidimensionale

La LCA permette di costruire una variabile latente categorica a partire da una serie di variabili manifeste anch'esse categoriche, tramite una probabilità di risposta condizionale allo stato latente di appartenenza che misura la relazione tra la variabile manifesta e la categoria della variabile latente. Allo stesso modo, nell'analisi fattoriale il peso fattoriale di una variabile manifesta rispetto alla variabile latente esprime la relazione tra le due. Un peso fattoriale è il coefficiente associato al modello di regressione della variabile sul fattore. Nell'analisi fattoriale ortogonale, se una variabile ha un peso fattoriale standardizzato prossimo a 1 per un fattore, significa che c'è una forte relazione tra la variabile e il fattore. Dal momento che le probabilità di risposta agli item sono probabilità condizionali e non coefficienti di un modello di regressione, i parametri sono interpretati in modo diverso rispetto all'analisi fattoriale. Infatti, non è possibile determinare la forza

della relazione tra una singola variabile osservata e una variabile latente semplicemente osservando le probabilità di risposta, ma è necessario osservare le probabilità di tutte le risposte alternative per la variabile e rispetto a tutte le classi latenti.

Una volta stimate le probabilità di risposta, è necessario determinare la relazione che esiste tra la j -esima variabile osservata e la variabile latente L . I criteri più utilizzati sono due. Il primo consiste nella stima di una distribuzione delle probabilità di risposta $\rho_{j,r_j|c}$ con j che varia per ogni stato latente. Questo criterio fa riferimento alle proprietà della probabilità condizionale, secondo cui la probabilità di un evento condizionale a un evento a esso indipendente resta invariata. Quindi, in caso di assenza di relazione tra una variabile osservata j e la variabile latente la probabilità di dare la risposta r_j non dipende dalla classe latente c e quindi le probabilità di risposta per ogni classe latente sono uguali tra loro e uguali alla probabilità di risposta marginale per ogni risposta della variabile osservata j , indicata con P_{j,r_j} , quindi se $\rho_{j,r_j|c} = P_{j,r_j}$ per ogni $c = 1, \dots, C$, allora c'è indipendenza tra la variabile osservata j e la variabile latente L . Se invece la variabile osservata j e la variabile latente L non sono indipendenti allora $\rho_{j,r_j|c} \neq \rho_{j,r_j|c'}$, con $c \neq c'$.

Il secondo criterio per capire la relazione tra una variabile latente e una variabile osservata è quello di individuare le probabilità di risposta vicine allo 0 o all'1. Le ragioni sono intuitive. Se $\rho_{j,r_j|c} = 1$ significa che la probabilità di risposta per quella data categoria esprime la certezza che un individuo appartiene a una classe latente c e, di riflesso,

la certezza che non appartenga alle altre classi latenti. In tal senso, la variabile j ha una forte relazione con la classe latente c e quindi con la variabile latente, dal momento che la risposta permette di identificare immediatamente la classe latente di appartenenza.

Infine, le classi latenti hanno due proprietà desiderabili: l'omogeneità e la separazione. Una classe latente c si dice molto omogenea se i membri della classe c sono propensi ad avere lo stesso profilo di risposta, con la conseguenza che un certo profilo di risposta risulta tipico della classe latente c . Al contrario, se la classe latente c è scarsamente omogenea, allora non c'è un unico profilo di risposta più probabile per gli individui che appartengono alla classe c . L'omogeneità di una classe latente è massima quando gli individui che vi appartengono hanno tutti lo stesso profilo di risposta. In altri termini l'omogeneità di una classe latente c implica che le probabilità di risposta di una variabile osservata condizionale allo stato latente $\rho_{j,r_j|c} = 1$ per una modalità e 0 per tutte le altre e quindi la probabilità di un profilo di risposta condizionale allo stato latente c $P(\mathbf{Y} = \mathbf{y} | L = c) = 1$ per un profilo e 0 per tutti gli altri. Ovviamente, nelle analisi empiriche è impossibile trovare casi di massima omogeneità, ma, se l'omogeneità è alta, si avranno delle alte probabilità di avere dei profili di risposta condizionali a un dato stato latente. La seconda proprietà desiderabile è la semplicità della struttura della matrice dei dati, proposta inizialmente da Thurstone (1954) per l'analisi fattoriale. In una situazione ideale, la struttura generale dei pesi fattoriali è tale che ogni variabile ha un peso elevato per uno e un solo fattore, in modo da ottenere una matrice a blocchi in cui è chiaro quali variabili definiscono ogni fattore. In questo modo i fattori sono tra loro

distinti anche dal punto di vista concettuale. Quando c è una struttura semplice, l'interpretazione dei fattori, basata sui pesi fattoriali, è immediata. Allo stesso modo, quando una matrice di risposte agli item ha un buon livello di separazione, i profili di risposta a una variabile osservata condizionale a una variabile latente permette in modo chiaro di identificare le classi. Quando c è un alto grado di separazione tra le risposte, un profilo di risposta ha un'alta probabilità di essere associato a una e una sola classe latente, con una bassa probabilità di essere possibile per le altre. In altri termini, in caso di separazione tra probabilità di risposta tra profili per ogni stato latente c c è un profilo di risposta y' tale per cui $P(Y = y' | L = c) = 1$ e $P(Y = y' | L = c') = 0$ per ogni $c \neq c'$. Più in generale, se c è un alto grado di separazione tra le classi latenti, allora $P(Y = y' | L = c) \gg P(Y = y' | L = c)$ per ogni $c \neq c'$.

4.2.1.4 Il metodo di stima

Per la stima dei parametri si ricorre a una procedura iterativa. In particolare, si fa ricorso all'algoritmo *expectation-maximization* (EM) (Dempster, Laird, & Rubin, 1977) o all'algoritmo di Newton-Raphson (Agresti, 1990). Entrambi gli algoritmi hanno come scopo quello di massimizzare la funzione di verosimiglianza. Dal momento che la procedura non prevede una soluzione chiusa, è necessario specificare i criteri di arresto. I criteri sono due: il numero massimo di iterazioni possibili e la soglia, arbitrariamente piccola, tra la differenza

della stima allo step i e a quella allo step $i + 1$. Fienberg, Hersh, Rinaldo e Zhou (2010) riportano tutti i dettagli relativi alla stima di massima verosimiglianza e all'interpretazione geometrica dei modelli a classi latenti.

4.2.2 Latent transition analysis

La LTA è un'estensione della LCA proposta da Bye e Schechter (1986) e da Langeheine (1988) e mostrata nel dettaglio da Collins e Lanza (2010). Questo modello fa parte della classe dei modelli di Markov nascosti (Everitt, 2006), ovvero quelli che fanno uso delle catene di Markov per poter calcolare la probabilità di cambiamento da un stato all'altro laddove gli stati non siano osservabili direttamente. Altri contributi in tal senso sono di Collins e Wugalter (1992), Langeheine (1994), Langeheine e van de Pol (1990) e (1990), van de Pol e de Leeuw (1986).

In soldoni una LTA permette di individuare i cambiamenti dello stato latente, stimati con una LCA, da un periodo iniziale a uno o più periodi successivi, stimando la probabilità di transizione da uno stato all'altro tramite una catena di Markov. Quindi la LTA è un metodo interessante per le analisi in cui non basta conoscere semplicemente lo stato latente a cui appartengono gli individui, ma anche studiare il comportamento degli stessi, tramite il cambiamento dello stato latente, nel tempo. Nel nostro caso, riteniamo la LTA un valido strumento di analisi della transizione delle famiglie dallo stato di vulnerabilità, individuato da uno

stato di difficoltà finanziaria, a uno stato di povertà, considerando come periodo di cambiamento la crisi finanziaria.

4.2.2.1 *Latent transition analysis*: notazioni

Così come nella LCA, il punto di partenza di una LTA è una tabella di contingenza formata dalla cross-tabulazione delle variabili. Dal momento che questo metodo tiene conto delle risposte in due o più occasioni temporali differenti, la matrice è formata da tutte le risposte di tutte le occasioni, per questo motivo, è una matrice di dimensioni molto elevate e sparsa. Ciò può causare problemi di identificazione del modello (Collins & Lanza, 2010).

A volte, stimare una serie di modelli con un differente numero di stati latenti per un singolo periodo temporale può essere utile come fase preliminare della selezione del modello. Farlo per ogni periodo temporale può essere utile per avere maggiori informazioni sulla struttura della variabile latente nel corso del tempo e come la variabile è cambiata nel corso del tempo stesso. In ogni caso ciò va vista come un'analisi preliminare, non una risposta definitiva sul numero di stati latenti all'interno del modello, dal momento che non è detto che il miglior modello per ogni singolo istante temporale corrisponda necessariamente al miglior modello di transizione stimato per ogni occasione di misurazione. Infatti, il miglior modello può includere un differente numero di stati latenti da identificare in ogni periodo, mentre per poter eseguire una LTA è preferibile che gli stati latenti siano gli stessi per tutti i periodi considerati, eccezion fatta nei casi in cui si

ritiene che siano emersi nuovi stati latenti nel tempo. Tuttavia, questo approccio può rendere meno immediata l'interpretazione dei parametri. I parametri stimati nella LTA sono divisi in tre gruppi, due dei quali corrispondono ai parametri della LCA. Il primo gruppo corrisponde alla probabilità di appartenere allo stato s della variabile latente L . In questo caso, si tratta di un vettore di probabilità, la cui dimensione dipende dal numero di occasioni temporali considerate δ_s . Quindi ogni elemento di δ_s , indicato con δ_{s_t} , indica la probabilità di appartenere allo stato latente s al tempo t . Dal momento che gli stati latenti sono mutualmente esclusivi ed esaustivi, al tempo t ogni individuo può appartenere a uno e uno solo stato latente. Quindi, la somma delle probabilità δ_{s_t} rispetto a s è uguale a 1:

$$\sum_{s=1}^S \delta_{s_t} = 1 \quad (4.2.7)$$

Il secondo gruppo corrisponde alle probabilità di risposta. Anche in questo caso, è necessario tenere conto di ogni occasione temporale t , quindi $\rho_{j,r_j|s}$ è un vettore i cui elementi $\rho_{j,r_j|s_t}$ indicano la probabilità di risposta r_j alla domanda j condizionale allo stato s dell'istante temporale t . Per ogni combinazione di stati latenti s , variabili osservate j , e tempo t ci sono R_j probabilità di risposta. Dal momento che un individuo può dare una e una sola risposta alla domanda j al tempo t :

$$\sum_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|s_t} = 1 \quad (4.2.8)$$

Per ogni j e t . Quindi le probabilità di risposta per ogni variabile, dato lo stato latente s in un dato istante temporale t sommano a 1.

Il terzo e ultimo gruppo di parametri riguarda la probabilità di transizione da uno stato a un altro da un tempo t al tempo immediatamente successivo $t + 1$, indicata con τ . Per esempio, la probabilità $\tau_{s_{t+1}|s_t}$ indica la probabilità di transizione allo stato s dal tempo t al tempo $t + 1$. È possibile rappresentare le probabilità di transizione in un'apposita matrice di transizione:

$$\begin{bmatrix} \tau_{1_{t+1}|1_t} & \tau_{2_{t+1}|1_t} & \dots & \tau_{S_{t+1}|1_t} \\ \tau_{1_{t+1}|2_t} & \tau_{2_{t+1}|2_t} & \dots & \tau_{S_{t+1}|2_t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \tau_{S_{t+1}|1_t} & \tau_{S_{t+1}|2_t} & \dots & \tau_{S_{t+1}|S_t} \end{bmatrix} \quad (4.2.9)$$

Ogni individuo può trovarsi in uno e uno solo stato latente s per ogni tempo t e può sia cambiare stato che rimanere nello stesso del periodo precedente. Come nei casi precedenti, gli stati latenti sono esaustivi e mutualmente esclusivi. Indicando con s_t lo stato latente al tempo t e con s_{t+1} lo stato latente al tempo $t + 1$ si ha che:

$$\sum_{s_{t+1}=1}^S \tau_{s_{t+1}|s_t} = 1 \quad (4.2.10)$$

Ovvero, ogni riga della matrice delle probabilità di transizione, che indica la probabilità di transizione da uno stato latente di partenza a

ognuno dei possibili stati latenti della variabile da un'occasione temporale a quella successiva, somma a 1.

Come per la LTA, è possibile determinare le probabilità di risposta a partire dai parametri individuate. Sia $I(y_{j,t} = r_{j,t})$ la funzione indicatrice che vale 1 se l'individuo ha dato la risposta $r_{j,t}$ alla variabile j al tempo t e 0 altrimenti. La seguente equazione esprime la probabilità di osservare un particolare profilo di risposta condizionale allo stato latente di appartenenza al tempo 1 per ognuno degli S stati latenti. Ciò è combinazione lineare della probabilità di stato prevalente al tempo 1, δ_{s1} , la probabilità di transizione $\tau_{s_{t+1}|s_t}$ e le probabilità di osservare ogni risposta a ogni tempo condizionale allo stato di appartenenza $\rho_{j,r_j|s_t}$:

$$P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}) = \sum_{s_1=1}^S \dots \sum_{s_T=1}^S \delta_{s_1} \tau_{s_2|s_1} \dots \tau_{s_T|s_{T-1}} \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J \prod_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|s_t}^{I(y_{j,t}=r_{j,t})} \quad (4.2.11)$$

Nel caso in cui le occasioni temporali siano solo 2, l'equazione (4.2.11) diventa:

$$P(\mathbf{Y} = \mathbf{y}) = \sum_{s_1=1}^S \sum_{s_2=1}^S \delta_{s_1} \tau_{s_2|s_1} \prod_{t=1}^2 \prod_{j=1}^J \prod_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|s_t}^{I(y_{j,t}=r_{j,t})} \quad (4.2.12)$$

Ciò perché lo stato prevalente è stimato in modo indipendente solo al tempo 1, mentre nelle occasioni temporali successive è stimato come il prodotto tra lo stato prevalente e la probabilità di transizione. Quindi, per ogni $t \geq 2$:

$$\delta_{s_t} = \sum_{s_{t-1}=1}^S \delta_{s_{t-1}} \tau_{s_t|s_{t-1}} \quad (4.2.13)$$

In altri termini, un individuo che appartiene allo stato latente s al tempo t può trovarsi in qualsiasi altro stato latente al tempo immediatamente precedente, $t - 1$, passando dallo stato latente precedente allo stato s . Quindi la probabilità di appartenere allo stato latente s al tempo t è funzione della probabilità di appartenenza allo stato latente al tempo $t - 1$ e della probabilità di transizione dallo stato latente precedente allo stato s al tempo t condizionale a ognuno degli stati latenti precedenti.

4.2.2.2 Interpretazione e valutazione del modello

L'interpretazione delle probabilità di transizione richiede particolare attenzione. In primo luogo, in caso di più stati latenti, non è possibile definire se il passaggio da uno stato all'altro è avvenuto in modo diretto o passando indirettamente per un altro stato. Dato che le probabilità di transizione sono calcolate solo per le occasioni di rilevazione, nulla si può dire per ciò che accade nell'intervallo temporale che intercorre tra il tempo t e il tempo $t + 1$. Inoltre, non è possibile quantificare il numero di individui che è passato da uno stato all'altro. Allo stesso modo, le probabilità di essere nello stato s in due occasioni temporali differenti non sempre può essere interpretato come la stabilità degli individui

nello stato s , ma dipende da come è stato costruito lo stato latente, quindi dalle variabili manifeste utilizzate.

È possibile applicare delle restrizioni sui parametri di tutti e tre i gruppi, che consistono nel fissare il parametro, e in questo caso non sarà soggetto a stima, o limitare il parametro entro un intervallo. La scelta del numero di stati latenti, nonché del numero di variabili manifeste e di restrizioni, dipende da due criteri: il primo è quello della parsimonia, secondo cui, a parità di contributo informativo, un modello semplice è preferibile a un modello complesso, dal punto di vista del numero di parametri da stimare (Box & Jenkins, 1976), l'altro è quello dell'interpretabilità, e in questo caso non bastano le proprietà del modello, ma entrano in gioco anche l'esperienza, le capacità del ricercatore, la letteratura di riferimento e i vari tentativi di trovare la soluzione ottimale.

Nel caso specifico della LTA una buona norma è quella di vincolare le probabilità di risposta condizionale allo stato latente nel tempo. Ciò è utile sia per motivi teorici che pratici. Dal punto di vista teorico il modello è più facile da interpretare se le probabilità di risposta condizionali allo stato latente sono costanti nel tempo, dal momento che queste probabilità definiscono gli stati latenti. Ipotizzando le stesse probabilità di risposta condizionali allo stato latente, quindi, si sta ipotizzando che gli stati latenti siano costanti nel tempo e il confronto, in termini di stato prevalente e di probabilità di transizione è immediato. Nel caso in cui non fosse valida questa ipotesi, bisogna prendere in considerazione la possibilità che possano emergere stati latenti non rilevati nel periodo precedente o, viceversa, scomparire stati latenti presenti nel periodo precedente, rendendo più articolata

l'interpretazione dei risultati. La ragione pratica, invece, è nella stabilità delle stime, dal momento che c'è un alto numero di parametri da stimare, in particolare quando le occasioni temporali sono più di due, questo vincolo permette di ridurre in modo considerevole il numero di parametri da stimare (Collins & Lanza, 2010).

Per verificare se sono effettivamente avvenuti dei cambiamenti, ovvero se le probabilità di transizione sono statisticamente significative, si sottopone a verifica la significatività del modello stimato con il modello in cui le probabilità di transizione sono fissate a 1 sugli elementi diagonali, ovvero sulla probabilità di essere nello stato latente s al tempo $t + 1$ condizionale a essere nello stato s al tempo t , e 0 sugli elementi non diagonali. Ciò implica che non ci sia alcuna probabilità di transizione e che gli stati prevalenti siano sempre gli stessi per ogni occasione di rilevazione. Per costruire la statistica test, si fa riferimento alla statistica G^2 , proposta da Agresti (1990), un indice che indica la bontà di adattamento del modello, calcolato come segue:

$$G^2 = 2 \sum_{w=1}^W f_w \log \left(\frac{f_w}{\hat{f}_w} \right) \quad (4.2.14)$$

Dove f_w indica la frequenza osservata della cella w della matrice di contingenza di risposte alle variabili manifeste, mentre \hat{f}_w la frequenza attesa della corrispondente cella w della matrice di contingenza. Maggiore è la statistica G^2 maggiore è l'evidenza contro l'ipotesi nulla

che le frequenze attese corrispondano alle frequenze osservate e ciò implica che il modello è statisticamente significativo.

La statistica della differenza tra la statistica G^2 calcolata nel modello non vincolato e la statistica G^2 calcolata nel modello vincolato permette di avere un'evidenza della significatività delle probabilità di transizione, dal momento che il modello non vincolato non è, dal punto di vista della significatività statistica, uguale al modello vincolato. Il test può essere effettuato sia per il modello globale, sia applicando solo alcuni vincoli, al fine di testare se, eventualmente, alcune probabilità di transizione sono uguali a zero. Si dimostra che, sotto l'ipotesi nulla la statistica data dalla differenza tra i due indici, ΔG^2 , si distribuisce come una χ^2 con gradi di libertà pari alla differenza tra i gradi di libertà dei due modelli. Per la LTA i gradi di libertà sono $W - P_\delta - P_\rho - P_\tau - 1$, dove W è il numero di celle della tabella di contingenza, P_δ il numero di probabilità di stato prevalente stimati, P_ρ il numero di probabilità di risposta condizionale allo stato latente stimati e P_τ il numero di probabilità di transizione stimate. Sia nel modello vincolato che nel modello non vincolato i parametri fissati non rientrano nel computo dei gradi di libertà, non essendo parte del modello da stimare. Nel caso in cui le occasioni temporali siano più di due, verificare che le probabilità di transizione siano identiche nel tempo diventa interessante, dal momento che si vuole verificare se ci sono stati effettivi cambiamenti nelle probabilità di transizione.

4.2.2.3 Latent transition analysis per sottogruppi di popolazione

Così come nella LCA, è possibile effettuare una LTA anche per sottogruppi di popolazione, al fine di verificare se esistono delle differenze non solo nello stato prevalente, ma anche nelle probabilità di transizione. Siano $j = 1, \dots, J$ le variabili osservate che misurano gli stati latenti, osservate in $t = 1, \dots, T$ occasioni temporali. La j -esima variabile osservata ha R_j categorie di risposta, le stesse per ogni occasione temporale. A ogni t , quindi, ci sono $r_{j,t} = 1, \dots, R_j$ categorie di risposta. A queste, aggiungiamo una variabile categorica V che indica le Q sottopopolazioni oggetto di analisi. La tabella di contingenza formata dalla cross-tabulazione delle risposte per ogni variabile misurata a ogni occasione temporale e per ogni sottopopolazione definita dalla variabile V ha un numero di celle uguali a $W = Q \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J R_j$. Per ognuna della W celle nella tabella di contingenza c'è un profilo di risposta, ovvero un vettore di risposta che dipende dal numero di variabili, dal numero di occasioni temporali e dal numero di gruppi $\mathbf{y} = (q, r_{1,t}, \dots, r_{j,t})$. Sia \mathbf{Y} il vettore di profili di risposta. A ogni profilo di risposta \mathbf{y} è associata una probabilità di frequenza, indicata con $P(\mathbf{Y} = \mathbf{y})$ all'interno di ogni q -esimo gruppo, con $\sum P(\mathbf{Y} = \mathbf{y} | V = q) = 1$. Sia L la variabile categorica latente con S stati, dove $s_1 = 1, \dots, S$ indica gli stati latenti al tempo 1, $s_2 = 1, \dots, S$ gli stati latenti al tempo 2 e così via, con $s_T = 1, \dots, S$ gli stati latenti al tempo T , ipotizzando che gli stati latenti siano gli stessi tra gruppi. Sia I ($y_{j,t} = r_{j,t}$) la variabile indicatrice che assume

valore 1 nel caso in cui la risposta alla variabile j al tempo t sia $r_{j,t}$ e 0 altrimenti. Si ottiene che:

$$P(Y = \mathbf{y} | V = q) = \sum_{s_1=1}^S \dots \sum_{s_T=1}^S \delta_{s_1|q} \tau_{s_2|s_1,q} \dots \tau_{s_T|s_{T-1},q} \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J \prod_{r_j=1}^{R_j} \rho_{j,r_j|s_t,q}^{I(y_{j,t}=r_{j,t})} \quad (4.2.15)$$

Dove le probabilità di stato latente prevalente $\delta_{s_1|q}$ sono condizionali alla sottopopolazione di appartenenza, così come le probabilità di transizione $\tau_{s_t|s_{t+1},q}$ e le probabilità di risposta $\rho_{j,r_j|s_t,q}$. Ciò permette di stimare separatamente le probabilità per ogni sottopopolazione.

L'utilizzo dell'analisi per sottopopolazioni rende necessaria la verifica dell'ipotesi della significatività statistica delle differenze tra la probabilità di stato prevalente e della probabilità di transizione. Inoltre, è possibile effettuare un test globale in cui tutti i parametri sono identici tra le sottopopolazioni. Anche in questo caso, il test derivante dalla differenza degli indici G^2 si rivela un utile strumento per la valutazione del modello. Come precedentemente illustrato, per permettere l'identificazione degli stessi stati latenti sia nel tempo che tra le sottopopolazioni si assume che probabilità di risposta siano identiche per tutte le occasioni temporali che per le sottopopolazioni considerate.

4.2.2.4 La letteratura sulla *latent transition analysis*

La LTA è un metodo utilizzato prevalentemente per analisi cliniche o in psicomelia. In particolare, le principali applicazioni del metodo riguardano l'analisi della tendenza di comportamenti a rischio per lo sviluppo di dipendenze, in particolare per l'alcolismo, o l'esposizione a malattie, come nel caso di malattie veneree. Spesso le analisi sono effettuate per valutare gli effetti di un trattamento che tenda a un'educazione nei confronti dei comportamenti a rischio tramite un'analisi che permette di conoscere i comportamenti degli individui prima e dopo il trattamento, suddividendo il campione nel gruppo di trattamento e in quello di controllo. Sotto questo punto di vista, è possibile utilizzare la LTA per l'analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà nel tempo utilizzando il cambiamento dello scenario macroeconomico causato dalla crisi di fine anni 2000 come trattamento. Tra i principali contributi, riportati in ordine cronologico, ci sono Graham *et al.* (1991), che utilizzano il metodo per valutare gli effetti nel tempo di un programma di prevenzione dell'uso di sostanze che creano dipendenza, inclusi alcool e tabacco, nelle scuole, in termini di insorgenza delle dipendenze tra gli adolescenti; Velicer *et al.* (1996), che propongono il metodo con due casi esplicativi, uno di esempio, per illustrare il funzionamento del metodo e uno sugli effetti di un trattamento di un gruppo di esperti sul comportamento dei fumatori, confrontandolo con un gruppo di controllo; Prochaska e Velicer (1997), che utilizzano il metodo per l'analisi del modello transteorico del cambiamento, che studia l'evoluzione dei comportamenti degli individui

che tutelano la propria salute su una serie di campioni di fumatori, al fine di studiarne i cambiamenti delle abitudini se sottoposti a differenti trattamenti; Guo, *et al.* (2000), che utilizzano il metodo per analizzare il percorso di alcoolismo di una coorte di giovani adulti, analizzando separatamente coloro che sono dipendenti da alcool e coloro che non lo sono; Chung e Martin (2001), che analizzano gli effetti del trattamento sanitario contro le dipendenze sulla tendenza all'alcoolismo degli adolescenti; Lanza e Collins (2002), che analizzano l'insorgenza di una dipendenza da sostanza in funzione dell'età puberale su un campione di donne a partire dai dati del *National Longitudinal Study of Adolescent Health*; Chung, Park e Lanza (2005), che utilizzano un'estensione LTA, che prevede anche la possibilità di inserire variabili quantitative per la stima delle probabilità di transizione, al fine di analizzare l'uso di sostanze che causano dipendenza tra le donne adolescenti; Auerbach e Collins (2006), che usano il metodo come alternativa ai metodi che misurano un'unica dimensione, utilizzando, in questo caso, tre differenti dimensioni per analizzare l'insorgenza dell'alcoolismo in età adulta; Lanza e Collins (2008), che analizzano le abitudini sessuali e l'esposizione al rischio di contagio alle malattie veneree degli adolescenti attraverso un'opportuna *procedure* di SAS che esegue la LTA; Lanza, Patrick e Maggs (2010), che utilizzano il metodo per analizzare l'evoluzione del comportamento degli adolescenti durante il periodo del liceo in termini di dipendenza da fumo e da alcool; Lanza, Kugler e Mathur (2011), che analizzano gli effetti dell'integrazione sociale sul rischio di contagio del virus HIV in Namibia utilizzando una LTA per sottopopolazioni; Bray *et al.* (2014), che analizzano il rischio di dipendenza da gioco da azzardo durante il passaggio dall'adolescenza

all'età adulta; Vasilenko *et al.* (2015), che analizzano il rischio di trasmissione di malattie veneree tra i giovani adulti, individuando una variabile latente che misura i profili di rischio di contagio; Bray *et al.* (2016), che analizzano il ruolo dell'integrazione sociale e dell'esposizione al fumo passivo sui comportamenti dei fumatori e, in particolare, sulla possibilità di smettere di fumare; Slaug *et al.* (2016), che analizzano l'evoluzione delle malattie senili in una coorte di anziani con più di ottant'anni in Svezia e Germania.

4.3 I cambiamenti dei fattori di rischio di povertà delle famiglie prima e dopo la crisi

I modelli a classi latenti sono uno strumento utilizzato anche per l'analisi dei fenomeni sociali. Ciononostante, i contributi in letteratura sull'analisi della povertà tramite la LCA non sono numerosi, mentre non ci sono ancora contributi sull'analisi tramite la LTA. L'aspetto interessante della LTA è la possibilità di stimare la probabilità di transizione da uno stato all'altro, dal momento che l'analisi della vulnerabilità riguarda proprio la probabilità di cadere in condizione di povertà nell'immediato futuro, pur non essendo attualmente in condizione di povertà. In questo modo è possibile individuare le famiglie che hanno un'alta probabilità di cadere in condizione di povertà nel periodo successivo, ovvero le famiglie vulnerabili. In particolare, nell'analisi svolta in questo paragrafo, considereremo come fattore di vulnerabilità la liquidità delle famiglie, facendo riferimento

alle famiglie *wealthy hand-to-mouth*, costruendo una variabile latente che distingue tra famiglie povere, famiglie non povere e famiglie che hanno problemi di liquidità. In questo modo, si vuole verificare se la scarsa o nulla liquidità delle famiglie sia effettivamente un fattore di rischio di povertà e se il rischio aumenta nel periodo di crisi, come appare dai risultati dell'approccio econometrico adottato nel capitolo precedente.

4.3.1 Definizione del modello e i dati

Per la costruzione della LTA è necessario definire le variabili osservate che permettano di costruire la variabile latente. In tal senso, i risultati dell'approccio econometrico suggeriscono che non è solo la ricchezza a influire sulle scelte di consumo, e quindi sulla capacità di mantenere un certo tenore di vita, ma anche la situazione finanziaria. Infatti, dall'analisi è evidente che le famiglie che hanno un mutuo a carico, utilizzato come indicatore di una situazione di difficoltà finanziaria, tendano a limitare i propri consumi, in particolare per quanto riguarda i beni durevoli. Oltre a questa informazione, si può fare riferimento alla letteratura esistente sulle variabili latenti di povertà costruite a partire dai modelli a classi latenti.

4.3.1.1 Le analisi sulla povertà con i modelli a classi latenti

L'analisi della letteratura sui modelli a classi latenti per lo studio della povertà possono essere utili per la scelta delle variabili da utilizzare per la LTA.

Dewilde (2004) utilizza una LCA per analizzare la condizione di povertà in Belgio e Regno Unito utilizzando i dati dell'*European Community Household Panel* per gli anni dal 1994 al 1999, tramite la stima di modelli separati sia su tutta la popolazione che per sottogruppi della stessa, in funzione della tipologia di famiglia, del livello di istruzione e del tipo di occupazione. Per la costruzione della variabile povertà con due classi latenti, utilizza tredici variabili dicotomiche che misurano quattro dimensioni: a) condizioni abitative; b) condizioni ambientali; c) stress finanziario; d) deprivazione materiale. Secondo le stime, la prima classe latente stimata è quella delle famiglie povere, che hanno una maggiore probabilità di essere in condizione di deprivazione materiale, di essere in condizioni abitative insufficienti o di essere in una situazione di difficoltà finanziaria rispetto all'altra classe, identificabile come quella delle famiglie non povere. Nel Regno Unito, le difficoltà finanziarie sono maggiormente rappresentative dello stato di povertà delle famiglie rispetto al Belgio, con una probabilità di essere in condizioni finanziarie problematiche, dato lo stato di povertà, quasi doppia. D'altra parte, in Belgio conta maggiormente la condizione di deprivazione materiale, dal momento che nel Regno Unito la probabilità di essere in condizioni di deprivazione materiale dato lo stato di povertà è inferiore a 0.5. Relativamente all'analisi per sottogruppi, in Belgio le

coppie con figli e le famiglie monogenitoriali sono maggiormente soggette alla condizione di povertà, sia a livello globale che per le singole dimensioni considerate, il titolo di studio limita il rischio di povertà, dal momento che la probabilità di essere in condizione di povertà è minore per le famiglie il cui capofamiglia ha un titolo di studio più alto, mentre, i lavoratori dipendenti e i ritirati dal loro sono in misura maggiore in condizione di povertà rispetto agli altri. Nel Regno Unito, invece, i risultati cambiano a seconda se si considera la povertà misurata rispetto al reddito o la povertà multidimensionale. Nel primo caso, gli anziani soli sono una categoria a rischio, mentre non lo sono se non si limita l'analisi al solo reddito. Rispetto alla povertà multidimensionale, infatti, sono maggiormente soggetti alla condizione di povertà le famiglie con figli a carico, sia in coppia che con un genitore solo. Relativamente all'istruzione e alla condizione lavorativa, le persone con un titolo di studio basso e i lavoratori dipendenti sono in misura maggiore in condizione di povertà rispetto alle altre categorie.

Moisio (2004) utilizza una LCA per analizzare la povertà in tre paesi europei, Finlandia, Paesi Bassi e Regno Unito, utilizzando i dati dell'*European Community Household Panel*. Le variabili scelte per la costruzione della variabile latente di povertà riguardano tre variabili, che misurano tre differenti dimensioni, la povertà relativa, una variabile categorica che misura differenti soglie di povertà, e la deprivazione abitativa e la povertà soggettiva, entrambe dicotomiche, al fine di stimare una variabile con due classi latenti. A partire dalle probabilità di risposta, è possibile identificare lo stato latente relativo alla condizione di povertà, che comunque differisce tra i vari paesi. In Finlandia, l'aspetto soggettivo sembra essere particolarmente rilevante per

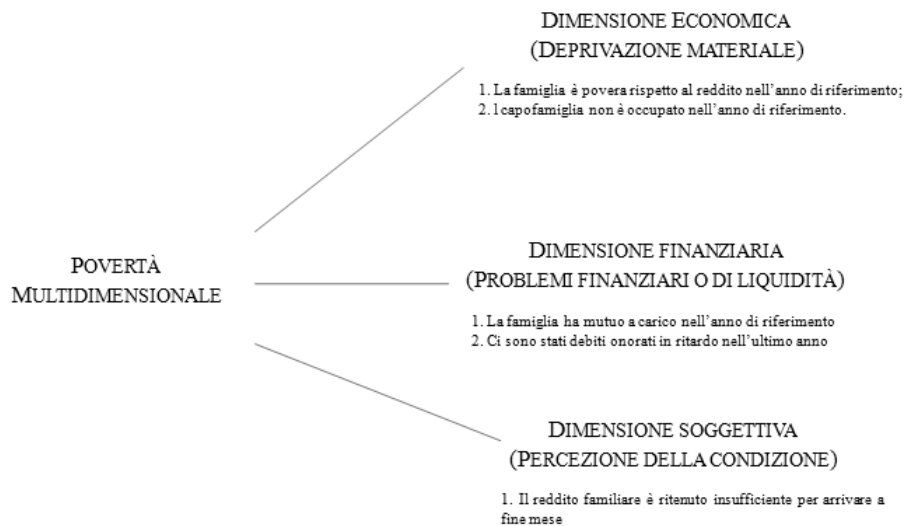
distinguere le classi, dal momento che le famiglie che appartengono alla classe di povertà hanno una probabilità di identificarsi come poveri che tende a 1. Ciononostante, le famiglie che appartengono a questa classe hanno un'alta probabilità di avere un livello di consumi superiore alla soglia di povertà, sebbene inferiore rispetto alla stessa probabilità rilevata nell'altra classe latente. Per i Paesi Bassi, la distinzione delle classi è più netta, dal momento che le famiglie che appartengono alla prima classe hanno un'alta probabilità di avere un livello di consumi al di sopra della soglia di povertà, mentre per la seconda classe latente le probabilità di risposta sono equamente distribuite tra le soglie considerate. Inoltre, anche la percezione della povertà sembra essere differente, dato che nella prima classe la quasi totalità delle famiglie percepisce il proprio reddito sufficiente per arrivare a fine mese, mentre nella seconda classe latente è meno della metà. Per il Regno Unito, è la condizione abitativa l'elemento di maggior distinzione delle classi, dato che per le famiglie della seconda classe latente c'è una più alta probabilità di vivere in condizioni inadeguate rispetto alle altre, mentre per le altre due variabili non ci sono notevoli differenze nella probabilità di risposta.

4.3.1.2 Le variabili osservate per costruire la variabile di povertà

A partire dai risultati del modello econometrico e tenuto conto delle analisi già presenti in letteratura sulla per la stima della povertà che

utilizzano i modelli a classe latenti (Dewilde, 2004) e (Moisio, 2004), si costruisce una variabile latente di povertà, tenendo conto della a) deprivazione materiale, b) della difficoltà finanziaria e della c) povertà soggettiva, costruendo le seguenti variabili dicotomiche, ottenute dal questionario dell'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia: La figura 4.1 sintetizza la costruzione della variabile latente, riportando le dimensioni, riportando le dimensioni e le variabili manifeste utilizzate.

FIG. 4.1: *Costruzione della variabile latente*



Stimando i modelli dapprima su tutta la popolazione e successivamente su sottopopolazioni che dipendono dalla presenza di figli a carico, dall'età del capofamiglia e dalla ripartizione geografica. Inoltre, volendo analizzare gli effetti sia della crisi finanziaria di fine anni 2000 che della

crisi dei debiti sovrani, si considerano tre periodi, uno prima della crisi (2008, dato che in Italia gli effetti della crisi si sentono a partire dalla seconda metà del 2009), uno successivo alla prima crisi (2010) e l'altro successivo alla seconda crisi (2012).

Per la scelta del numero di classi ci affidiamo sia ai risultati delle analisi precedenti sia alle informazioni derivanti dai criteri di informazione di Akaike e di Schwarz, riportati nella seguente tabella:

TAB. 4.1: *Scelta del numero di classi latenti*

Numero stati latenti	AIC	BIC	LogLik
2	47645.09	47651.28	-23821.55
3	40996.52	41008.90	-20496.26
4	39515.99	39534.55	-19755.00
5	38752.08	38776.83	-19372.04

Come si può notare dalla tabella 4.1, per entrambi i criteri il valore tende a decrescere per al crescere del numero di variabili. Tuttavia, il guadagno in termini di costo computazionale che si ha per l'utilizzo di un modello con più di tre classi latenti non è sufficientemente alto da giustificare l'utilizzo, soprattutto se confrontato con il guadagno ottenuto dall'utilizzo di un modello con tra classi piuttosto che con due. Inoltre, dal momento che il nostro interesse è quello di individuare la presenza di una categoria di famiglie che si pone in una situazione intermedia tra la condizione di povertà e quella di non povertà, ovvero le famiglie che hanno difficoltà solo nella condizione finanziaria, la

scelta di tre classi latenti sembra essere l'ideale rispetto a questo obiettivo.

4.3.2 Analisi dei risultati

Le seguenti tabelle riportano i risultati delle stime della LTA. Ogni tabella ha tre sezioni, ognuna delle quali riporta una delle tre probabilità che stima il modello: la probabilità che l'individuo i si trovi in un dato stato latente s al tempo t , indicata con δ_{s_t} ; la probabilità di dare la risposta $r_{j,t}$ per la variabile j al tempo t dato che l'individuo si trovi nello stato latente s , indicata con $\rho_{j,r_{j,t}|s_t}$; la probabilità di transizione dallo stato latente s al tempo $t + 1$ condizionale allo stato latente s al tempo t , indicata con $\tau_{s_{t+1}|s_t}$.

4.3.2.1 Modello su tutta la popolazione

La prima tabella riporta le stime ottenute su tutta la popolazione, stimando tre classi latenti, al fine di individuare eventuali differenze in base non solo alla condizione economica, ma anche finanziaria delle famiglie.

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

TAB. 4.2: *Modello 1. Stime su tutta la popolazione*

Stato latente				
<i>Stato latente prevalente (δ)</i>				
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	
2008	0.316	0.238	0.446	
2010	0.289	0.249	0.462	
2012	0.271	0.265	0.463	
<i>Probabilità di risposta positiva (ρ)</i>				
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	
Povertà rispetto al reddito	0.074	0.306	0.001	
Ha acceso un mutuo	0.788	0	0	
Reddito insufficiente per arrivare a fine mese	0.66	0.921	0.407	
Ha onorato i debiti in ritardo	0.03	0	0	
Ha un debito nei confronti di un familiare	0.053	0.053	0.001	
Capofamiglia non occupato	0.066	0.403	0.011	
<i>Probabilità di transizione (τ)</i>				
		2010		
2008	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	
Problemi finanziari	0.763	0.071	0.166	
Deprivazione materiale	0.049	0.951	0	
Nessuna deprivazione	0.083	0	0.917	
		2012		
2010	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	
Problemi finanziari	0.731	0.113	0.156	
Deprivazione materiale	0.072	0.928	0	
Nessuna deprivazione	0.091	0.004	0.906	

La prima parte della tabella 4.2 riporta le probabilità di trovarsi in uno stato latente in un dato anno, da cui risulta che la probabilità che una

famiglia abbia problemi finanziari pur non vivendo una condizione di deprivazione materiale è di 0.3 circa e tende a ridursi leggermente nel tempo, passando dallo 0.316 del 2008 allo 0.289 del 2010 e allo 0.271 del 2012, mentre la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale è di 0.238 nel 2008 e aumenta negli anni successivi fino a raggiungere lo 0.265 del 2012. Infine la probabilità di non essere né in uno stato di deprivazione materiale né finanziaria è di 0.446 nel 2008 e aumenta negli anni fino allo 0.463. Quindi, con non grandi cambiamenti, le famiglie con semplici problemi finanziari tendono a ridursi, mentre tendono ad aumentare le famiglie in uno stato di deprivazione materiale o senza problemi.

La seconda parte della tabella 4.2 è quella che permette di identificare gli stati latenti. Le famiglie del primo stato latente, identificate come le famiglie con problemi finanziari, hanno un'alta probabilità di avere un mutuo a carico (0.788) e difficoltà di arrivare a fine mese (0.666), mentre presentano probabilità molto basse per le altre variabili. Le famiglie del secondo stato latente, identificate come famiglie in uno stato di deprivazione materiale, hanno un'alta probabilità di essere al di sotto della soglia di povertà rispetto al reddito (0.306), la quasi certezza che il reddito non sia sufficiente per arrivare a fine mese (0.921) e un'alta probabilità di avere il capofamiglia non occupato (0.403). Infine, le famiglie del terzo stato latente, identificate come quelle che non hanno alcun tipo di deprivazione, hanno tutte basse probabilità di risposta positiva, eccetto quella di ritenere di avere un reddito insufficiente per arrivare a fine mese (0.401).

La terza parte della tabella 4.2 riguarda le probabilità di transizione da uno stato all'altro. Trattandosi di un'analisi a tre periodi, le probabilità di transizione riguardano i cambiamenti dello stato latente dal 2008 al 2010 e dal 2010 al 2012.

Per l'anno 2010, la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziaria a uno stato di deprivazione materiale è bassa (0.071), mentre è maggiore la probabilità di superare le difficoltà finanziarie (0.166). Per le persone in stato di deprivazione materiale o di non deprivazione, la probabilità di cambiare stato è piuttosto bassa.

Per l'anno 2012, aumenta la probabilità di passare a uno stato di deprivazione materiale date le difficoltà finanziarie (0.113), mentre la probabilità di passare ad alcuno stato di deprivazione è pressoché invariata (0.156). Ciò significa che la crisi dei debiti sovrani ha aumentato il rischio di cadere in uno stato di deprivazione materiale per le famiglie con problemi finanziari. Anche in questo caso, la probabilità di passare da uno stato di deprivazione a uno stato di non deprivazione è molto basso.

Questi risultati sono in linea sia con quanto osservato nelle serie storiche della povertà, sia con i risultati dell'approccio econometrico. Dalle serie storiche, infatti, emerge che, sebbene l'incidenza della povertà è aumentata negli anni della crisi dei debiti sovrani, ci sono delle categorie di famiglia che subiscono maggiormente gli effetti della crisi. Dall'approccio econometrico, invece, emerge che le famiglie con figli e le famiglie che hanno acceso un mutuo sono quelle che tendono a ridurre in misura maggiore i consumi rispetto alle altre, in particolare negli anni di crisi e per i beni durevoli, suggerendo che la condizione

finanziaria delle famiglie influisce sul tenore di vita delle famiglie e quindi sulla probabilità di cadere in condizione di povertà in futuro.

Per la valutazione del modello, utilizziamo i test basati sulla funzione di verosimiglianza, che corrisponde al test ΔG^2 visto nel paragrafo 4.2.2.2.

Il test confronta il modello stimato con il modello nullo, ovvero quello in cui le probabilità di transizione sono vincolate in modo che gli stati latenti siano costanti nel tempo. Ciò permette di sottoporre a verifica la significatività delle probabilità di transizione e, quindi, anche delle stime dello stato prevalente, che sono ricavate dalle probabilità di transizione.

TAB. 4.3: *Validazione del modello 1*

	ΔG^2	<i>df</i>	<i>p-value</i>
Assenza di effetti di transizione	2164.35	18	~ 0

Come si vede dalla tabella, il test sul confronto del modello vincolato ha un *p-value* che tende a zero. Ciò significa che il modello è valido e che le probabilità di transizione sono statisticamente significative.

4.3.2.2 Modello per sottogruppi: carico di figli

La tabella 4.4 riporta le stime distinguendo le famiglie con figli dalle famiglie senza figli. Al fine di costruire le stesse categorie latenti per i due gruppi, utilizziamo il modello con le probabilità di risposta $\rho_{j,r_{j,t}|s_t}$ vincolate tra i gruppi. Ciò permette di fare confronti omogenei tra i due gruppi, dato che gli stati latenti corrispondono a quelli della popolazione.

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

TAB. 4.4: Modello 2. Stime su sottogruppi rispetto al carico di figli

Primo gruppo: famiglie senza figli				Secondo gruppo: famiglie con figli			
Stato latente				Stato latente			
<i>Stato latente prevalente (δ)</i>				<i>Stato latente prevalente (δ)</i>			
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione		Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
2008	0.183	0.237	0.58	2008	0.44	0.228	0.332
2010	0.168	0.246	0.586	2010	0.401	0.24	0.359
2012	0.153	0.25	0.597	2012	0.38	0.267	0.353
<i>Probabilità di risposta positiva (ρ)</i>				<i>Probabilità di risposta positiva (ρ)</i>			
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione		Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Povertà rispetto al reddito	0.075	0.314	0.001	Povertà rispetto al reddito	0.075	0.314	0.001
Ha acceso un mutuo	0.799	0	0	Ha acceso un mutuo	0.799	0	0
Reddito insufficiente per arrivare a fine mese	0.659	0.919	0.418	Reddito insufficiente per arrivare a fine mese	0.659	0.919	0.418
Ha onorato i debiti in ritardo	0.031	0	0	Ha onorato i debiti in ritardo	0.031	0	0
Ha un debito nei confronti di un familiare	0.053	0.055	0.002	Ha un debito nei confronti di un familiare	0.053	0.055	0.002
Capofamiglia non occupato	0.066	0.414	0.011	Capofamiglia non occupato	0.066	0.414	0.011
<i>Probabilità di transizione (τ)</i>				<i>Probabilità di transizione (τ)</i>			
		2010				2010	
2008	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	2008	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Problemi finanziari	0.709	0.054	0.237	Problemi finanziari	0.773	0.078	0.149
Deprivazione materiale	0.003	0.997	0	Deprivazione materiale	0.096	0.904	0
Nessuna deprivazione	0.066	0	0.934	Nessuna deprivazione	0.118	0	0.882
		2012				2012	
2010	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	2010	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Problemi finanziari	0.632	0.092	0.277	Problemi finanziari	0.759	0.12	0.121
Deprivazione materiale	0.049	0.951	0	Deprivazione materiale	0.099	0.901	0
Nessuna deprivazione	0.06	0	0.94	Nessuna deprivazione	0.146	0.007	0.847

La prima parte della tabella 4.4 riporta le probabilità di trovarsi in uno stato latente in un dato anno per ognuno dei due gruppi. Per le famiglie senza figli risulta che la probabilità che di trovarsi in problemi finanziari tende a ridursi nel tempo, passando dallo 0.183 del 2008 allo 0.168 del 2010 allo 0.153 del 2012, mentre la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale è di 0.237 nel 2008 e aumenta negli anni successivi fino a raggiungere lo 0.246 nel 2010 e lo 0.250 del 2012. Infine la probabilità di non essere né in uno stato di deprivazione materiale né finanziaria tende ad aumentare, dato che è 0.580 nel 2008, 0.586 nel 2010 e 0.597 nel 2012. Quindi, le famiglie senza figli con semplici problemi finanziari tendono a ridursi, mentre tendono ad aumentare le famiglie in uno stato di deprivazione materiale o senza problemi. Per le famiglie con figli, invece, la probabilità che di trovarsi in problemi finanziari pur non vivendo una condizione di deprivazione materiale tende a ridursi nel tempo, passando dallo 0.440 del 2008 allo 0.401 del 2010 allo 0.380 del 2012, mentre la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale è di 0.228 nel 2008 e aumenta negli anni successivi fino a raggiungere lo 0.240 del 2010 e lo 0.267 del 2012. Infine la probabilità di non essere né in uno stato di deprivazione materiale né finanziaria tende ad aumentare nella prima parte della crisi, passando dallo 0.332 del 2008 allo 0.359 del 2010 e a ridursi nella seconda parte, con lo 0.353. Quindi, per le famiglie senza figli, c'è stato un aumento delle famiglie in stato di deprivazione materiale, ma anche un miglioramento delle condizioni finanziarie, dal momento che è diminuita la probabilità di avere problemi finanziari ed è aumentata la probabilità di non avere alcuna deprivazione. Al contrario, per le famiglie con figli, pur essendosi ridotta la probabilità di avere problemi

finanziari, è aumentata la probabilità di essere in uno stato di deprivazione materiale ma, nella seconda parte della crisi, è anche diminuita la probabilità di non essere in alcuno stato di deprivazione, segno che le famiglie con figli hanno subito gli effetti negativi della crisi in misura maggiore rispetto alle altre.

La seconda parte della tabella 4.4 è quella che permette di identificare gli stati latenti, ricordando che, in questo caso, si ipotizzano le stesse probabilità di risposta tra i gruppi, in modo da ottenere gli stessi stati latenti. Le famiglie del primo stato latente, identificabili come le famiglie con problemi finanziari, hanno un'alta probabilità di avere un mutuo a carico (0.799) e difficoltà di arrivare a fine mese (0.659), mentre presentano probabilità molto basse per le altre risposte. Le famiglie del secondo stato latente, identificate come famiglie in uno stato di deprivazione materiale, hanno un'alta probabilità di essere al di sotto della soglia di povertà rispetto al reddito (0.314), la quasi certezza che il reddito non sia sufficiente per arrivare a fine mese (0.919) e un'alta probabilità di avere il capofamiglia non occupato (0.414). Infine, le famiglie del terzo stato latente, identificate come quelle che non hanno alcun tipo di deprivazione, hanno tutte basse probabilità di risposta positiva, eccetto quella di avere un reddito insufficiente per arrivare a fine mese (0.418). Come si può notare, nonostante le stime delle probabilità di risposta non siano identiche, sono comunque simili e permettono di identificare gli stessi stati latenti del modello su tutta la popolazione.

La terza parte della tabella 4.4 riguarda le probabilità di transizione da uno stato all'altro. Per le famiglie senza figli, per l'anno 2010, c'è una probabilità piuttosto alta di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato senza alcuna deprivazione (0.237) e una probabilità trascurabile di passare a uno stato di deprivazione (0.054), mentre sia per le famiglie in uno stato di deprivazione che in assenza di deprivazione c'è una probabilità trascurabile di cambiare stato. Per l'anno 2012, la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato di deprivazione è leggermente più alta (0.277) e aumenta, pur restando pressoché bassa, la probabilità di passare a uno stato di deprivazione materiale (0.092), mentre sia per le famiglie in uno stato di deprivazione che in assenza di deprivazione c'è una probabilità trascurabile di cambiare stato.

Per le famiglie con figli, per l'anno 2010, la probabilità di passare da uno stato di problemi finanziari e uno stato di non deprivazione è il circa il doppio rispetto a quella di passare a uno stato di deprivazione materiale (0.149 e 0.078 rispettivamente). In caso di deprivazione materiale, invece, c'è una bassa probabilità a uno stato di difficoltà finanziaria (0.096) e una probabilità nulla di passare a uno stato di non deprivazione. Infine, per le famiglie in senza alcuna deprivazione c'è una probabilità di passare a uno stato di difficoltà finanziarie (0.118), ma una probabilità nulla di passare a uno stato di deprivazione. Per l'anno 2012, la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato di deprivazione si riduce (0.121) e aumenta, quasi a raddoppiare, la probabilità di finire in uno stato di deprivazione materiale (0.120). Per le famiglie in stato di deprivazione materiale le probabilità restano pressoché invariate (0.099 di passare a uno stato di

difficoltà finanziarie e nulla di passare a uno stato di nessuna deprivazione), mentre per le famiglie senza nessuna deprivazione aumenta la probabilità di passare a uno stato di difficoltà finanziarie (0.146) ed esiste, seppur restando trascurabile, una probabilità di cadere in uno stato di deprivazione materiale (0.007).

In base ai risultati ottenuti, si può affermare che le famiglie con figli risentono maggiormente degli effetti della crisi, dal momento che questa categoria presenta un peggioramento della condizione di deprivazione economica o finanziaria in entrambi i periodi considerati, mentre le famiglie senza figli, in particolare quelle con problemi finanziari in partenza, risentono dell'impatto della crisi solo nel suo primo periodo, mentre non ci sono notevoli peggioramenti nel secondo periodo considerato. Per entrambi i gruppi, comunque, la condizione finanziaria influisce notevolmente sulla possibilità di trovarsi successivamente in uno stato di deprivazione materiale.

Per verificare la bontà del modello, come per il caso del modello su tutta la popolazione utilizziamo i test basati sulla funzione di verosimiglianza. In questo caso i test sono due. Il primo confronta il modello stimato con il modello nullo, in cui non ci sono effetti di transizione, il secondo confronta il modello per sottogruppi con il modello su tutta la popolazione, per verificare se le differenze di stima nelle probabilità di transizione dei due gruppi sono statisticamente significative:

TAB. 4.5: *Validazione del modello 2*

	ΔG^2	<i>df</i>	<i>p-value</i>
Assenza di effetti di transizione	2224.24	36	~ 0
Effetti di transizione uguali tra gruppi	441.39	63	3.43e-58

Come si può notare dalla tabella 4.5, per tutti e due i test considerati il *p-value* tende a zero, quindi non solo le probabilità di transizione sono statisticamente significative, ma sono anche statisticamente diverse dalle probabilità stimate su tutta la popolazione. Ciò significa che, in termini di probabilità di passare da uno stato latente a un altro, ci sono delle differenze tra le famiglie con figli e le famiglie senza figli. Ciò suggerisce che le famiglie con figli sono maggiormente soggette alla vulnerabilità nel caso abbiano un mutuo a carico.

4.3.2.3 Modello per sottogruppi: età del capofamiglia

La tabella 4.6 riporta le stime distinguendo le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni e con capofamiglia con più di 35 anni. Al fine di costruire le stesse categorie latenti, utilizziamo il modello con le probabilità di risposta $\rho_{j,r_{j,t}|s_t}$ vincolate tra i gruppi.

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

TAB. 4.6: Modello 3. Stime su sottogruppi per età del capofamiglia

Primo gruppo: famiglie con capofamiglia fino a 35 anni				Secondo gruppo: famiglie con capofamiglia con più di 35 anni			
Stato latente				Stato latente			
<i>Stato latente prevalente (δ)</i>				<i>Stato latente prevalente (δ)</i>			
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione		Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
2008	0.496	0.276	0.228	2008	0.307	0.234	0.459
2010	0.468	0.307	0.226	2010	0.28	0.244	0.476
2012	0.451	0.247	0.302	2012	0.262	0.264	0.474
<i>Probabilità di risposta positiva (ρ)</i>				<i>Probabilità di risposta positiva (ρ)</i>			
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione		Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Povertà rispetto al reddito	0.074	0.308	0.001	Povertà rispetto al reddito	0.074	0.308	0.001
Ha accesso un mutuo	0.788	0	0	Ha accesso un mutuo	0.788	0	0
Reddito insufficiente per arrivare a fine mese	0.66	0.92	0.41	Reddito insufficiente per arrivare a fine mese	0.66	0.92	0.41
Ha onorato i debiti in ritardo	0.03	0	0	Ha onorato i debiti in ritardo	0.03	0	0
Ha un debito nei confronti di un familiare	0.052	0.054	0.001	Ha un debito nei confronti di un familiare	0.052	0.054	0.001
Capofamiglia non occupato	0.066	0.407	0.011	Capofamiglia non occupato	0.066	0.407	0.011
<i>Probabilità di transizione (τ)</i>				<i>Probabilità di transizione (τ)</i>			
		2010				2010	
2008	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	2008	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Problemi finanziari	0.922	0.016	0.063	Problemi finanziari	0.75	0.072	0.179
Deprivazione materiale	0	1	0	Deprivazione materiale	0.051	0.949	0
Nessuna deprivazione	0.047	0	0.953	Nessuna deprivazione	0.083	0	0.917
		2012				2012	
2010	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	2010	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Problemi finanziari	0.74	0.025	0.235	Problemi finanziari	0.73	0.118	0.152
Deprivazione materiale	0.233	0.767	0	Deprivazione materiale	0.062	0.938	0
Nessuna deprivazione	0.149	0	0.851	Nessuna deprivazione	0.089	0.004	0.906

La prima parte della tabella 4.6 riporta le probabilità di trovarsi in uno stato latente in un dato anno per ognuno dei due gruppi. Per le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni risulta che la probabilità che di trovarsi in problemi finanziari pur non vivendo una condizione di deprivazione materiale tende a ridursi nel tempo, passando dallo 0.496 del 2008 allo 0.468 del 2010 e allo 0.451 del 2012, mentre la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale è di 0.276 nel 2008 e aumenta nella prima parte della crisi, raggiungendo lo 0.307 per poi ridursi fino allo 0.247 nel 2012. Infine la probabilità di non essere né in uno stato di deprivazione materiale né finanziaria tende ad aumentare, dato che è 0.228 nel 2008, 0.226 nel 2010 e 0.302 nel 2012. Per le famiglie con capofamiglia con più di 35 anni, invece, la probabilità che di trovarsi in problemi finanziari pur non vivendo una condizione di deprivazione materiale è dello 0.307 del 2008 tende a ridursi negli anni successivi fino allo 0.262 del 2012, mentre la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale è di 0.234 nel 2008 e aumenta negli anni successivi fino a raggiungere lo 0.264 del 2012. Infine la probabilità di non essere né in uno stato di deprivazione materiale né finanziaria tende ad aumentare nella prima parte della crisi, passando dallo 0.459 del 2008 allo 0.476 del 2010 e a ridursi nella seconda parte, con lo 0.474. Quindi, per le famiglie con capofamiglia con meno di 35 anni è più probabile essere in una situazione di difficoltà finanziaria, anche se la probabilità si riduce nel tempo, mentre aumenta la probabilità di trovarsi in uno stato di deprivazione nella prima parte della crisi e, al contrario, di non trovarsi in uno stato di deprivazione a seguito della seconda parte della crisi. Ciò significa che è stata la prima parte della crisi a colpire maggiormente le famiglie con capofamiglia

giovane. Per le altre famiglie, invece, è maggiore la probabilità di essere in uno stato di non deprivazione, anche se, nella seconda parte della crisi, aumenta la probabilità di trovarsi in uno stato di deprivazione, quindi sono state colpite maggiormente dalla seconda parte della crisi.

La seconda parte della tabella 4.6 è quella che permette di identificare gli stati latenti, ricordando che, in questo caso, si ipotizzano le stesse probabilità di risposta tra i gruppi, in modo da ottenere gli stessi stati latenti della popolazione. Le famiglie del primo stato latente, identificate come le famiglie con problemi finanziari, hanno un'alta probabilità di avere un mutuo a carico (0.788) e difficoltà di arrivare a fine mese (0.660), mentre presentano probabilità molto basse per le altre variabili. Le famiglie del secondo stato latente, identificate come famiglie in uno stato di deprivazione materiale, hanno un'alta probabilità di essere al di sotto della soglia di povertà rispetto al reddito (0.308), la quasi certezza che il reddito non sia sufficiente per arrivare a fine mese (0.920) e un'alta probabilità di avere il capofamiglia non occupato (0.407). Infine, le famiglie del terzo stato latente, identificate come quelle che non hanno alcun tipo di deprivazione, hanno tutte basse probabilità di risposta positiva, eccetto quella di avere un reddito insufficiente per arrivare a fine mese (0.410).

La terza parte della tabella 4.6 riguarda le probabilità di transizione da uno stato all'altro. Per le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni, per l'anno 2010, c'è una probabilità piuttosto bassa di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato senza alcuna deprivazione (0.063) e una probabilità trascurabile di passare a uno stato di deprivazione (0.016), mentre sia per le famiglie in uno stato di deprivazione che in

assenza di deprivazione c'è una probabilità trascurabile di cambiare stato. Per l'anno 2012, la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato di non deprivazione è leggermente più alta (0.235) e aumenta, pur restando pressoché bassa, la probabilità di passare a uno stato di deprivazione materiale (0.025), mentre per le famiglie in uno stato di deprivazione materiale c'è una probabilità piuttosto alta di passare a uno stato di difficoltà finanziaria (0.233), pur restando nulla la probabilità di passare a uno stato di nessuna deprivazione. Infine, per le famiglie in uno stato di nessuna deprivazione, c'è una probabilità non nulla di passare a uno stato di difficoltà finanziaria, pur restando nulla la probabilità di passare a uno stato di deprivazione.

Per le famiglie con capofamiglia con più di 35 anni, per l'anno 2010, la probabilità di passare da uno stato di problemi finanziari a uno stato di non deprivazione è dello 0.179, maggiore di quella di passare a uno stato di deprivazione (0.072). In caso di deprivazione materiale, invece, c'è una bassa probabilità a uno stato di difficoltà finanziaria (0.051) e una probabilità nulla di passare a uno stato di non deprivazione. Infine, per le famiglie in senza alcuna deprivazione c'è una probabilità di passare a uno stato di difficoltà finanziarie (0.083), ma una probabilità nulla di passare a uno stato di deprivazione. Per l'anno 2012, la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato di deprivazione si riduce lievemente (0.152) e aumenta la probabilità di finire in uno stato di deprivazione materiale (0.118). Per le famiglie in stato di deprivazione materiale le probabilità restano pressoché invariate (0.083 di passare a uno stato di difficoltà finanziarie e nulla di passare a uno stato di nessuna deprivazione), mentre per le famiglie senza

nessuna deprivazione la probabilità di passare a uno stato di difficoltà finanziarie resta pressoché invariata (0.089), mentre la probabilità di passare a uno stato di deprivazione resta trascurabile (0.004).

In sintesi, per le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni lo stato latente prevalente è sempre quello con problemi finanziari, mentre per le altre famiglie è quello senza alcuna deprivazione. Inoltre, la probabilità di trovarsi in uno stato di deprivazione è maggiore per le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni nella prima parte della crisi, mentre per le altre famiglie nella seconda. Inoltre, se per le famiglie con capofamiglia con più di 35 anni non ci sono notevoli cambiamenti nella probabilità di transizione, per le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni la probabilità di passare a uno stato di non deprivazione a uno stato di difficoltà finanziarie aumenta nella seconda parte della crisi, così come la probabilità di passare a uno stato di non deprivazione a partire da una situazione finanziaria difficile.

Per verificare la bontà del modello, utilizziamo i test basati sulla funzione di verosimiglianza. Anche in questo caso si pone a confronto il modello stimato con il modello nullo nel primo test e con il modello su tutta la popolazione nel secondo:

TAB. 4.7: *Validazione del modello 3*

	ΔG^2	<i>df</i>	<i>p-value</i>
Assenza di effetti di transizione	2173.15	36	~ 0
Effetti di transizione uguali tra gruppi	55.80	63	0.73

Come si può notare dalla tabella 4.7, per il primo dei due test considerati il *p-value* tende a zero, quindi le stime delle probabilità di

transizione sono statisticamente diverse da zero, mentre per l'altro test il p -value non è sufficientemente basso per poter rifiutare l'ipotesi che le probabilità di transizione non differiscano in base all'età del capofamiglia. Ciò significa che l'età del capofamiglia non determina una maggiore o minore probabilità di passare a uno stato di povertà in funzione della condizione finanziaria.

4.3.2.4 Modello per sottogruppi: area geografica

La tabella 4.8 riporta le stime distinguendo le famiglie residenti al Centro-Nord e le famiglie residenti nel Mezzogiorno. Al fine di costruire le stesse categorie latenti, utilizziamo il modello con le probabilità di riposta $\rho_{j,r_{j,t}|s_t}$ vincolate tra i gruppi.

La prima parte della tabella 4.8 riporta le probabilità di trovarsi in uno stato latente in un dato anno per ognuno dei due gruppi. Per le famiglie del Centro-Nord risulta che la probabilità che di trovarsi in problemi finanziari pur non vivendo una condizione di deprivazione materiale è intorno allo 0.3 e tende a ridursi leggermente nel tempo, passando dallo 0.330 del 2008 allo 0.286 del 2012, mentre la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale è di 0.124 nel 2008 e aumenta negli anni successivi fino a raggiungere lo 0.136 del 2012. Infine la probabilità di non essere né in uno stato di deprivazione materiale né finanziaria tende ad aumentare, dato che è 0.546 nel 2008, 0.564 nel 2010 e 0.578 nel 2012.

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

TAB. 4.8: Modello 4. Stime su sottogruppi per area geografica

Primo gruppo: famiglie residenti nel Centro-Nord				Secondo gruppo: famiglie residenti nel Mezzogiorno			
Stato latente				Stato latente			
<i>Stato latente prevalente (δ)</i>				<i>Stato latente prevalente (δ)</i>			
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione		Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
2008	0.33	0.124	0.546	2008	0.284	0.451	0.265
2010	0.306	0.13	0.564	2010	0.255	0.469	0.276
2012	0.286	0.136	0.578	2012	0.241	0.5	0.258
<i>Probabilità di risposta positiva (ρ)</i>				<i>Probabilità di risposta positiva (ρ)</i>			
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione		Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Povertà rispetto al reddito	0.072	0.299	0.001	Povertà rispetto al reddito	0.072	0.299	0.001
Ha acceso un mutuo	0.794	0	0	Ha acceso un mutuo	0.794	0	0
Reddito insufficiente per arrivare a fine mese	0.659	0.925	0.397	Reddito insufficiente per arrivare a fine mese	0.659	0.925	0.397
Ha onorato i debiti in ritardo	0.03	0	0	Ha onorato i debiti in ritardo	0.03	0	0
Ha un debito nei confronti di un familiare	0.053	0.052	0.001	Ha un debito nei confronti di un familiare	0.053	0.052	0.001
Capofamiglia non occupato	0.067	0.387	0.013	Capofamiglia non occupato	0.067	0.387	0.013
<i>Probabilità di transizione (τ)</i>				<i>Probabilità di transizione (τ)</i>			
		2010				2010	
2008	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	2008	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Problemi finanziari	0.787	0.023	0.189	Problemi finanziari	0.702	0.173	0.126
Deprivazione materiale	0.012	0.988	0	Deprivazione materiale	0.069	0.931	0
Nessuna deprivazione	0.082	0	0.918	Nessuna deprivazione	0.095	0	0.905
		2012				2012	
2010	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione	2010	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Problemi finanziari	0.743	0.047	0.211	Problemi finanziari	0.689	0.259	0.053
Deprivazione materiale	0.071	0.928	0	Deprivazione materiale	0.083	0.917	0
Nessuna deprivazione	0.087	0.003	0.91	Nessuna deprivazione	0.096	0.015	0.888

Per le famiglie che vivono al Mezzogiorno, invece, la probabilità che di trovarsi in problemi finanziari pur non vivendo una condizione di

deprivazione materiale è dello 0.284 del 2008 e si riduce allo 0.255 nel 2010 e allo 0.241 del 2012, mentre la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale è di 0.451 nel 2008 e aumenta negli anni successivi fino a raggiungere lo 0.5 del 2012. Infine la probabilità di non essere né in uno stato di deprivazione materiale né finanziaria tende ad aumentare nella prima parte della crisi, passando dallo 0.265 del 2008 allo 0.276 del 2010 e a ridursi nella seconda parte, con lo 0.258. Quindi, per le famiglie del Centro-Nord è più probabile essere in difficoltà finanziarie piuttosto che in uno stato di deprivazione materiale, mentre nel Mezzogiorno avviene il contrario. Inoltre, sebbene per entrambe le ripartizioni la probabilità di trovarsi in situazioni di difficoltà finanziaria si riduce, nel Mezzogiorno aumenta la probabilità di trovarsi in una situazione di deprivazione materiale, mentre nel Centro-Nord si riduce, aumentando la probabilità di non trovarsi in alcuno stato di deprivazione.

La seconda parte della tabella 4.8 è quella che permette di identificare gli stati latenti, ricordando che, in questo caso, si ipotizzano le stesse probabilità di risposta tra i gruppi, in modo da ottenere gli stessi stati latenti. Le famiglie del primo stato latente, identificate come le famiglie con problemi finanziari, hanno un'alta probabilità di avere un mutuo a carico (0.794) e difficoltà di arrivare a fine mese (0.659), mentre presentano probabilità molto basse per le altre variabili. Le famiglie del secondo stato latente, identificate come famiglie in uno stato di deprivazione materiale, hanno un'alta probabilità di essere al di sotto della soglia di povertà rispetto al reddito (0.299), la quasi certezza che il reddito non sia sufficiente per arrivare a fine mese (0.925) e un'alta probabilità di avere il capofamiglia non occupato (0.387). Infine, le

famiglie del terzo stato latente, identificate come quelle che non hanno alcun tipo di deprivazione, hanno tutte basse probabilità di risposta positiva, eccetto quella di avere un reddito insufficiente per arrivare a fine mese (0.397).

La terza parte della tabella 4.8 riguarda le probabilità di transizione da uno stato all'altro. Per le famiglie del Centro-Nord, per l'anno 2010, c'è una probabilità piuttosto alta di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato senza alcuna deprivazione (0.189) e una probabilità trascurabile di passare a uno stato di deprivazione (0.023), mentre sia per le famiglie in uno stato di deprivazione che in assenza di deprivazione c'è una probabilità trascurabile di cambiare stato. Per l'anno 2012, la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato di deprivazione è leggermente più alta (0.211) e aumenta, pur restando pressoché bassa, la probabilità di passare a uno stato di deprivazione materiale (0.047), mentre sia per le famiglie in uno stato di deprivazione che in assenza di deprivazione c'è una probabilità trascurabile di cambiare stato.

Per le famiglie residenti nel Mezzogiorno, per l'anno 2010, la probabilità di passare da uno stato di problemi finanziari a uno stato di non deprivazione è dello 0.126, mentre quella di passare a uno stato di deprivazione è più alta (0.176). In caso di deprivazione materiale, invece, c'è una bassa probabilità a uno stato di difficoltà finanziarie (0.069) e una probabilità nulla di passare a uno stato di non deprivazione. Infine, per le famiglie in senza alcuna deprivazione c'è una probabilità di passare a uno stato di difficoltà finanziarie (0.095), ma una probabilità nulla di passare a uno stato di deprivazione. Per

l'anno 2012, la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato di deprivazione si riduce (0.053) e aumenta la probabilità di finire in uno stato di deprivazione materiale (0.259). Per le famiglie in stato di deprivazione materiale le probabilità restano pressoché invariate (0.083 di passare a uno stato di difficoltà finanziarie e nulla di passare a uno stato di nessuna deprivazione), mentre per le famiglie senza nessuna deprivazione la probabilità di passare a uno stato di difficoltà finanziarie resta pressoché invariata (0.096), mentre la probabilità di passare a uno stato di deprivazione resta trascurabile (0.015).

Nel caso della ripartizione geografica di residenza ci sono notevoli differenze nella probabilità di trovarsi in un dato stato latente, mentre non esistono particolari differenze nella probabilità di transizione tra gli stati nei due periodi considerati. Infatti, sebbene la probabilità di trovarsi in uno stato di deprivazione materiale aumenta in entrambe le ripartizioni, nel Mezzogiorno è lo stato più probabile in cui ci si può trovare, con una probabilità che è più del doppio di quella delle famiglie del Centro-Nord. Invece, la probabilità di trovarsi in uno stato di non deprivazione tende ad aumentare per le famiglie del Centro-Nord, mentre a ridursi per le famiglie del Mezzogiorno nella seconda parte della crisi. Inoltre, per tutte le famiglie, indipendentemente che abitino al Centro-Nord o nel Mezzogiorno, la probabilità di cadere in uno stato di deprivazione materiale aumenta durante la seconda parte della crisi. C'è da notare, però, che nel caso delle famiglie del Centro-Nord anche la probabilità di non trovarsi in uno stato di deprivazione aumenta, mentre per le famiglie del Mezzogiorno diminuisce, segno che queste ultime sono comunque più vulnerabili alla povertà.

Per verificare la bontà del modello, utilizziamo i test basati sulla funzione di verosimiglianza. Come nei due casi precedenti, confrontiamo il modello stimato con il modello nullo e con il modello su tutta la popolazione:

TAB. 4.9: *Validazione del modello 4*

	ΔG^2	<i>df</i>	<i>p-value</i>
Assenza di effetti di transizione	2334.58	36	~ 0
Effetti di transizione uguali tra gruppi	511.85	63	1.54e-71

Come si può notare dalla tabella, per tutti e due i test considerati il *p-value* tende a zero, quindi le stime delle probabilità di transizione sono statisticamente significative e le stime nel Centro-Nord e nel Mezzogiorno sono significativamente diverse. Ciò implica che le famiglie residenti nel Mezzogiorno hanno una maggior probabilità di cadere in condizione di povertà, se si trovano in condizioni finanziarie difficili, rispetto a quelle residenti nel Centro-Nord.

4.3.3 Sintesi dei risultati per sottogruppi

La tabella 4.10 sintetizza le stime dello stato latente prevalente dei modelli per sottogruppi delle famiglie per i tre modelli stimati:

TAB. 4.10: *Stime dello stato latente nei sottogruppi di popolazione*

Stato latente prevalente (δ) per categoria di famiglie			
	Problemi finanziari	Deprivazione materiale	Nessuna deprivazione
Prima della crisi (2008)			
Senza figli	0.183	0.237	0.580
Con figli	0.440	0.228	0.332
Fino a 35 anni	0.496*	0.276*	0.228*
Più di 35 anni	0.307*	0.234*	0.459*
Centro-Nord	0.330	0.124	0.546
Mezzogiorno	0.284	0.451	0.265
Dopo la crisi finanziaria (2010)			
Senza figli	0.168	0.246	0.586
Con figli	0.401	0.240	0.359
Fino a 35 anni	0.468*	0.307*	0.226*
Più di 35 anni	0.280*	0.244*	0.476*
Centro-Nord	0.306	0.130	0.564
Mezzogiorno	0.255	0.469	0.276
Dopo la crisi dei debiti sovrani (2012)			
Senza figli	0.153	0.250	0.597
Con figli	0.380	0.267	0.353
Fino a 35 anni	0.451*	0.247*	0.302*
Più di 35 anni	0.262*	0.264*	0.474*
Centro-Nord	0.286	0.136	0.578
Mezzogiorno	0.241	0.500	0.258

* Il modello non differisce in modo statisticamente significativo dal modello su tutta la popolazione

Come si può notare dalla tabella, lo stato latente prevalente non cambia nel tempo per le categorie di famiglie. Per le famiglie senza figli, per le famiglie con capofamiglia con più di 35 anni e per le famiglie residenti al Centro-Nord lo stato latente prevalente è quello di non avere alcuna deprivazione né materiale, né finanziaria. Per le famiglie con figli e per le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni lo stato latente prevalente è quello di difficoltà finanziarie, mentre per le famiglie residenti nel

Mezzogiorno lo stato latente prevalente è quello di deprivazione economica.

Le tabelle 4.11 e 4.12 sintetizzano le stime delle probabilità di transizione per sottogruppi di famiglie. Dal momento che, per la maggior parte dei casi, le probabilità di transizione da uno stato di assenza di deprivazione a uno stato di deprivazione e viceversa sono trascurabili, si riportano le probabilità di transizione rispetto allo stato di difficoltà finanziarie verso gli altri due stati latenti e viceversa:

TAB. 4.11: *Stime della transizione da problemi finanziari nei sottogruppi di popolazione*

	<i>Probabilità di transizione (τ) per categorie di famiglia</i>	
	Da problemi finanziari a deprivazione materiale	Da problemi finanziari a non deprivazione
	<i>Effetti della crisi finanziaria (dal 2008 al 2010)</i>	
Senza figli	0.054	0.237
Con figli	0.078	0.149
Fino a 35 anni	0.016*	0.063*
Più di 35 anni	0.072*	0.179*
Centro-Nord	0.023	0.189
Mezzogiorno	0.173	0.126
	<i>Effetti della crisi dei debiti sovrani (dal 2010 al 2012)</i>	
Senza figli	0.092	0.277
Con figli	0.120	0.121
Fino a 35 anni	0.025*	0.235*
Più di 35 anni	0.118*	0.152*
Centro-Nord	0.047	0.211
Mezzogiorno	0.259	0.053

* *Il modello non differisce in modo statisticamente significativo dal modello su tutta la popolazione*

Come si nota nella tabella, la probabilità di transizione da uno stato di difficoltà finanziaria a uno stato di deprivazione materiale aumenta per tutte le categorie di famiglia, mentre la probabilità di transizione da uno stato di difficoltà finanziaria a uno stato privo di deprivazione si riduce per le famiglie con figli, per le famiglie con capofamiglia con più di 35 anni e per le famiglie residenti nel Mezzogiorno. La probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziarie a uno stato di deprivazione materiale è maggiore per le famiglie del Mezzogiorno e per le famiglie con figli in entrambi i periodi considerati, mentre la probabilità di passare da uno stato di difficoltà finanziaria a uno stato di assenza di deprivazione è maggiore per le famiglie senza figli per entrambi i periodi, per le famiglie e per le famiglie del Centro-Nord nella prima fase della crisi e per le famiglie con capofamiglia fino a 35 anni nella seconda fase della crisi.

Analizzando la tabella 4.12, invece, si nota che la probabilità di passare da uno stato di deprivazione a uno stato di difficoltà finanziaria aumenta per tutte le categorie di famiglia considerate, mentre la probabilità di passare da uno stato di non deprivazione a uno stato di difficoltà finanziaria aumenta solo per le famiglie con figli mentre per le altre categorie resta pressoché invariata. La probabilità di passare da una situazione di deprivazione materiale e uno stato di difficoltà finanziaria è maggiore per le famiglie con figli. Ricordiamo che, seppur le stime possono suggerire delle differenze nei comportamenti, le stime relative all'età del capofamiglia non sono statisticamente significative. La probabilità di passare a uno stato di non deprivazione a uno stato di difficoltà finanziaria, invece, è maggiore per le famiglie con figli in entrambi i periodi considerati. Quindi, la presenza di figli a carico è

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

diventato, a seguito della crisi, un fattore di vulnerabilità delle famiglie, in particolare in presenza di una situazione finanziaria difficile.

TAB. 4.12: *Stime della transizione a problemi finanziari nei sottogruppi di popolazione*

<i>Probabilità di transizione (τ) per categorie di famiglia</i>		
	Da privazione materiale a problemi finanziari	Da non privazione a problemi finanziari
<i>Effetti della crisi finanziaria (dal 2008 al 2010)</i>		
Senza figli	0.003	0.066
Con figli	0.096	0.118
Fino a 35 anni	0.000*	0.047*
Più di 35 anni	0.051*	0.083*
Centro-Nord	0.012	0.082
Mezzogiorno	0.069	0.095
<i>Effetti della crisi dei debiti sovrani (dal 2010 al 2012)</i>		
Senza figli	0.049	0.060
Con figli	0.099	0.146
Fino a 35 anni	0.233*	0.149*
Più di 35 anni	0.062*	0.089*
Centro-Nord	0.071	0.087
Mezzogiorno	0.083	0.096

** Il modello non differisce in modo statisticamente significativo dal modello su tutta la popolazione*

Dal momento che, come precedentemente osservato, il modello per sottogruppi relativi all'età del capofamiglia non differisce in modo statisticamente significativo e, dalle serie storiche osservate nel primo capitolo, si notava un differente effetto dell'età in funzione della presenza di figli a carico sul rischio di povertà, dato che le famiglie senza figli e con capofamiglia fino a 35 anni hanno il più basso rischio di povertà, mentre quelle con figli e con capofamiglia fino a 35 anni più alto di tutte le famiglie, anche con quelle con capofamiglia con più di 35 anni, si analizza l'effetto dei gruppi creati dall'interazione delle variabili

età e figli a carico, per un totale di quattro gruppi: a) famiglie con capofamiglia con meno di 35 anni con figli; b) famiglie con capofamiglia con meno di 35 anni senza figli; c) famiglie con capofamiglia con più di 35 anni con figli; d) famiglie con capofamiglia con più di 35 anni senza figli.

Per verificare la bontà del modello, come per il caso del modello su tutta la popolazione utilizziamo i test basati sulla funzione di verosimiglianza, in questo caso tenendo conto anche dei vincoli sui gruppi:

TAB. 4.13: *Validazione del modello per sottogruppi per età e figli*

	ΔG^2	<i>df</i>	<i>p-value</i>
Assenza di effetti di transizione	2273.95	72	~ 0
Effetti di transizione uguali al modello per gruppi per figli	114.60	126	0.758
Effetti di transizione uguali al modello per gruppi per età	500.18	126	4.94e-46

Come si può notare dalla tabella, il *p-value* tende a zero per il test del confronto con il modello nullo, quindi le stime delle probabilità di transizione sono statisticamente significative. Confrontando, invece, i modelli si nota che il modello per sottogruppi per età e figli differisce in modo statisticamente significativo, nelle stime della probabilità di transizione, solo per il modello su sottogruppi di popolazione per la sola età, mentre non ci sono differenze statisticamente significative per il modello per la presenza di figli. Quindi non è possibile individuare delle significative differenze rispetto all'età del capofamiglia anche suddividendo ulteriormente la popolazione in funzione della presenza di figli, che sembra essere, invece, il fattore di rischio di povertà più importante per i periodi di analisi considerati.

4.4 Considerazioni conclusive

L'analisi dei fattori di rischio di povertà tramite la LTA permette di stimare la probabilità di cadere in condizione di povertà in un periodo successivo, quindi permette di analizzare la vulnerabilità alla povertà delle famiglie, considerando uno o più fattori. In particolare, in questo lavoro abbiamo concentrato l'attenzione sugli aspetti finanziari delle famiglie e alcune caratteristiche socio-demografiche che sono emerse negli anni della crisi. Dai modelli stimati risulta che la crisi ha reso l'assenza di liquidità delle famiglie un fattore di vulnerabilità, dal momento che c'è un'alta probabilità di passare da uno stato di mera difficoltà finanziaria a uno stato di povertà negli anni della crisi. Ciò è particolarmente vero per la crisi dei debiti sovrani. Inoltre, le famiglie non sono state colpite indistintamente, dato che le famiglie con figli e le famiglie residenti nel Mezzogiorno sono più vulnerabili. Queste ultime, come è noto in letteratura, sono anche maggiormente soggette alla condizione di povertà.

Conclusioni

Il lavoro svolto prevede l'analisi dei cambiamenti dei fattori di rischio di povertà utilizzando tre livelli di analisi. Il primo livello, di natura puramente descrittiva, prevede la ricostruzione e l'analisi delle serie storiche della povertà, confrontando uno o due fattori di rischio contemporaneamente. Dalle serie storiche risulta che, a seguito della crisi dei debiti sovrani, gli effetti della crisi finanziaria, in termini di aumento di rischio di povertà è maggiormente subita dalle famiglie con figli e con capofamiglia con meno di 35 anni. Ciò significa che la presenza di figli a carico e l'età del capofamiglia sono nuovi fattori di rischio, dal momento che, nella letteratura sul modello italiano di povertà, sono le famiglie numerose e le famiglie residenti nel Mezzogiorno ad avere un maggior rischio di povertà rispetto alle altre. Contrariamente a quanto ci si possa aspettare, questi due aspetti, restano comunque determinanti per il rischio di povertà, ma non sono enfatizzati dalla crisi finanziaria e della crisi dei debiti sovrani, come lo sono, invece, i fattori di rischio emergenti. La letteratura economica

introduce la questione delle condizioni finanziarie e di liquidità delle famiglie come possibile fattore di rischio di povertà, dal momento che essere in condizione di difficoltà finanziarie o comunque non avere ricchezza sotto forma liquida influisce negativamente sul mantenimento dello stesso tenore di vita delle famiglie a seguito della crisi. Quindi, il secondo livello di analisi consiste nella verifica, tramite un modello econometrico, degli effetti di una stretta di liquidità delle famiglie sul rischio di povertà, tenuto conto delle condizioni socio-demografiche di rischio individuate dall'analisi descrittiva. I risultati suggeriscono che, a seguito della crisi, una stretta di liquidità influisce negativamente sui consumi, ma limitatamente ai consumi in beni durevoli, mentre la numerosità della famiglia, utilizzata per analizzare gli effetti delle scelte di consumo in presenza di figli a carico, è un fattore negativo per i consumi non durevoli. La questione della numerosità della famiglia, quindi, resta determinante come fattore di rischio di povertà, pur notando che, in presenza di problemi di liquidità, a prescindere dalle caratteristiche della famiglia il rischio di cadere in condizioni di povertà aumenta negli anni della crisi. L'età del capofamiglia, invece, non risulta essere un fattore determinante, dal momento che c'è una scarsa significatività statistica della variabile nei modelli stimati. Infine, tramite la stima della LTA, si vuole analizzare se i problemi finanziari possono influire sulla probabilità di caduta in condizione di povertà in seguito alla crisi. Stimando la variabile latente di povertà, si individuano tre stati latenti: a) difficoltà finanziarie; b) deprivazione economica; c) nessuna deprivazione. Dall'analisi, inoltre, risulta che le famiglie con figli sono quelle che hanno un maggior rischio di trovarsi in difficoltà

finanziarie, il Mezzogiorno è l'area di deprivazione materiale, mentre le altre categorie di famiglia si trovano prevalentemente in una condizione di non deprivazione sia prima che dopo la crisi. Anche in questo caso, l'età del capofamiglia non risulta staticamente significativa, dal momento che il modello per sottopopolazioni in base all'età non differisce statisticamente dal modello su tutta la popolazione. Relativamente alla probabilità di cadere in condizione di povertà, si nota che le famiglie con figli e con una condizione finanziaria difficile di partenza sono la categoria che ha la maggior probabilità di transizione verso uno stato di povertà, in particolare in seguito alla crisi dei debiti sovrani. Mentre le famiglie senza figli tendono a migliorare la propria posizione, dato che la probabilità di passare in uno stato di non deprivazione partendo da una condizione di difficoltà finanziaria è maggiore rispetto alle altre categorie. Inoltre, durante gli anni della crisi, le famiglie con figli sono quelle che corrono il maggior rischio di passare da una condizione di non deprivazione a una condizione di difficoltà finanziarie, aumentando, quindi anche il rischio in futuro di cadere in una condizione di povertà.

In sintesi, ciò che emerge dalle analisi è che l'aumento del rischio di povertà a seguito della crisi dipende principalmente da due fattori, spesso in combinazione tra loro, la presenza di figli a carico, anche soltanto uno e non necessariamente per una famiglia numerosa, è la presenza di condizioni finanziarie difficili di partenza o comunque della possibilità di trovarsi in problemi finanziari o di liquidità.

La LTA è, a nostro avviso, un valido strumento della stima della vulnerabilità alla povertà delle famiglie, dal momento che ha tra i parametri da stimare proprio la probabilità di transizione da uno stato

all'altro e, quindi, se gli stati sono correttamente specificati, la probabilità di cadere in condizione di povertà nell'immediato futuro. Rispetto alla letteratura di riferimento, abbiamo deciso di limitare l'analisi alla situazione finanziaria delle famiglie, tramite l'analisi delle famiglie WHtM, ma, come ulteriore sviluppo di analisi, è possibile analizzare l'effettiva validità di altri fattori di vulnerabilità, come le condizioni abitative delle famiglie, spesso utilizzate per la costruzione di un indicatore di povertà multidimensionale e consolidato nella letteratura sociologica. Ciò sarebbe possibile tramite l'analisi dei dati dell'indagine EU-SILC, che, rispetto ai dati dell'indagine sui bilanci delle famiglie della Banca d'Italia, non si limita alle condizioni economiche e finanziarie delle famiglie, ma rileva molti aspetti della vita quotidiana delle famiglie che possono delineare il loro stile di vita e quindi permetterebbe un'analisi della vulnerabilità alla povertà tenendo conto di tutti gli aspetti sociali che, purtroppo, nella tesi sono stati trascurati.

Inoltre, dal momento che non è attualmente presente, potrebbe essere utile costruire un pacchetto di R che permetta di eseguire correttamente una LTA, sia dal punto di vista delle stime che della diagnostica, da caricare sul CRAN. Per questo lavoro, è stato possibile utilizzare delle routine preesistenti ma che permettono di ottenere solo le stime del modello LTA; non prima di aver rielaborato la matrice dei dati in un oggetto tridimensionale e aver scritto le routine per i test di valutazione dei modelli, riportate nell'Appendice A.

Appendice A

Codici R

Capitolo 2

```
# Costruzione delle tipologie di famiglia per le indagini  
ISTAT dal 1997 al 2001 (routine di esempio per un solo  
anno)
```

```
NCOMP<-as.numeric(Base.dati$NC)  
Rela2<-as.numeric(Base.dati$Rela2)  
Rela3<-as.numeric(Base.dati$Rela3)  
Rela4<-as.numeric(Base.dati$Rela4)  
Rela5<-as.numeric(Base.dati$Rela5)  
Rela6<-as.numeric(Base.dati$Rela6)  
Rela7<-as.numeric(Base.dati$Rela7)  
Rela8<-as.numeric(Base.dati$Rela8)  
Rela9<-as.numeric(Base.dati$Rela9)  
Rela10<-as.numeric(Base.dati$Rela10)  
Rela11<-as.numeric(Base.dati$Rela11)  
Rela12<-as.numeric(Base.dati$Rela12)  
Età_4<-as.numeric(Base.dati$Età_4)
```

```
TIPFAM<-as.numeric(rep.int(NA,length(NCOMP)))
i<-1

for(i in 1:length(NCOMP)){
  if(NCOMP[i] == 1){
    if(Età_4[i] < 3){
      TIPFAM[i]<- 1} # persona sola con meno di 35 anni
    else
      if(Età_4[i] == 3){
        TIPFAM[i]<- 2} # persona sola con più di 35 anni
e meno di 65 anni
      else
        if(Età_4[i] > 3){
          TIPFAM[i]<- 3} # persona sola con più di 65 anni
        }
      else
        if(NCOMP[i] == 2){
          if(Rela2[i] == 3){
            TIPFAM[i]<- 10 # famiglia monogenitoriale}
          else
            if(Rela2[i] == 2 && Età_4[i] <3){
              TIPFAM[i]<- 4 # coppia senza figli con
capofamiglia con meno di 35 anni}
            else
              if(Rela2[i] == 2 && Età_4[i] == 3){
                TIPFAM[i]<- 5 # coppia senza figli con
capofamiglia con più di 35 anni e meno di 65 anni}
              else
                if(Rela2[i] == 2 && Età_4[i] >3){
                  TIPFAM[i]<- 6 # coppia senza figli con
capofamiglia con più di 65 anni}
                else{
                  TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di famiglia}
                }
            }
          }
        }
      }
    }
  }
}
```

```

else
  if(NCOMP[i] == 3){
    if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3){
      TIPFAM[i]<-10 # famiglia monogenitoriale}
    else
      if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3){
        TIPFAM[i]<-7 # coppia con un figlio}
      else{
        TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di
famiglia}
    }
  else
    if(NCOMP[i] == 4){
      if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3){
        TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
      else
        if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 &&
Rela4[i] == 3){
          TIPFAM[i]<-8 # coppia con due figli}
        else{
          TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di
famiglia}}
    else
      if(NCOMP[i] == 5){
        if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3){
          TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
        else
          if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 &&
Rela4[i] == 3 && Rela5[i] == 3){
            TIPFAM[i]<-9 # coppia con tre o più
figli}
          else{
            TIPFAM[i]<-11 # coppia con tre o più figli}
          }
    }
  else

```

```
        if(NCOMP[i] == 6){
            if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3){
                TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
            else
                if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 &&
Rela4[i] == 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3){
                    TIPFAM[i]<-9 # coppia con 3 figli o più}
                else{
                    TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di
famiglia}
                }
            else
                if(NCOMP[i] == 7){
                    if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3){
                        TIPFAM[i]<-10 #monogenitore}
                    else
                        if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 &&
Rela4[i] == 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 &&
Rela7[i] == 3){
                            TIPFAM[i]<-9 # coppia con tre figli e
più}
                        else{
                            TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di
famiglia}}
                    else
                        if(NCOMP[i] == 8){
                            if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3){
                                TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
                            else
```

```

        if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3){
            TIPFAM[i]<-9 # coppia con tre figli o più}
        else{
            TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di
famiglia}}
        if(NCOMP[i] == 9){
if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i] == 3 &&
Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3 &&
Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3){
            TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
else
        if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3){
            TIPFAM[i]<-9 # coppia con tre figli o più}
        else{
            TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di famiglia}}
else
        if(NCOMP[i] == 10){
            if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3 && Rela10[i] == 3){
                TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
else
            if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3 && Rela10[i] == 3){
                TIPFAM[i]<-9 #coppia con tre figli o più}
else
            TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di famiglia}
else
        if(NCOMP[i] == 11){
            if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3

```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
&& Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3 && Rela10[i] == 3 &&
Rela11[i] == 3){
    TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
else
    if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3 && Rela10[i] == 3 &&
Rela11[i] == 3){
    TIPFAM[i]<-9 #coppia con tre figli o più}
else
    TIPFAM[i]<-11}
else
    if(NCOMP[i] == 12){
        if(Rela2[i] == 3 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3 && Rela10[i] == 3 &&
Rela11[i] == 3 && Rela12[i] == 3){
            TIPFAM[i]<-10 # monogenitore}
        else
            if(Rela2[i] == 2 && Rela3[i] == 3 && Rela4[i]
== 3 && Rela5[i] == 3 && Rela6[i] == 3 && Rela7[i] == 3
&& Rela8[i] == 3 && Rela9[i] == 3 && Rela10[i] == 3 &&
Rela11[i] == 3 && Rela12[i] == 3){
                TIPFAM[i]<-9 #coppia con tre figli o più}
            else
                TIPFAM[i]<-11 # altra tipologia di famiglia}
    }
}
```

#####

calcolo indicatore di povertà per dati ISTAT (routine di esempio per un solo anno)

```
base.dati$CONSTOT<-
sum(base.dati[175:185;187:199;204;206;208:210:217;220:223
;234:250;252:260;262:266;269:271;273:283;286:297;299;301;
303;306;308;311;313;316;318;321;323;327:329;332;334:337;3
40;342;344;346;349;351;353;355;357;359;362:371;373:374;37
7:382;387:389;392:394;396:402;405;407;409;411;413;415;417
;419;421;423;425;442;552]) # calcolo i consumi totali
selezionando le opportune voci di spesa

for(i in 1:length(base.dati$TIPFAM)){
  if(base.dati$NCOMP[i] == 1){
    if(base.dati$CONSTOT[i] <= SOGLIA[1])
      base.dati$POVREL[i] <- 1 # famiglia povera
    else
      base.dati$POVREL[i] <- 0} # famiglia non povera
  else {
    if(base.dati$NCOMP[i] == 2){
      if(base.dati$CONSTOT[i] <= SOGLIA[2])
        base.dati$POVREL[i] <- 1 # famiglia povera
      else
        base.dati$POVREL[i] <- 0}} # famiglia non povera
  else {
    if(base.dati$NCOMP[i] == 3){
      if(base.dati$CONSTOT[i] <= SOGLIA[3])
        base.dati$POVREL[i] <- 1 # famiglia povera
      else
        base.dati$POVREL[i] <- 0}} # famiglia non povera
  else {
    if(base.dati$NCOMP[i] == 4){
      if(base.dati$CONSTOT[i] <= SOGLIA[4])
        base.dati$POVREL[i] <- 1 # famiglia povera
      else
        base.dati$POVREL[i] <- 0}} # famiglia non povera
  else {
    if(base.dati$NCOMP[i] == 5){
      if(base.dati$CONSTOT[i] <= SOGLIA[5])
        base.dati$POVREL[i] <- 1 # famiglia povera
    }
  }
}
```



```
else
  base.dati$POVREL[i] <- 0}} # famiglia non povera
else {
  if(base.dati$NCOMP[i] == 6){
    if(base.dati$CONSTOT[i] <= SOGLIA[6])
      base.dati$POVREL[i] <- 1 # famiglia povera
    else
      base.dati$POVREL[i] <- 0}} # famiglia non povera
  else {
    if(base.dati$NCOMP[i] == 7){
      if(base.dati$CONSTOT[i] <= SOGLIA[7])
        base.dati$POVREL[i] <- 1 # famiglia povera
      else
        base.dati$POVREL[i] <- 0}} # famiglia non povera
  }
}

#####

# Presenza di figli (routine di esempio per un solo anno)

base.dati$FIGLI <-
as.numeric(rep.int(NA,length(base.dati$TIPFAM)))

for(i in 1:length(base.dati$TIPFAM)){
  if(base.dati$TIPFAM[i] < 6)
    base.dati$FIGLI[i] <- 1 # Senza figli
  else {
    base.dati$RIPGEO[i] <- 2 # Con figli
  }
}

#####

# Ripartizione geografica (routine di esempio per un solo
anno)
```

```
base.dati$RIPGEO <-
as.numeric(rep.int(NA,length(base.dati$Regione)))

for(i in 1:length(base.dati$Regione)){
  if(base.dati$Regione[i] < 8)

    base.dati$RIPGEO[i] <- 1 # Nord
  else {
    if(base.dati$Regione[i] < 13)
      base.dati$RIPGEO[i] <- 2 # Centro
    else
      base.dati$RIPGEO[i] <- 3 # Mezzogiorno}
}

#####

# Tasso di povertà dai dati ISTAT (routine di esempio per
un solo anno)

# Ripartizione geografica e tipologia di famiglia

POVREL<-as.numeric(Base.dati$POVREL)
PESOPOP<-as.numeric(Base.dati$COEFF)
TIPFAM<-as.numeric(Base.dati$TIPFAM)
RIPGEO<-as.numeric(Base.dati$RIPGEO)

POVRATEETA<-tapply(seq(along=POVREL),
list(TIPFAM,RIPGEO), function(i, x=POVREL, w=PESOPOP)
weighted.mean(x[i], w[i]))

#####

# calcolo delle spese per famiglia (routine di esempio
per un solo anno)

TIPFAM<-as.numeric(Base.dati$TIPFAM)
Età4_1<-as.numeric(Base.dati$Età4_1)
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
Abbigliamento<-as.numeric(Base.dati$Abbigliamento)
Assicurazione<-as.numeric(Base.dati$Assicurazioni)
Mutuo<-as.numeric(Base.dati$Mutui)
Coeff<-as.numeric(Base.dati$COEFF)

abbigliamento1<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
mutui1<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
assicurazioni1<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))

abbigliamento2<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
mutui2<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
assicurazioni2<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))

abbigliamento3<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
mutui3<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
assicurazioni3<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))

abbigliamento4<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
mutui4<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))
assicurazioni4<-as.numeric(rep.int(NA, length(TIPFAM)))

for (i in 1 : length(TIPFAM)){
  if (TIPFAM[i] == 1 || TIPFAM[i] == 4) { #senza figli
meno di 35 anni
    abbigliamento1[i]<-Abbigliamento[i]
    mutui1[i]<-Mutuo[i]
    assicurazioni1[i]<-Assicurazione[i]
  }
  else
    if (Età4_1[i] <= 2 && TIPFAM[i] >= 7 && TIPFAM[i] <
11){ #con almeno un figlio e meno di 35 anni
    abbigliamento2[i]<-Abbigliamento[i]
    mutui2[i]<-Mutuo[i]
    assicurazioni2[i]<-Assicurazione[i]
  }
}
```

```
else
  if (Età4_1[i] > 2 && TIPFAM[i] >= 7 && TIPFAM[i] <
11){ #con almeno un figlio e più di 35 anni
  abbigliamento3[i]<-Abbigliamento[i]
  mutui3[i]<-Mutuo[i]
  assicurazioni3[i]<-Assicurazione[i]}
else
  if (TIPFAM[i] == 2 || TIPFAM[i] == 3 || TIPFAM[i] ==
5 || TIPFAM[i] == 6){ #senza figli e più di 35 anni
  abbigliamento4[i]<-Abbigliamento[i]
  mutui4[i]<-Mutuo[i]
  assicurazioni4[i]<-Assicurazione[i]}
}

mmutui1<-weighted.mean(mutui1, Coeff, na.rm=TRUE)
mmutui2<-weighted.mean(mutui2, Coeff, na.rm=TRUE)
mmutui3<-weighted.mean(mutui3, Coeff, na.rm=TRUE)
mmutui4<-weighted.mean(mutui4, Coeff, na.rm=TRUE)

mmutui<-c(mmutui1, mmutui2, mmutui3, mmutui4)

massicurazioni1<-weighted.mean(assicurazioni1, Coeff,
na.rm=TRUE)
massicurazioni2<-weighted.mean(assicurazioni2, Coeff,
na.rm=TRUE)
massicurazioni3<-weighted.mean(assicurazioni3, Coeff,
na.rm=TRUE)
massicurazioni4<-weighted.mean(assicurazioni4, Coeff,
na.rm=TRUE)

massicurazioni<-c(massicurazioni1, massicurazioni2,
massicurazioni3, massicurazioni4)

mabbigliamento1<-weighted.mean(abbigliamento1, Coeff,
na.rm=TRUE)
mabbigliamento2<-weighted.mean(abbigliamento2, Coeff,
na.rm=TRUE)
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
mabbigliamento3<-weighted.mean(abbigliamento3, Coeff,  
na.rm=TRUE)  
mabbigliamento4<-weighted.mean(abbigliamento4, Coeff,  
na.rm=TRUE)
```

```
mabbigliamento<-c(mabbigliamento1, mabbigliamento2,  
mabbigliamento3, mabbigliamento4)
```

```
#####
```

```
# Grafici serie storiche (routine di esempio per un  
grafico)
```

```
nord<-ts(Area$Nord, start=1997, frequency=1)  
centro<-ts(Area$Centro, start=1997, frequency=1)  
mezzogiorno<-ts(Area$Mezzogiorno, start=1997,  
frequency=1)
```

```
par(xpd=TRUE)  
plot(nord, ylim =c(0,22), xlab="", ylab="%", lty=1,  
lwd=2, family="serif", col="tomato3", axes=F)  
axis(2, family="serif")  
axis(1, at=1997:2016, label=FALSE)  
mtext("1997", side=1, line=0.5, at =1997, cex=0.8,  
family="serif")  
mtext("1998", side=1, line=0.5, at =1998, cex=0.8,  
family="serif")  
mtext("1999", side=1, line=0.5, at =1999, cex=0.8,  
family="serif")  
mtext("2000", side=1, line=0.5, at =2000, cex=0.8,  
family="serif")  
mtext("2001", side=1, line=0.5, at =2001, cex=0.8,  
family="serif")  
mtext("2002", side=1, line=0.5, at =2002, cex=0.8,  
family="serif")
```

```
mtext("2003", side=1, line=0.5, at =2003, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2004", side=1, line=0.5, at =2004, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2005", side=1, line=0.5, at =2005, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2006", side=1, line=0.5, at =2006, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2007", side=1, line=0.5, at =2007, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2008", side=1, line=0.5, at =2008, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2009", side=1, line=0.5, at =2009, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2010", side=1, line=0.5, at =2010, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2011", side=1, line=0.5, at =2011, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2012", side=1, line=0.5, at =2012, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2013", side=1, line=0.5, at =2013, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2014", side=1, line=0.5, at =2014, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2015", side=1, line=0.5, at =2015, cex=0.8,
family="serif")
mtext("2016", side=1, line=0.5, at =2016, cex=0.8,
family="serif")

lines(centro, lty=2, lwd=2, col="chartreuse3")
lines(mezzogiorno, lty=3, lwd=2, col="dodgerblue3")

box()

legend(locator(), legend=c("Nord", "Centro",
"Mezzogiorno"), lwd=2, cex=0.8, lty=c(1:3),
col=c("tomato3", "chartreuse3", "dodgerblue3"))
```

Capitolo 4

```
# Caricamento dati

library(readxl)
dati08 <-
read_excel("C:/Users/Mary/Desktop/DatiLTA1.xlsx", sheet =
"2008")
dati10 <- read_excel("DatiLTA1.xlsx", sheet = "2010")
dati12 <- read_excel("DatiLTA1.xlsx", sheet = "2012")

# Costruzione della matrice dei dati selezionando gli
individui presenti in tutte e tre le analisi

dati<-merge(dati08,dati10,by="nquest")
dati2<-merge(dati, dati12, by="nquest")

# Costruzione delle matrici singole per anno

datilta08<-
cbind(dati2$ypov.x,dati2$loan.x,dati2$gencond.x,dati2$delay.x,dati2$debit.x,dati2$unemployed.x)
datilta10<-
cbind(dati2$ypov.y,dati2$loan.y,dati2$gencond.y,dati2$delay.y,dati2$debit.y,dati2$unemployed.y)
datilta12<-cbind(dati2$ypov,dati2$loan,dati2$gencond,
dati2$delay,dati2$debit, dati2$unemployed)

# Costruzione del vettore tridimensionale per il modello

datilta1<-array(0,dim=c(3596,6,3))
datilta1[, ,1]<-datilta08
datilta1[, ,2]<-datilta10
datilta1[, ,3]<-datilta12
```

```
dim(dati1ta1)

# Definizione dei gruppi

gruppi1<-as.array(dati2$child.x) # Figli a carico
gruppi2<-as.array(dati2$eta.x) # Età del capofamiglia
gruppi3<-as.array(dati2$area.x) # Area geografica

#####

# Modello su tutta la popolazione

data <- list()
data$1ta$si <- dati1ta1
data$is.grp <- FALSE
model <- list()
model$1ta$is.1ta <- TRUE
model$1ta$ns <- 3
model$1ta$nrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)
constraint <- list()
constraint$1ta$EQUAL$BIG.RHO$GROUP <- TRUE
constraint$1ta$EQUAL$BIG.RHO$TIME <- TRUE
starval <- list()
starval$is.random <- TRUE
LTA1 <- cat.lvm(data=data, model=model, starval=starval,
constraint=constraint)

# Costruisco le probabilità di transizione nulle

constr<-LTA1$param$1ta$tau
constr[1,2:3,,]<-0
constr[1,1,,]<-1
constr[2,1:3,,]<-0
constr[2,2,,]<-1
constr[3,1:2,,]<-0
constr[3,3,,]<-1
```


L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
# Modello su tutta la popolazione nullo per le
probabilità di transizione

data <- list()
data$ltasi <- dati1
data$is.grp <- FALSE
model <- list()
model$ltasis.lta <- TRUE
model$ltans <- 3
model$ltanrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)
constraint <- list()
constraint$ltaequal$big.rho$group <- TRUE
constraint$ltaequal$big.rho$time <- TRUE
constraint$ltatau <- constr
starval <- list()
starval$is.random <- TRUE
LTA1n <- cat.lvm(data=data, model=model, starval=starval,
constraint=constraint)

# Test di valutazione del modello

# Massima verosimiglianza

l1<-LTA1$iteration$llvec
l0<-LTA1n$iteration$llvec

# Gradi di libertà

df1<-LTA1$model$ltankase-
(LTA1$model$ltans*LTA1$model$ltans*(LTA1$model$ltant-
1)*LTA1$model$ltanc*LTA1$model$ltanstr)-
(LTA1$model$ltans*LTA1$model$ltant*LTA1$model$ltanc*LT
A1$model$ltanstr)-
(LTA1$model$ltansi*max(LTA1$model$ltanrs)*LTA1$model$lt
a$nt*LTA1$model$ltanc*LTA1$model$ltanstr)
```

```

df0<-LTA1n$model$ltan$kase-
(LTA1n$model$ltan$ns*LTA1n$model$ltan$nt*LTA1n$model$ltan$nc
*LTA1n$model$ltan$str)-
(LTA1n$model$ltan$nsi*max(LTA1n$model$ltan$nrs)*LTA1n$model
$ltan$nt*LTA1n$model$ltan$nc*LTA1n$model$ltan$str)

df<-df0-df1

# Statistica test

dg2 <- 2*(l1-l0)

# P-value

pchisq(dg2, df=df, lower.tail=FALSE) # Significatività
delle probabilità di transizione

#####

# Modello sulle sottopolazioni per figli a carico

data <- list()
data$ltan$si <- datiltan1
data$is.grp <- TRUE
data$group <- gruppi1
model <- list()
model$ltan$is.ltan <- TRUE
model$ltan$ns <- 3
model$ltan$nrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)
constraint <- list()
constraint$ltan$EQUAL$BIG.RHO$GROUP <- TRUE
constraint$ltan$EQUAL$BIG.RHO$TIME <- TRUE
starval <- list()
starval$is.random <- TRUE
LTA1g1 <- cat.lvm(data=data, model=model,
starval=starval, constraint=constraint)

```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
# Costruisco le probabilità di transizione nulle
```

```
constrg1<-LTA1g1$param$1ta$tau  
constrg1[1,2:3,,]<-0  
constrg1[1,1,,]<-1  
constrg1[2,1:3,,]<-0  
constrg1[2,2,,]<-1  
constrg1[3,1:2,,]<-0  
constrg1[3,3,,]<-1
```

```
# Modello sulle sottopolazioni per figli a carico nullo  
per le probabilità di transizione
```

```
data <- list()  
data$1ta$si <- datil1a1  
data$is.grp <- TRUE  
data$group <- gruppi1  
model <- list()  
model$1ta$is.1ta <- TRUE  
model$1ta$ns <- 3  
model$1ta$nrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)  
constraint <- list()  
constraint$1ta$EQUAL$BIG.RHO$GROUP <- TRUE  
constraint$1ta$EQUAL$BIG.RHO$TIME <- TRUE  
constraint$1ta$TAU <- constrg1  
starval <- list()  
starval$is.random <- TRUE  
LTA1g1n <- cat.lvm(data=data, model=model,  
starval=starval, constraint=constraint)
```

```
# Test di valutazione del modello
```

```
# Massima verosimiglianza
```

```
l1g1 <-LTA1g1$iteration$llvec
```

```
l0g1 <-LTA1g1n$iteration$llvec

# Gradi di libertà

df1g1 <-LTA1g1$model$lta$nkase-
(LTA1g1$model$lta$ns*LTA1g1$model$lta$ns*(LTA1g1$model$lt
a$nt-1)*LTA1g1$model$lta$nc*LTA1g1$model$lta$nstr)-
(LTA1g1$model$lta$ns*LTA1g1$model$lta$nt*LTA1g1$model$lta
$nc*LTA1g1$model$lta$nstr)-
(LTA1g1$model$lta$nsi*max(LTA1g1$model$lta$nrs)*LTA1g1$mo
del$lta$nt*LTA1g1$model$lta$nc*LTA1g1$model$lta$nstr)
df0g1 <-LTA1g1n$model$lta$nkase-
(LTA1g1n$model$lta$ns*LTA1g1n$model$lta$nt*LTA1g1n$model$
lta$nc*LTA1g1n$model$lta$nstr)-
(LTA1g1n$model$lta$nsi*max(LTA1g1n$model$lta$nrs)*LTA1g1n
$model$lta$nt*LTA1g1n$model$lta$nc*LTA1g1n$model$lta$nstr
)

df <- df0g1-df1g1 # significatività delle probabilità di
transizione
dfg <- df1-dfg1 # significatività delle probabilità di
transizione tra i gruppi

# Statistica test

dg2 <- 2*(l1g1-l0g1) # significatività delle probabilità
di transizione
dg2g <- 2*(l1g1-l1) # significatività delle probabilità
di transizione tra i gruppi

# P-value

pchisq(-2*l1g1, df=df1g1, lower.tail=FALSE) # Test
globale sul modello
pchisq(dg2, df=df, lower.tail=FALSE) # significatività
delle probabilità di transizione
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
pchisq(dg2g, df=dfg, lower.tail=FALSE) # Significatività  
delle probabilità di transizione tra i gruppi
```

```
#####
```

```
# Modello sulle sottopolazioni per l'età del capofamiglia
```

```
data <- list()  
data$lta$si <- datilta1  
data$is.grp <- TRUE  
data$group <- gruppi2  
model <- list()  
model$lta$is.lta <- TRUE  
model$lta$ns <- 3  
model$lta$nrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)  
constraint <- list()  
constraint$lta$EQUAL$BIG.RHO$GROUP <- TRUE  
constraint$lta$EQUAL$BIG.RHO$TIME <- TRUE  
starval <- list()  
starval$is.random <- TRUE  
LTA1g2 <- cat.lvm(data=data, model=model,  
starval=starval, constraint=constraint)
```

```
# Costruisco le probabilità di transizione nulle
```

```
constrg2<-LTA1g2$param$lta$tau  
constrg2[1,2:3,,]<-0  
constrg2[1,1,,]<-1  
constrg2[2,1:3,,]<-0  
constrg2[2,2,,]<-1  
constrg2[3,1:2,,]<-0  
constrg2[3,3,,]<-1
```

```
# Modello sulle sottopolazioni per figli a carico nullo  
per le probabilità di transizione
```

```

data <- list()
data$ltasi <- dati1
data$is.grp <- TRUE
data$group <- gruppi2
model <- list()
model$ltasis.lta <- TRUE
model$ltans <- 3
model$ltanrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)
constraint <- list()
constraint$ltaequal$big.rho$group <- TRUE
constraint$ltaequal$big.rho$time <- TRUE
constraint$ltatau <- constrg1
starval <- list()
starval$is.random <- TRUE
LTA1g2n <- cat.lvm(data=data, model=model,
starval=starval, constraint=constraint)

# Test di valutazione del modello

# Massima verosimiglianza

l1g2 <-LTA1g2$iteration$llvec
l0g2 <-LTA1g2n$iteration$llvec

# Gradi di libertà

df1g2 <-LTA1g2$model$ltankase-
(LTA1g2$model$ltans*LTA1g2$model$ltans*(LTA1g2$model$lt
a$nt-1)*LTA1g2$model$ltanc*LTA1g2$model$ltanstr)-
(LTA1g2$model$ltans*LTA1g2$model$ltant*LTA1g2$model$lt
anc*LTA1g2$model$ltanstr)-
(LTA1g2$model$ltansi*max(LTA1g2$model$ltanrs)*LTA1g2$mo
del$ltant*LTA1g2$model$ltanc*LTA1g2$model$ltanstr)
df0g2 <-LTA1g2n$model$ltankase-
(LTA1g2n$model$ltans*LTA1g2n$model$ltant*LTA1g2n$model$
lta$nc*LTA1g2n$model$ltanstr)-

```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
(LTA1g2n$model$lta$nsi*max(LTA1g2n$model$lta$nrs)*LTA1g2n
$model$lta$nt*LTA1g2n$model$lta$nc*LTA1g2n$model$lta$nstr
)
```

```
df <- df0g2-df1g2 # Significatività delle probabilità di
transizione
```

```
dfg <- df1-df1g2 # Significatività delle probabilità di
transizione tra i gruppi
```

```
# Statistica test
```

```
dg2 <- 2*(l1g2-l0g2) # Significatività delle probabilità
di transizione
```

```
dg2g <- 2*(l1g2-l1) # Significatività delle probabilità
di transizione tra i gruppi
```

```
# P-value
```

```
pchisq(-2*l1g2, df=df1g2, lower.tail=FALSE) # Test
globale sul modello
```

```
pchisq(dg2, df=df, lower.tail=FALSE) # Significatività
delle probabilità di transizione
```

```
pchisq(dg2g, df=dfg, lower.tail=FALSE) # Significatività
delle probabilità di transizione tra i gruppi
```

```
#####
```

```
# Modello sulle sottopolazioni per l'area geografica
```

```
data <- list()
```

```
data$lta$si <- datilta1
```

```
data$is.grp <- TRUE
```

```
data$group <- gruppi3
```

```
model <- list()
```

```
model$lta$is.lta <- TRUE
```

```
model$ltans <- 3
model$ltanrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)
constraint <- list()
constraint$ltaequal$BIG.RHO$GROUP <- TRUE
constraint$ltaequal$BIG.RHO$TIME <- TRUE
starval <- list()
starval$is.random <- TRUE
LTA1g3 <- cat.lvm(data=data, model=model,
starval=starval, constraint=constraint)

# Costruisco le probabilità di transizione nulle

constrg3<-LTA1g3$param$ltatau
constrg3[1,2:3,,]<-0
constrg3[1,1,,]<-1
constrg3[2,1:3,,]<-0
constrg3[2,2,,]<-1
constrg3[3,1:2,,]<-0
constrg3[3,3,,]<-1

# Modello sulle sottopolazioni per figli a carico nullo
per le probabilità di transizione

data <- list()
data$ltasi <- datilta1
data$is.grp <- TRUE
data$group <- gruppi3
model <- list()
model$ltasis.lta <- TRUE
model$ltans <- 3
model$ltanrs <- c(2, 2, 2, 2, 2, 2)
constraint <- list()
constraint$ltaequal$BIG.RHO$GROUP <- TRUE
constraint$ltaequal$BIG.RHO$TIME <- TRUE
constraint$ltatau <- constrg1
starval <- list()
starval$is.random <- TRUE
```


L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
LTA1g3n <- cat.lvm(data=data, model=model,
starval=starval, constraint=constraint)

# Test di valutazione del modello

# Massima verosimiglianza

l1g3 <-LTA1g3$iteration$llvec
l0g3 <-LTA1g3n$iteration$llvec

# Gradi di libertà

df1g3 <-LTA1g3$model$lta$nkase-
(LTA1g3$model$lta$ns*LTA1g3$model$lta$ns*(LTA1g3$model$lta
a$nt-1)*LTA1g3$model$lta$nc*LTA1g3$model$lta$nstr)-
(LTA1g3$model$lta$ns*LTA1g3$model$lta$nt*LTA1g3$model$lta
$nc*LTA1g3$model$lta$nstr)-
(LTA1g3$model$lta$nsi*max(LTA1g3$model$lta$nrs)*LTA1g3$mo
del$lta$nt*LTA1g3$model$lta$nc*LTA1g3$model$lta$nstr)
df0g3 <-LTA1g3n$model$lta$nkase-
(LTA1g3n$model$lta$ns*LTA1g3n$model$lta$nt*LTA1g3n$model$
lta$nc*LTA1g3n$model$lta$nstr)-
(LTA1g3n$model$lta$nsi*max(LTA1g3n$model$lta$nrs)*LTA1g3n
$model$lta$nt*LTA1g3n$model$lta$nc*LTA1g3n$model$lta$nstr
)

df <- df0g3-df1g3 # significatività delle probabilità di
transizione
dfg <- df1-df1g3 # significatività delle probabilità di
transizione tra i gruppi

# Statistica test

dg2 <- 2*(l1g3-l0g3) # significatività delle probabilità
di transizione
```

```
dg2g <- 2*(l1g3-l1) # Significatività delle probabilità  
di transizione tra i gruppi  
  
# P-value  
  
pchisq(-2*l1g3, df=df1g3, lower.tail=FALSE) # Test  
globale sul modello  
pchisq(dg2, df=df, lower.tail=FALSE) # Significatività  
delle probabilità di transizione  
pchisq(dg2g, df=dfg, lower.tail=FALSE) # Significatività  
delle probabilità di transizione tra i gruppi
```

Appendice B

Codici STATA

Capitolo 3

```
*/ CREAZIONE DATABASE PER OGNI ANNO /*
```

```
*/ 2006 /*
```

```
use "carcom06.dta"  
drop if cfred==0 # includo solo i dati relativi al  
capofamiglia  
save "carcom06c.dta"
```

```
use "rfam06.dta"  
merge 1:1 nquest using "ricfam06.dta"  
drop _merge  
merge 1:1 nquest using "risfam06.dta"  
drop _merge  
merge 1:1 nquest using "carcom06c.dta"  
drop _merge  
generate id = _n
```

```
generate year = 2006
save "Dati rielaborati.dta"

*/ 2008 /*

use "carcom08.dta"
drop if cfred==0
save "carcom08c.dta"

use "rfam08.dta"
merge 1:1 nquest using "ricfam08.dta"
drop _merge
merge 1:1 nquest using "risfam08.dta"
drop _merge
merge 1:1 nquest using "carcom08c.dta"
drop _merge
generate id = _n + 7768
generate year = 2008
save "Dati rielaborati.dta"

*/ 2010 /*

use "carcom10.dta"
drop if cfred==0
save "carcom10c.dta"

use "rfam10.dta"
merge 1:1 nquest using "ricfam10.dta"
drop _merge
merge 1:1 nquest using "risfam10.dta"
drop _merge
merge 1:1 nquest using "carcom10c.dta"
drop _merge
generate id = _n + 15565
generate year = 2010
save "Dati rielaborati.dta"
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
*/ 2012 /*
```

```
use "carcom12.dta"  
drop if cfred==0  
save "carcom12c.dta"
```

```
use "rfam12.dta"  
merge 1:1 nquest using "ricfam12.dta"  
drop _merge  
merge 1:1 nquest using "risfam12.dta"  
drop _merge  
merge 1:1 nquest using "carcom12c.dta"  
drop _merge  
generate id = _n + 23516  
generate year = 2012  
save "Dati rielaborati.dta"
```

```
*/ 2014 /*
```

```
use "carcom14.dta"  
drop if cfred==0  
save "carcom14c.dta"
```

```
use "rfam14.dta"  
merge 1:1 nquest using "ricfam14.dta"  
drop _merge  
merge 1:1 nquest using "risfam14.dta"  
drop _merge  
merge 1:1 nquest using "carcom14c.dta"  
drop _merge  
generate id = _n + 31667  
generate year = 2014  
save "Dati rielaborati.dta"
```

```
/* CREAZIONE DATABASE UNICO DAL 2006 AL 2014 */
```

```
use "Dati rielaborati.dta", clear
append using "Dati rielaborati.dta"
append using "Dati rielaborati.dta"
append using "Dati rielaborati.dta"
save "Dati.dta"
```

```
*/ VARIABILE INDICATRICE MUTUO /*
```

```
generate loan = 0
replace loan = 1 if pf1>0
```

```
*/ VARIABILI INDICATRICI PER OGNI REGIONE /*
```

```
generate piemonte = 0
replace piemonte = 1 if ireg==1
```

```
generate aosta = 0
replace aosta = 1 if ireg==2
```

```
generate lombardia = 0
replace lombardia = 1 if ireg==3
```

```
generate trentino = 0
replace trentino = 1 if ireg==4
```

```
generate veneto = 0
replace veneto = 1 if ireg==5
```

```
generate friuli = 0
replace friuli = 1 if ireg==6
```

```
generate liguria = 0
replace liguria = 1 if ireg==7
```

```
generate emilia = 0  
replace emilia = 1 if ireg==8
```

```
generate toscana = 0  
replace toscana = 1 if ireg==9
```

```
generate umbria = 0  
replace umbria = 1 if ireg==10
```

```
generate marche = 0  
replace marche = 1 if ireg==11
```

```
generate lazio = 0  
replace lazio = 1 if ireg==12
```

```
generate abruzzo = 0  
replace abruzzo = 1 if ireg==13
```

```
generate molise = 0  
replace molise = 1 if ireg==14
```

```
generate campania = 0  
replace campania = 1 if ireg==15
```

```
generate puglia = 0  
replace puglia = 1 if ireg==16
```

```
generate basilicata = 0  
replace basilicata = 1 if ireg==17
```

```
generate calabria = 0  
replace calabria = 1 if ireg==18
```

```
generate sicilia = 0  
replace sicilia = 1 if ireg==19
```

```
generate sardegna = 0
replace sardegna = 1 if ireg==20

*/ VARIABILI INDICATRICI PER OGNI ANNO /*

generate y06 = 0
replace y06 = 1 if year==2006

generate y08 = 0
replace y08 = 1 if year==2008

generate y10 = 0
replace y10 = 1 if year==2010

generate y12 = 0
replace y12 = 1 if year==2012

generate y14 = 0
replace y14 = 1 if year==2014

*/ VARIABILE INTERAZIONE REDDITO E MUTUO /*

generate loany = loan * y

*/ VARIABILE INDICATRICE DEGLI ANNI DI CRISI /*

generate ycrisis = 0
replace ycrisis = 1 if year== 2010 | year == 2012 | year
==2014

*/ VARIABILE INDICATRICE DEL NUMERO DI COMPONENTI
MAGGIORE DI DUE /*

generate ncomp2 = 0
replace ncomp2 = 1 if ncomp>2
```


L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
*/ VARIABILE INDICATRICE DEL MUTUO DOPO LA CRISI /*
```

```
generate loancrisis = loan * ycrisis
```

```
*/ VARIABILE INDICATRICE DEL NUMERO DI COMPONENTI  
MAGGIORE DI DUE DOPO LA CRISI /*
```

```
generate ncompcrisis = ncomp2 * ycrisis
```

```
*/ CONSUMI TOTALI, CONSUMI DUREVOLI, CONSUMI NON DUREVOLI  
E REDDITO MEDI PER FAMIGLIA /*
```

```
generate meanc = c/ncomp
```

```
generate meancd = cd/ncomp
```

```
generate meancn = cn/ncomp
```

```
generate meany = y/ncomp
```

```
*/ STATISTICHE DESCRITTIVE /*
```

```
summarize c y ncomp eta  
propotion ireg year
```

```
*/ matrice di correlazione /*
```

```
corr c y ncomp eta
```

```
*/ scatter plot /*
```

```
graph matrix c y eta ncomp
```

```
graph matrix c loany ireg year
```

```
*/ istogrammi /*
```

```
histogram c  
histogram y  
histogram ncomp, discrete  
histogram eta
```

```
*/ VARIABILE DIPENDENTE CONSUMI TOTALI /*
```

```
*/ modello di partenza /*
```

```
regress c y loany aosta piemonte lombardia trentino  
veneto friuli liguria emilia toscana umbria marche lazio  
abruzzo molise campania puglia basilicata calabria  
sicilia sardegna y06 y08 y10 y12 y14 ncomp eta,  
noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res1, residuals  
predict c1
```

```
scatter res1 c1  
scatter res1 c
```

```
tabstat res1, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res1  
qnorm res1  
sktest res1
```

```
*/ modello su mutui prima e dopo la crisi /*
```

```
regress c y loan loancrisis aosta piemonte lombardia  
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria  
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
calabria sicilia sardegna ncomp eta y06 y08 y10 y12 y14,  
noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res2, residuals  
predict c2
```

```
scatter res2 c2  
scatter res2 c
```

```
tabstat res2, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res2  
qnorm res2  
sktest res2
```

```
*/ modello su numerosità familiare prima e dopo la crisi  
/*
```

```
regress c y ncomp2 ncompcrisis aosta piemonte lombardia  
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria  
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata  
calabria sicilia sardegna loan eta y06 y08 y10 y12 y14,  
noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res3, residuals  
predict c3
```

```
scatter res3 c3  
scatter res3 c
```

```
tabstat res3, statistics(mean median sd skewness
kurtosis)
histogram res3
qnorm res3
sktest res3

*/ VARIABILE DIPENDENTE CONSUMI MEDI PER FAMIGLIA */

*/ modello di partenza /*

regress meanc meany loany aosta piemonte lombardia
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata
calabria sicilia sardegna y06 y08 y10 y12 y14 ncomp eta,
noconstant

*/ diagnostica /*

predict res4, residuals
predict c4

scatter res4 c4
scatter res4 c

tabstat res4, statistics(mean median sd skewness
kurtosis)
histogram res4
qnorm res4
sktest res4

*/ modello su mutui prima e dopo la crisi /*

regress meanc meany loan loancrisis aosta piemonte
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia
basilicata calabria sicilia sardegna ncomp eta y06 y08
y10 y12 y14, noconstant
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res5, residuals  
predict c5
```

```
scatter res5 c5  
scatter res5 c
```

```
tabstat res5, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res5  
qnorm res5  
sktest res5
```

```
*/ modello su numerosità familiare prima e dopo la crisi  
/*
```

```
regress meanc meany ncomp2 ncompcrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna loan eta y06 y08 y10  
y12 y14, noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res6, residuals  
predict c6
```

```
scatter res6 c6  
scatter res6 c
```

```
tabstat res6, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res6
```

```
qnorm res6  
sktest res6
```

```
*/ VARIABILE DIPENDENTE CONSUMI DUREVOLI MEDI PER  
FAMIGLIA */
```

```
*/ modello di partenza /*
```

```
regress meancd meany loany aosta piemonte lombardia  
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria  
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata  
calabria sicilia sardegna y06 y08 y10 y12 y14 ncomp eta,  
noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res7, residuals  
predict c7
```

```
scatter res7 c7  
scatter res7 c
```

```
tabstat res7, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res7  
qnorm res7  
sktest res7
```

```
*/ modello su mutui prima e dopo la crisi /*
```

```
regress meancd meany loan loancrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna ncomp eta y06 y08  
y10 y12 y14, noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
predict res8, residuals  
predict c8
```

```
scatter res8 c8  
scatter res8 c
```

```
tabstat res8, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res8  
qnorm res8  
sktest res8
```

```
*/ modello su numerosità familiare prima e dopo la crisi  
/*
```

```
regress meancd meany ncomp2 ncompcrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna loan eta y06 y08 y10  
y12 y14, noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res9, residuals  
predict c9
```

```
scatter res9 c9  
scatter res9 c
```

```
tabstat res9, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res9  
qnorm res9  
sktest res9
```

```
*/ VARIABILE DIPENDENTE CONSUMI NON DUREVOLI MEDI PER  
FAMIGLIA */
```

```
*/ modello di partenza /*
```

```
regress meancn meany loany aosta piemonte lombardia  
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria  
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata  
calabria sicilia sardegna y06 y08 y10 y12 y14 ncomp eta,  
noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res10, residuals  
predict c10
```

```
scatter res10 c10  
scatter res10 c
```

```
tabstat res10, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res10  
qnorm res10  
sktest res10
```

```
*/ modello su mutui prima e dopo la crisi /*
```

```
regress meancn meany loan loancrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna ncomp eta y06 y08  
y10 y12 y14, noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res11, residuals
```


L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
predict c11
```

```
scatter res11 c11
```

```
scatter res11 c
```

```
tabstat res11, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)
```

```
histogram res11
```

```
qnorm res11
```

```
sktest res11
```

```
*/ modello su numerosità familiare prima e dopo la crisi  
/*
```

```
regress meancn meany ncomp2 ncompcrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna loan eta y06 y08 y10  
y12 y14, noconstant
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res12, residuals
```

```
predict c12
```

```
scatter res12 c12
```

```
scatter res12 c
```

```
tabstat res12, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)
```

```
histogram res12
```

```
qnorm res12
```

```
sktest res12
```

```
*/ ERRORI STANDARD ROBUSTI */
```

```
*/ VARIABILE DIPENDENTE CONSUMI MEDI PER FAMIGLIA */
```

```
*/ modello di partenza /*
```

```
regress meanc meany loany aosta piemonte lombardia  
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria  
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata  
calabria sicilia sardegna y06 y08 y10 y12 y14 ncomp eta,  
noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res13, residuals  
predict c13
```

```
scatter res13 c13  
scatter res13 c
```

```
tabstat res13, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res13  
qnorm res13  
sktest res13
```

```
*/ modello su mutui prima e dopo la crisi /*
```

```
regress meanc meany loan loancrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna ncomp eta y06 y08  
y10 y12 y14, noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res14, residuals  
predict c14
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
scatter res14 c14
```

```
scatter res14 c
```

```
tabstat res14, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)
```

```
histogram res14
```

```
qnorm res14
```

```
sktest res14
```

```
*/ modello su numerosità familiare prima e dopo la crisi  
/*
```

```
regress meanc meany ncomp2 ncompcrisis aosta piemonte  
Lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna loan eta y06 y08 y10  
y12 y14, noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res15, residuals
```

```
predict c15
```

```
scatter res15 c15
```

```
scatter res15 c
```

```
tabstat res15, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)
```

```
histogram res15
```

```
qnorm res15
```

```
sktest res15
```

```
*/ VARIABILE DIPENDENTE CONSUMI DUREVOLI MEDI PER  
FAMIGLIA */
```

```
*/ modello di partenza /*
```

```
regress meancd meany loany aosta piemonte lombardia  
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria  
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata  
calabria sicilia sardegna y06 y08 y10 y12 y14 ncomp eta,  
noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res16, residuals  
predict c16
```

```
scatter res16 c16  
scatter res16 c
```

```
tabstat res16, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res16  
qnorm res16  
sktest res16
```

```
*/ modello su mutui prima e dopo la crisi /*
```

```
regress meancd meany loan loancrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna ncomp eta y06 y08  
y10 y12 y14, noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res17, residuals  
predict c17
```

```
scatter res17 c17
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
scatter res17 c
```

```
tabstat res17, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)
```

```
histogram res17
```

```
qnorm res17
```

```
sktest res17
```

```
*/ modello su numerosità familiare prima e dopo la crisi  
/*
```

```
regress meancd meany ncomp2 ncompcrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna loan eta y06 y08 y10  
y12 y14, noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res18, residuals
```

```
predict c18
```

```
scatter res18 c18
```

```
scatter res18 c
```

```
tabstat res18, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)
```

```
histogram res18
```

```
qnorm res18
```

```
sktest res18
```

```
*/ VARIABILE DIPENDENTE CONSUMI NON DUREVOLI MEDI PER  
FAMIGLIA */
```

```
*/ modello di partenza /*
```

```
regress meancn meany loany aosta piemonte lombardia  
trentino veneto friuli liguria emilia toscana umbria  
marche lazio abruzzo molise campania puglia basilicata  
calabria sicilia sardegna y06 y08 y10 y12 y14 ncomp eta,  
noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res19, residuals  
predict c19
```

```
scatter res19 c19  
scatter res19 c
```

```
tabstat res19, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res19  
qnorm res19  
sktest res19
```

```
*/ modello su mutui prima e dopo la crisi /*
```

```
regress meancn meany loan loancrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna ncomp eta y06 y08  
y10 y12 y14, noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res20, residuals  
predict c20
```

```
scatter res20 c20  
scatter res20 c
```

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

```
tabstat res20, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res20  
qnorm res20  
sktest res20
```

```
*/ modello su numerosità familiare prima e dopo la crisi  
/*
```

```
regress meancn meany ncomp2 ncompcrisis aosta piemonte  
lombardia trentino veneto friuli liguria emilia toscana  
umbria marche lazio abruzzo molise campania puglia  
basilicata calabria sicilia sardegna loan eta y06 y08 y10  
y12 y14, noconstant robust
```

```
*/ diagnostica /*
```

```
predict res21, residuals  
predict c21
```

```
scatter res21 c21  
scatter res21 c
```

```
tabstat res21, statistics(mean median sd skewness  
kurtosis)  
histogram res21  
qnorm res21  
sktest res21
```

Bibliografia

- Addabbo, T., Aziz, F., & Reardon, J. (2010). Income Distribution and the Effect of the Financial Crisis on the Italian and USA Labour Markets. *IZA/OECD Workshop: «Economic Crisis, Rising Unemployment and Policy Responses: What Does It Mean for the Income Distribution?»*. Paris.
- Agresti. (1990). *Categorical data analysis*. New York: Wiley.
- Alasia, F. M. (1960). *Milano, Corea*. Milano: Feltrinelli.
- Algieri, B., & Aquino, A. (2011). Key Determinants of Poverty risk in Italy. *Rivista Italiana degli Economisti*, XVI (3), 411-430.
- Alkire, S., & Foster, J. (2008). *Counting and Multidimensional poverty measurement*. OPHI Working paper series, Oxford.
- Alkire, S., & Santos, M. E. (2014). Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index. *World Development*, 59, 251-274.
- Alkire, S., Conconi, A., & Seth, S. (2014). *Multidimensional Poverty Index 2014: Brief Methodological Note and Results*. Oxford: Oxford

- Poverty & Human Development Initiative (OPHI), University of Oxford.
- Alkire, S., Roche, J. M., Santos, M. E., & Seth, S. (2011). *Multidimensional Poverty Index 2011: Brief Methodological Note*. Oxford: Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI), University of Oxford.
- Alwang, J., Siegel, P. B., & Jørgensen, S. L. (2001). *Vulnerability: A View from Different Disciplines*. Washington DC: World Bank.
- Amendola, N. e. (2011). Povertà. In G. Vecchi, & G. Vecchi (A cura di), *In ricchezza e in povertà. Il benessere degli italiani dall'Unità a oggi* (p. 271-317). Bologna: Il Mulino.
- Atkinson, A. (1991). Comparing Poverty Rates Internationally: Lessons from Recent Studies in Developed Countries. *World Bank Economic Review*, 1, pp. 3-21.
- Auerbach, K. J., & Collins, L. M. (2006). A multidimensional developmental model of alcohol use during emerging adulthood. *Journal of Studies on Alcohol*, 67, 917-925.
- Baldini, M., & Ciani, E. (2011). Inequality and poverty during the recession in Italy. *Politica Economica* (3), p. 297-322.
- Banca d'Italia. (Anni vari). *I bilanci delle famiglie italiane*. Supplemento al bollettino statistico, Roma.
- Banca d'Italia. (Anni vari). *Indagine sui bilanci delle famiglie*. Descrizione degli archivi. Roma.
- Banca d'Italia. (2016). *L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane: aspetti metodologici e utilizzo dei dati*. Roma.

- Beck, U. (2000). *La società del rischio. Verso una seconda modernità*. (W. Privitera, & C. Sandrelli, Trad.) Roma: Carocci.
- Benassi, D. (2005). *La povertà come condizione e come percezione: una survey a Milano*. Milano: Franco Angeli.
- Benassi, D. (2002). *Tra benessere e povertà: sistemi di welfare e traiettorie di impoverimento a Milano e Napoli*. Milano: Franco Angeli.
- Bourguignon, F., & Chakravarty, S. R. (2003). The Measurement of Multidimensional Poverty. *The Journal of Economic Inequality* , 1 (1), 25–49.
- Box, G. E., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis: Forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day.
- Bozzon, R., Guetto, S., & Scherer, S. (2015). *Strutture familiari e rischi di povertà in Europa*. Trento: Università degli studi di Trento.
- Bradshaw, J., & Sainsbury, R. (2000). *Getting the Measure of Poverty: The Early Legacy of Seebohm Rowntree*. Abingdon-on-Thames: Routledge.
- Braghin, P. (1978). *Inchiesta sulla miseria in Italia (1951-1952)*. Torino: Einaudi.
- Brandolini, A. (2008). *On applying synthetic indices of multidimensional well-being: Health and income inequalities in selected EU countries*. Roma: Banca d'Italia.
- Brandolini, A., & Torrini, R. (2010). Disuguaglianza dei redditi e divari territoriali: l'eccezionalità del caso italiano. *Rivista delle Politiche Sociali* (3), 37-58.
- Bray, B. C., Lee, G. P., Liu, W., Storr, C. L., Ialongo, N. S., & Martins, S. S. (2014). Transitions in gambling participation during late

- adolescence and young adulthood. *Journal of Adolescent Health* , 55 (2), 188-194.
- Bray, B. C., Smith, R. A., Piper, M. E., Roberts, L. J., & Baker, T. B. (2016). Transitions in smokers' social networks after quit attempts: A latent transition analysis. *Nicotine & Tobacco Research* , 18 (2), 2243-2251.
- Bye, B., & Schechter, E. (1986). A latent Markov model approach to the estimation of response error in multiwave panel data. *Journal of the American Statistical Association* , 81, 375-380.
- Cantillon, B. (2011). The paradox of the social investment state: growth, employment and poverty in the Lisbon era. *Journal of European Social Policy* , 21 (5), 432-449.
- Cao-Pinna, M. (1953). *Le classi povere*. Milano: Istituto Editoriale Italiano.
- Carannante, M., & Morlicchio, E. (2017). Un coperta troppo corta: povertà e politiche per i poveri in Italia nei quarant'anni di vita della rivista. *Autonomie locali e servizi sociali* , *In uscita*.
- Carrieri, V. (2012). I working poor in Italia: quanti sono, chi sono, quanto sono poveri. *Rivista delle politiche sociali* (2), 71-96.
- Chambers, R. (1989). Vulnerability, Coping and Policy. *IDS bulletin* , 20 (2), 1-7.
- Chaudhuri, S., Jalan, J., & Suryahadi, A. (2002). *Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: a Methodology and Estimates for Indonesia*. New York: Department of Economics, Columbia University.

- Chung, H., Park, Y., & Lanza, S. T. (2005). Latent transition analysis with covariates: Pubertal timing and substance use behaviours in adolescent females. *Statistics in Medicine* , 24, 2895–2910.
- Chung, T., & Martin, C. S. (2001). Classification and course of alcohol problems among adolescents in addictions treatment programs. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research* , 25, 1734–1742.
- Clemenceau, A. M. (2006). EU-SILC (community statistics on income and living conditions: general presentation of the instrument). *Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges Proceedings of the EU-SILC conference*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Cloyne, J. S. (2016). Household debt and the dynamic effects of income tax changes. *Review of Economic Studies* , 84 (1), 45–81.
- Collins, L. M., & Lanza, S. T. (2010). *Latent class and latent transition analysis: With applications in the social, behavioral, and health sciences*. New York: Wiley.
- Collins, L. M., & Wugalter, S. E. (1992). Latent class models for stage-sequential dynamic latent variables. *Multivariate Behaviorul Research* , 27, 131-157.
- Commissione di indagine sulla povertà e sull'esclusione sociale. (2002). *Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale*. (C. Saraceno, A cura di) Roma: Carocci.
- Coromaldi, M., & Zoli, M. (2012). Deriving Multidimensional Poverty Indicators: Methodological Issues and an Empirical. *Social Indicators Research* , 107 (1), 37-54.

- Crossley, T., & Winter, J. (2015). Asking Households About Expenditures: What Have We Learned? In C. D. Carroll, & e. al., *Improving the Measurement of Consumer Expenditures, Studies in Income and Wealth* (p. 23 - 50). Chicago: University of Chicago press.
- Cutler, D. M. (1991). Macroeconomic performance and the disadvantaged. *Brookings Papers on Economic Activity* , 1-74.
- Dempster, A., Laird, N., & Rubin, D. (1977). Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society , series B* (39), 1-38.
- Dercon, S. (2001). *Assessing Vulnerability to Poverty*. Oxford: Oxford University.
- Devicienti, F., & Gualtieri, V. (2004). Dinamiche e persistenza della povertà in Italia: Un'analisi con microdati panel di fonte ECHP. In G. Rovati, & G. Rovati (A cura di), *Le dimensioni della povertà*. Roma: Carocci.
- Dewilde, C. (2004). The Multidimensional Measurement of Poverty in Belgium and Britain: A Categorical Approach. *Social Indicators Research* , 68 (5), 331-369.
- European Central Bank. (2013). *The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey. Methodological report for the first wave*. Statistic paper series, no.1, Frankfurt am Main.
- European Parliament and Council Regulation (EC). *No 1177/2003 of 16 June 2003 concerning Community statistics on income and living conditions (EU-SILC)*. (3.7.2003 L 165/1 Official Journal of the European Union).

- Eurostat. (1996). *The European Community Household Panel (ECHP): Survey methodology and implementation. Volume 1*. Luxembourg: Office for official publications of the European Communities.
- Eurostat. (1993). *Family Budget Surveys in the EC: Methodology and Recommendations for Harmonisation*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Eurostat. (1997). *Household budget surveys in the EU - Methodology and recommendations for harmonization*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Everitt, B. S. (2006). *The Cambridge dictionary of statistics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fienberg, S. E., Hersh, P., Rinaldo, A., & Zhou, Y. (2010). Maximum likelihood estimation in latent class models for contingency table data. In P. Gibilisco, R. E., M. P. Rogantin, & E. H. Wynn, *Algebraic and Geometric Methods in Statistics* (p. 27–62). Cambridge: Cambridge University Press.
- Filandri, M., & Struffolino, E. (2013). Working poor: lavoratori con basso salario o occupati che vivono in famiglie povere? Un'analisi del fenomeno in Italia prima e dopo la crisi. *Sociologia del lavoro* , 131, 190-205.
- Fofi, G. (1964). *L'immigrazione meridionale a Torino*. Milano: Feltrinelli.
- Freeman, M. (2011). Seebohm Rowntree and secondary poverty, 1899-1954. *The Economic History Review* , 64 (4), 1175-1194.
- Gaertner, W. (1993). Commentary to: 'Amartya Sen: Capability and Well-Being'. In M. Nussbaum, & A. Sen, *The Quality of Life* (pp. 62-66). Oxford: Clarendon Press.

L'evoluzione dei fattori di rischio di povertà in Italia e l'impatto della crisi finanziaria

Gallo, F. e. (2004). *Il processo di produzione dell'indagine ECHP*.

Roma: ISTAT.

Gambacorta, C. e. (2013). *Principali risultati dell'Household Finance and Consumption Survey: l'Italia nel confronto internazionale*.

Roma: Banca d'Italia.

Goodman, L. A. (1974). Exploratory latent structure analysis using both identifiable and unidentifiable models. *Biometrika* , 61, 215–231.

Graham, J. W., Collins, L. M., Wugalter, S. E., Chung, N. K., & Hansen, W. B. (1991). Modeling transitions in latent stage-sequential processes: a substance use prevention example. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* , 59, 48–57.

Guo, J., Collins, L. M., Hill, K. G., & Hawkins, J. (2000). Developmental pathways to alcohol abuse and dependence in young adulthood. *Journal of Studies on Alcohol* , 61, 799–808.

Hoynes, H. W., Page, M. E., & Stevens, A. H. (2006). Poverty in America: Trends and Explanations. *Journal of Economic Perspectives* , 20, 47-68.

IReR. (2001). *Quattro studi sulla vulnerabilità sociale*. Milano: Angelo Guerini e Associati.

ISTAT. (Anni vari). *Indagine sui consumi delle famiglie. Nota metodologica*. Roma: ISTAT.

ISTAT. (Anni vari). *Indagine sulle spese delle famiglie. Nota metodologica*. Roma: ISTAT.

ISTAT. (2008). *L'indagine europea sui redditi e le condizioni di vita delle famiglie (Eu-Silc)*. Collana Metodi e norme, n. 37, Roma.

- ISTAT. (2009). *La misura della povertà assoluta*. Collana Metodi e norme, n. 39, Roma.
- ISTAT. (2015). *La nuova indagine sulle spese delle famiglie in Italia*. Collana Letture statistiche - Metodi, Roma.
- ISTAT. (2004). *Metodologie di stima degli aggregati di contabilità nazionale a prezzi correnti*. Collana Metodi e norme, n. 21, Roma.
- Johnson, D. S., Parker, J., & Souleles, N. (2006). Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001. *The American Economic Review* , 95 (5), 1589–1610.
- Joint Economic Committee Democrats (JEC). (2004). *Reduction in Poverty Significantly Greater in the 1990s than Official Estimates Suggest*. Economic Policy Brief.
- Jones, D. C. (1941). *Social Surveys*. Londra: Hutchinson's University Library.
- Kaplan, G., & Violante, G. (2014). A Tale of Two Stimulus Payments: 2001 vs. 2008. *American Economic Review* , 104 (5), 116-121.
- Kaplan, G., & Violante, G. L. (2014). A Model of the Consumption Response to Fiscal Stimulus Payments. *Econometrica* , 82 (4), 1199–1239.
- Kaplan, G., Violante, G. L., & Weidner, J. (2014). The wealthy hand-to-mouth. *Brookings Papers on Economic Activity* , 48, 77-153.
- Khandker, S. R., & Haughton, J. (2009). *The handbook on poverty and inequality*. Washington DC: World Bank.
- Langeheine, L. (1988). New developments in latent class theory. In L. Langeheine, J. Rost, L. Langeheine, & J. Rost (A cura di), *Latent trait and latent class models* (p. 77-108). New York: Plenum Press.

- Langeheine, R. (1994). Latent variables Markov models. In A. Von Eye, & C. C. Clogg, *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (p. 373-395). Thousand Oaks: Sage.
- Langeheine, R. (1988). New developments in latent class theory. In R. Langeheine, & J. Rost, *Latent trait and latent class models* (p. 77-108). New York: Plenum Press.
- Langeheine, R., & Rost, J. (1988). *Latent trait and latent class models*. New York: Plenum Press.
- Langeheine, R., & van de Pol, F. (1990). A unifying framework for Markov modeling in discrete space and discrete time. *Sociological Methods & Research*, 18, 416-441.
- Langeheine, R., & van de Pol, F. (1990). Mixed Markov latent class models. *Sociological Methodology*, 20, 213-247.
- Lanza, S. T., & Collins, L. M. (2008). A new SAS procedure for latent transition analysis: Transitions in dating and sexual risk behavior. *Developmental Psychology*, 44 (2), 446-456.
- Lanza, S. T., & Collins, L. M. (2002). Pubertal timing and the stages of substance use in females during early adolescence. *Prevention Science*, 3, 69-82.
- Lanza, S. T., Kugler, K. C., & Mathur, C. (2011). Differential effects for sexual risk behavior: An application of finite mixture regression. *The Open Family Studies Journal*, 4, 81-88.
- Lanza, S. T., Lemmon, D., Schafer, J. L., & Collins, L. M. (2007). *PROC LCA & PROC LTA User's Guide Version 1.1.3 beta*. University Park: The Pennsylvania State University, The Methodology Center.

- Lanza, S. T., Patrick, M. E., & Maggs, J. L. (2010). Latent Transition Analysis: Benefits of a Latent Variable Approach to Modeling Transitions in Substance Use. *J Drug Issues* , 40 (1), 93–120.
- Lazarsfeld, P. F., & Henry, N. (1968). *Latent structure analysis*. Boston: Houghton Mifflin.
- McCutcheon, A. L. (1987). *Latent class analysis*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Meyer, B. D., & Sullivan, J. X. (2007). *Further Results on Measuring the Well-Being of the Poor Using Income and Consumption*. NBER Working Paper 13413.
- Meyer, B. D., & Sullivan, J. X. (2003). Measuring The Well-Being Of The Poor Using Income And Consumption. *Journal of Human Resources* , 38, 1180-1220.
- Meyer, B. D., & Sullivan, J. X. (2011). Viewpoint: Further results on measuring the well-being of the poor using income and consumption. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique* , 44, 52-87.
- Misra, K., & Surico, P. (2014). Consumption, income changes, and heterogeneity: Evidence from two fiscal stimulus programs. *American Economic Journal: Macroeconomics* , 6 (4), 84-106.
- Moisio, P. (2004). A Latent Class Application to the Multidimensional Measurement of Poverty. *Quality and Quantity* , 38 (6), 703-717.
- Morlicchio, E. (2012). *Sociologia della povertà*. Bologna: Il Mulino.
- Moser, C. (1998). The asset vulnerability framework: Reassessing urban poverty reduction strategies. *World Development* , 26 (1), 1-19.
- Murdoch, J. (1994). Poverty and vulnerability. *American Economic Review* , 84, 221–225.

- Nolan, B., & Whelan, C. T. (1996). *Resources, deprivation and poverty*. Oxford: Clarendon Press.
- Nunes, C. (2008). *The Economic Thought on Poverty Measurement: From the Nineteenth Century to the Rediscovering Era*. Working Papers 92, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.
- Parker, J. A., Souleles, N. S., Johnson, D. S., & McClelland, R. (2013). Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008. *American Economic Review*, 103 (6), 2530-2553.
- Peracchi, F. (2002). The European Community Household Panel: a review. *Empirical economics*, 27, 63-90.
- Philip, D., & Rayhan, M. I. (2004). *Vulnerability and poverty: what are the causes and how are they related?* Term paper for Interdisciplinary Course, International Doctoral Studies Program at ZEF, Bonn.
- Poterba, J. M. (1991). Is the Gasoline Tax Regressive? In D. Bradford, & D. Bradford (Ed.), *Tax Policy and the Economy* (pp. 145-164). Cambridge: MIT Press.
- Prochaska, J. O., & Velicer, W. F. (1997). The Transtheoretical Model of health behavior change. *American Journal of Health Promotion*, 12, 38-48.
- Pugliese, E. (1993). *Sociologia della disoccupazione*. Bologna: Il Mulino.
- Ranci, C. (2001). Rischio e vulnerabilità in Lombardia. In IReR, *Quattro studi sulla vulnerabilità sociale* (p. 261-321). Milano: Angelo Guerini e Associati.

- Ranci, C. (2010). *Social Vulnerability in Europe. The New Configuration of Social Risks*. London: Palgrave Macmillan UK.
- Rossi, M., & Vecchi, G. (2011). La vulnerabilità economica delle famiglie italiane. *Rivista di politica economica* , 7-9, 167-181.
- Rowntree, B. S. (1941). *Poverty and progress. A second social survey of York*. Londra: Longmans, Green and Co.
- Rowntree, B. S. (1951). *Poverty and the Welfare State: A Third Social Survey of York Dealing Only with Economic Questions*. Londra: Longmans Green and Co.
- Rowntree, B. S. (1901). *Poverty, A Study of Town Life*. Londra: Macmillan and Co.
- Ruffolo, G. (1954). L'inchiesta parlamentare sulla miseria. *Moneta e Credito* , 7 (25), 48-53.
- Ruscio, J., & Ruscio, A. M. (2008). Advancing psychological science through the study of latent structure. *Current Directions in Psychological Science* , 17, 203-207.
- Santini, P. (1986). Rapporto Gorrieri: poveri noi. *Il Margine* (1), 10-17.
- Saraceno, C. (2014). Da dove partire per la riforma del welfare. *Lavoce.info* .
- Saraceno, C. (2015). *Il lavoro non basta: la povertà in Europa negli anni della crisi*. Milano: Feltrinelli.
- Sen, A. (1983). Poor, Relatively Speaking. *Oxford Economic Papers, New Series* , 35 (2), 153-169.
- Sen, A. (1976). Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. *Econometrica* , 44 (2), 219-231.
- Sgritta, G. B. (2010). *Dentro la crisi. Povertà e processi di impoverimento in tre aree metropolitane*. Milano: Franco Angeli.

- Slaug, B., Schilling, O., Haak, M., & Rantakokko, M. (2016). Patterns of functional decline in very old age: an application of latent transition analysis. *Aging clinical and experimental research* , 28 (2), 267-275.
- Slesnick, D. T. (1993). Gaining Ground: Poverty in the Postwar United States. *Journal of political economy* , 101 (1), 1-38.
- Stiglitz, J. E., Sen, A. K., & Fitoussi, J. P. (2009). *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*.
- Thurstone, L. L. (1954). An analytical method for simple structure. *Psychometrika* , 19 (3), 173-182.
- Townsend, P. (1962). The meaning of poverty. *The British Journal of Sociology* , 13 (3), 210-227.
- Tsui, K. Y. (2002). Multidimensional poverty indices. *Social Choice and Welfare* , 19 (1), 69-93.
- van de Pol, F., & de Leeuw, J. (1986). A latent Markov model to correct for measurement error. *Sociological Methods & Research* , 15, 118-141.
- Vasilenko, S. A., Kugler, K. C., Butera, N. M., & Lanza, S. T. (2015). Patterns of adolescent sexual behavior predicting young adult sexually transmitted infections: A latent class analysis approach. *Archives of Sexual Behavior* , 44 (3), 705-715.
- Vecchi, G. (2011). *In ricchezza e in povertà. Il benessere degli italiani dall'Unità a oggi*. Bologna: Il Mulino.
- Veit-Wilson, J. (1986). Paradigms of poverty: a reahabilitation of B. S. Rowntree. *Journal of Social Policy* , 15 (1), 69-99.

Bibliografia

- Velicer, W. F., Martin, R. A., & Collins, L. M. (1996). Latent transition analysis for longitudinal data. *Addiction*, *91*, S197–S209.
- World Bank. (2014). *Introduction to poverty analysis*. Washington DC: World Bank Group.
- World Bank. (2000). *World Development Report 2000/1:Attacking Poverty*. Washington DC: World Bank.

Sitografia

Archivio storico della Camera dei Deputati, Commissione Parlamentare d'inchiesta sulla miseria in Italia e sui mezzi per combatterla (1951-1954) http://archivio.camera.it/patrimonio/archivi_del_periodo_repubblicano_1948_2008/acp01/documento/CD3000000001 ultima visita 30 agosto 2017

Banca d'Italia, Bilanci delle famiglie italiane <https://www.bancaditalia.it/statistiche/tematiche/indagini-famiglie-impres/bilanci-famiglie/> Ultima visita 10 luglio 2017

European Central Bank, Household Finance and Consumption Network (HFCN) http://www.ecb.europa.eu/pub/economic-research/research-networks/html/researcher_hfcn.en.html Ultima visita 10 luglio 2017

Eurostat, Glossary: EU statistics on income and living conditions (EU-SILC) [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:EU_statistics_on_income_and_living_conditions_\(EU-SILC\)](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:EU_statistics_on_income_and_living_conditions_(EU-SILC)) Ultima visita 10 luglio 2017

- Eurostat, 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_%28EU-SILC%29_methodology Ultima visita 10 luglio 2017
- Eurostat, Statistics income and living conditions (Eu-SILC), <http://ec.europa.eu/eurostat/web/income-and-living-conditions/overview> Ultima visita 10 luglio 2017
- Eurostat, European community household panel (ECHP), <http://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/european-community-household-panel> Ultima visita 10 luglio 2017
- Istat, Indagine sui consumi delle famiglie. Informazioni sulla rilevazione, <http://www.istat.it/it/archivio/4021> Ultima visita 10 luglio 2017
- Istat, Indagine sulle spese delle famiglie. Informazioni sulla rilevazione, <http://www.istat.it/it/archivio/71980> Ultima visita 10 luglio 2017
- Istat, Eu-Silc sul reddito e le condizioni di vita. Informazioni sulla rilevazione, <http://www.istat.it/it/archivio/5663> Ultima visita 10 luglio 2017
- LIS, The LIS database guidelines, <http://www.lisdatacenter.org/wp-content/uploads/our-lis-documentation-harmonisation-guidelines.pdf> Ultima visita 7 luglio 2017
- Mangiafico, S., An R Companion for the Handbook of Biological Statistics https://rcompanion.org/rcompanion/b_04.html Ultima visita 12 ottobre 2017
- Chung, E. H., KU STATLAB – Software, <https://sites.google.com/site/hwanchungswepage/home/software> Ultima visita 30 settembre 2017