

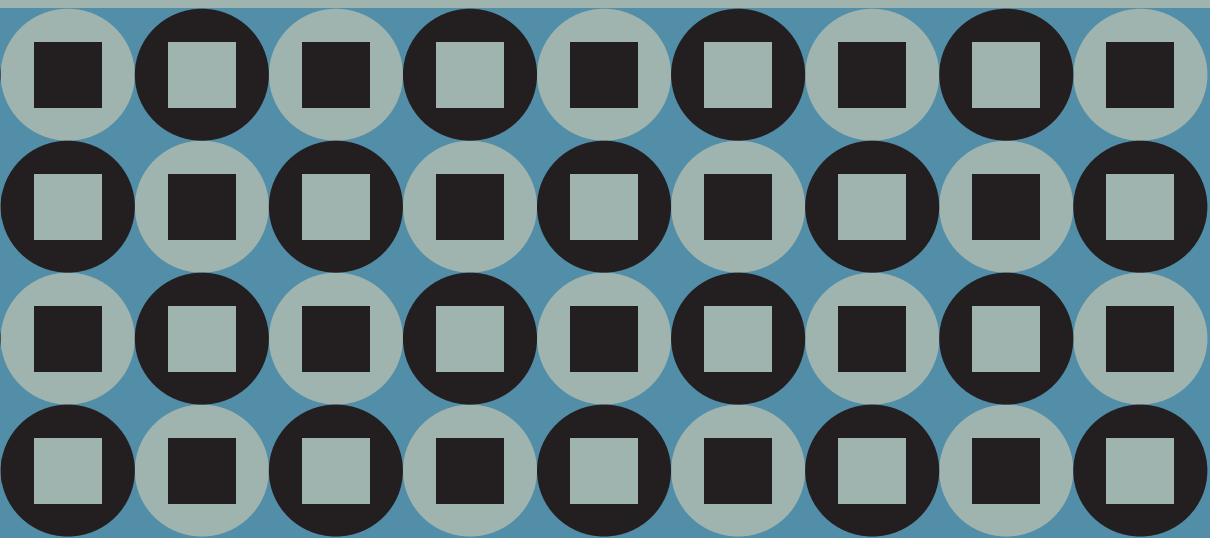
Politiche sociali 3

Analisi e strumenti di politica sociale

a cura di
Dino Rizzi, Francesca Zantomio



Edizioni
Ca' Foscari



politiche
sociali
studi e ricerche

Politiche sociali: studi e ricerche

Collana scientifica del Centro di Ricerca sulle Politiche Sociali (CPS)
Dipartimento di Economia
Università Ca' Foscari Venezia

Direttore
STEFANO CAMPOSTRINI

Comitato Scientifico
LUIGI BENVENUTI
GIOVANNI BERTIN
SILVIO GIOVE
FABRIZIO PANOZZO
DINO RIZZI
GAETANO ZILIOGRANDI
ALEX ROBERTSON, Edinburgh University, Scotland
DAVID MCQUEEN, Emory University, Atlanta, USA

Volume 3. Analisi e strumenti di politica sociale

Autori
GIOVANNI BERTIN, Università Ca' Foscari Venezia
ELENKA BRENNI, Università Cattolica del Sacro Cuore
AGAR BRUGIIVINI, Università Ca' Foscari Venezia
LUDOVICO CARRINO, Università Ca' Foscari Venezia
ENRICA CRODA, Università Ca' Foscari Venezia
CINZIA DI NOVI, Università Ca' Foscari Venezia
ANNA MARENZI, Università Ca' Foscari Venezia
DAVIDE MINNITI, Direzione Sanitaria OO.RR. di Rivoli, ASL TO3, Torino
ANDREA PASTORE, Università Ca' Foscari Venezia
NOEMI PACE, Università Ca' Foscari Venezia
VINCENZO REBBA, Università degli Studi di Padova
DINO RIZZI, Università Ca' Foscari Venezia
STEFANO FEDERICO TONELLATO, Università Ca' Foscari Venezia
MARIA GABRIELLA ZAMPIROLO, Azienda Ospedaliera-Universitaria
San Giovanni Battista, Torino
FRANCESCA ZANTOMIO, Università Ca' Foscari Venezia

Analisi e strumenti di politica sociale

a cura di
Dino Rizzi e Francesca Zantomio



Edizioni
Ca' Foscari

© 2013 Edizioni Ca' Foscari - Digital Publishing

Università Ca' Foscari Venezia
Dorsoduro 1686
30123 Venezia

edizionicafoscari.unive.it

ISBN 978-88-97735-46-5

7	Presentazione
9	Introduzione
15	Politiche sociali e sviluppo locale: il ruolo del capitale sociale GIOVANNI BERTIN
45	L'esclusione sociale in Italia: approcci alternativi per un'indagine regionale LUDOVICO CARRINO
107	Un'analisi del <i>welfare</i> regionale italiano mediante metodi di classificazione basati su modelli statistici ANDREA PASTORE, STEFANO FEDERICO TONELLATO
135	Crisi economica e riduzione del reddito: effetti sullo stato di salute ENRICA CRODA, NOEMI PACE
151	Riforme nel settore sanitario in Cina: rassegna degli effetti sulla domanda di cure sanitarie, spese <i>out-of-pocket</i> e risparmio familiare NOEMI PACE
176	Ticket o franchigia? Considerazioni per una riforma delle compartecipazioni alla spesa sanitaria VINCENZO REBBA, DINO RIZZI
211	Trattamento del tumore della prostata con tecnologie avanzate: la salute percepita dai pazienti CINZIA DI NOVI, DAVIDE MINNITI, MARIA GABRIELLA ZAMPIROLO

-
- 220 Chi si occuperà degli anziani del «vecchio continente»:
il profilo dell'*informal caregiver* secondo il gradiente Nord-Sud
CINZIA DI NOVI, ANNA MARENZI
- 247 L'influenza dell'*informal care* sulla salute psichica delle donne over-50:
evidenze basate sulla scala di depressione EURO-D
ELENKA BRENNNA, CINZIA DI NOVI
- 269 Il supporto monetario agli anziani non autosufficienti: un'analisi
empirica dei ritardi nell'accesso al programma *Attendance Allowance*
nel Regno Unito
FRANCESCA ZANTOMIO
- 282 La Social Card: una valutazione di *targeting*
DINO RIZZI, FRANCESCA ZANTOMIO
- 303 Il trattamento dei carichi familiari riconosciuto dall'IRPEF
ANNA MARENZI, DINO RIZZI
-

Presentazione

Agar Brugiavini

Come si misura l'esclusione sociale? Il *welfare* regionale è efficace? Come evolvono i sistemi pensionistici e sanitari di altri paesi? Meglio il «ticket» o il sistema della franchigia per sostenere le spese sanitarie?

Queste sono alcune delle domande a cui il volume *Analisi e strumenti di politica sociale* tenta di rispondere. Il libro raccoglie dodici contributi che trattano delle politiche pubbliche che hanno caratterizzato il sistema di *welfare*, della spesa sociale e della redistribuzione delle risorse in Italia negli ultimi anni adottando un approccio multidisciplinare. Particolare enfasi è posta sugli effetti della recente recessione che ha colpito le economie di molti paesi sviluppati. Gli autori presentano analisi delle varie forme di protezione sociale che coprono gli aspetti previdenziali, di assicurazione sanitaria e di protezione della famiglia atti a contrastare la povertà e l'esclusione sociale. Ciascun saggio prende le mosse da una forma di intervento pubblico o da uno specifico intervento di politica sociale, ne analizza l'efficacia e l'impatto e formula delle ipotesi di riforma e di affinamento, anche in forma comparativa. Il lavoro è di particolare rilevanza se si considerano l'evoluzione demografica e la crescente domanda di prestazioni a fronte di una tendenziale riduzione della spesa pubblica con cui inevitabilmente il nostro paese dovrà fare i conti. Solo una attenta riflessione sui risultati ottenuti e sulle criticità emerse potrà costituire la base per una oculata politica di *welfare* dei prossimi decenni.

Introduzione

Dino Rizzi, Francesca Zantomio

Il modello sociale europeo costruito nella seconda metà del secolo scorso attraversa una fase di profonda rivisitazione. Nel contesto nazionale, l'esigenza di rigido controllo dei conti pubblici, aggravata dalla crisi economica dell'ultimo quinquennio, ha posto l'area delle politiche sociali tra quelle maggiormente sacrificate in termini di spesa pubblica. Tuttavia, gli inevitabili riflessi che la stessa crisi ha avuto sulle risorse economiche disponibili ad ampie fasce di popolazione (confermati ad esempio dai tassi di povertà registrati dall'ISTAT), richiamano al ruolo chiave che le politiche sociali rivestono nel garantire un livello di benessere giudicato socialmente accettabile per le fasce più fragili di popolazione. Nel contempo, i processi demografici in atto, in particolare l'invecchiamento della popolazione e la temuta crescita nella domanda di servizi socio-sanitari da parte di un maggior numero di anziani più longevi prevista per i prossimi decenni, riportano nuovamente l'attenzione a quest'area di *policy*. Se le politiche di *welfare* nascono innanzi tutto per realizzare obiettivi di equità e protezione sociale, nel contesto attuale diviene imperativo prestare particolare attenzione ad un uso efficiente e sostenibile nel medio-lungo periodo delle risorse pubbliche.

Questo volume vuole illustrare l'apporto che la comunità scientifica può fornire in questo senso, offrendo una rassegna di contributi sul tema delle politiche sociali, con particolare riferimento alle aree dell'esclusione sociale, del supporto ai redditi e dell'assistenza socio-sanitaria. La convinzione che l'analisi e la progettazione di tali politiche non possano prescindere dal tentativo di integrare le diverse discipline che, da prospettive diverse, affrontano queste tematiche, si riflette nella presenza di contributi economici, sociologici e statistici, che sviluppano il confronto sia sul piano metodologico che su quello dei contenuti.

I primi tre contributi guardano al contesto italiano. A partire dalla considerazione di come le risorse dedicate alle politiche sociali siano state tipicamente considerate come un costo per la collettività, GIOVANNI BERTIN indaga sul contributo che tali politiche danno invece allo sviluppo

di un territorio. La letteratura ha infatti da tempo riconosciuto come il concetto di sviluppo locale vada ricondotto al benessere sociale, oltre che all'andamento del prodotto interno lordo. Utilizzando un approccio abduttivo, il saggio discute il contributo che le politiche sociali offrono al consolidamento del capitale sociale e, conseguentemente, allo sviluppo delle condizioni che facilitano la crescita sociale ed economica di singoli contesti locali.

I due saggi successivi offrono un contributo principalmente metodologico all'analisi e al confronto di diverse realtà regionali. A partire da 4 indicatori fondamentali definiti dal Consiglio Europeo di Laeken, LUDOVICO CARRINO si propone di costruire una misura sintetica di monitoraggio dell'esclusione sociale nel panorama regionale italiano dal 2000 al 2011. Le criticità affrontate riguardano la metodologia con cui rendere comparabili le 4 dimensioni e la scelta del modello con cui aggregarle in una misura sintetica. I risultati mostrano, sino al 2007, un quadro dell'esclusione sociale piuttosto invariante rispetto a diverse scelte metodologiche, caratterizzato da forti ed evidenti variabilità geografiche ma in generale miglioramento, con una tendenza alla convergenza tra nord e sud. Negli anni della crisi i risultati relativi all'indicatore sintetico di esclusione sociale si fanno invece più sensibili alle scelte metodologiche.

ANDREA PASTORE e STEFANO TONELLATO conducono un'analisi empirica di classificazione del *welfare* regionale, che ambisce a superare i limiti delle metodologie esplorative di *cluster analysis* generalmente utilizzate. Queste, se da un lato non garantiscono criteri di scelta rigorosi tra diverse possibili soluzioni, dall'altro non consentono neppure di formulare e testare specifiche ipotesi di ricerca sull'esistenza di tipologie di *welfare* o sulla rilevanza di particolari indicatori nello spiegarle. Gli autori propongono invece un'applicazione di metodi di classificazione dei sistemi di *welfare* regionali italiani basati su modelli statistici, che costruiscono la classificazione all'interno di uno schema più rigoroso dal punto di vista inferenziale.

I quattro contributi successivi si focalizzano su tematiche relative a salute e sistemi sanitari. ENRICA CRODA e NOEMI PACE allargano lo sguardo al contesto europeo, in cui è emersa la diffusa preoccupazione che la crisi economica possa avere effetti negativi sulla salute pubblica, e che di conseguenza il funzionamento dei sistemi sanitari possa essere compromesso da un aumento della domanda di cure proprio mentre i governi faticano a controllare la spesa pubblica. Il loro contributo combina dati longitudinali tratti dalla *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE) con un indicatore aggregato di attività economica per indagare il rapporto tra ambiente macroeconomico, shock negativi al reddito e benessere fisico e salute mentale degli anziani in Europa.

Di nuovo guardando alla realtà internazionale, e a motivo della crescente importanza che la Repubblica Popolare Cinese sta acquisendo a livello internazionale e della rilevanza degli effetti, a livello nazionale e internazionale, di interventi governativi nel settore della sanità, NOEMI PACE offre una rassegna dell'impatto che le recenti riforme intraprese nel settore sanitario in Cina hanno avuto sulla domanda di cure sanitarie, spese *out-of-pocket* e risparmio familiare.

Il contributo di VINCENZO REBBA e DINO RIZZI prende invece spunto dal recente dibattito su una possibile revisione completa del sistema di compartecipazioni esistente nel Servizio Sanitario Nazionale italiano per esaminare i possibili effetti del passaggio da un sistema di *cost-sharing* basato sui ticket con esenzioni per reddito e patologia (analogo a quello attualmente esistente in Italia) ad un sistema basato sull'applicazione di una franchigia in assenza di esenzioni, che, se da un lato potrebbe presentare vantaggi in termini di limitazione della spesa sostenuta dai pazienti e riduzione dei costi amministrativi, dall'altro appare inferiore sia in termini di minore controllo di comportamenti di *moral hazard* sia di equità. Vengono inoltre illustrati e discussi due ulteriori sistemi di *cost-sharing* (*ticket* modulati a seconda del reddito e definizione di massimali di spesa in base alle caratteristiche dei pazienti), discutendone vantaggi e svantaggi rispetto al sistema attuale e a quello con franchigia.

Anche il successivo contributo di CINZIA DI NOVI, DAVIDE MINNITI e MARIA GABRIELLA ZAMPIROLO guarda al contesto nazionale, e illustra come appropriate tecniche statistiche di valutazione possano contribuire a migliorare i processi decisionali relativi all'allocazione delle risorse in ambito sanitario. Gli autori valutano l'efficacia della tecnologia robotica, rispetto alla tecnica tradizionale a cielo aperto, nel migliorare la salute percepita da parte dei pazienti nel decorso post-operatorio del trattamento del tumore della prostata, che attualmente costituisce quello più diffuso tra gli uomini in Italia.

Il tema del supporto alla non autosufficienza nella terza età, rispetto al quale giocano un ruolo fondamentale i cosiddetti *informal caregivers*, è affrontato dai tre contributi successivi. CINZIA DI NOVI e ANNA MARENZI delineano il profilo dell'*informal caregiver* europeo, utilizzando la banca dati SHARE. La loro analisi illustra come circa il 20% di uomini e donne della generazione dei *baby boomer* dedichi una quota consistente del proprio tempo alla cura di genitori non autosufficienti e come nei paesi del Sud e dell'Est Europa siano principalmente le donne a sacrificare la propria realizzazione professionale in favore dell'assistenza a genitori o suoceri. Basandosi sugli stessi dati, ELENKA BRENNI e CINZIA DI NOVI investigano se il prestare assistenza informale possa influenzare la salute psichica dei *caregiver*, tipicamente donne ultracinquantenni occupate sul duplice

fronte della cura a genitori anziani e a figli ancora giovani (da cui il termine «generazione *sandwich*»). I risultati rivelano l'esistenza di un gradiente nord-sud nell'impatto che il prestare assistenza ai genitori anziani ha sulla salute mentale dei *caregiver*, suggerendo la necessità un progressivo sviluppo dei sistemi di *Long Term Care* nei paesi dell'Europa mediterranea sulla base dei modelli implementati nelle regioni del Nord Europa, al fine di sgravare i familiari, in particolare le donne, da un peso assistenziale molto impegnativo in termini di tempo, di risorse fisiche e psicologiche. FRANCESCA ZANTOMIO affronta invece il tema del supporto pubblico alla non autosufficienza, che in alcuni paesi è fornito tramite il pagamento di sussidi «*extra cost*», finalizzati a compensare i bisogni aggiuntivi determinati dall'insorgere della non autosufficienza. Il contributo analizza il caso inglese, valutando empiricamente l'efficacia del supporto pubblico fornito nel garantire un accesso tempestivo a risorse finanziarie aggiuntive. L'analisi di dati tratti dall'indagine *British Household Panel Study* (BHPS) rivela che esistono effettivamente ritardi considerevoli nell'accedere al supporto finanziario e che caratteristiche irrilevanti per la definizione di «avente diritto» di fatto influenzano la durata dei ritardi, sollevando una questione di equità orizzontale rispetto al meccanismo di assegnazione delle risorse.

Gli ultimi due contributi analizzano specifici strumenti di politica sociale attinenti all'area del sistema *tax-benefit* italiano e finalizzati alla lotta all'esclusione sociale e al sostegno ai carichi familiari. DINO RIZZI e FRANCESCA ZANTOMIO valutano empiricamente l'efficacia di *targeting* della *Social Card*, la cui introduzione ha rappresentato un'importante novità nel panorama del *welfare* italiano, caratterizzato dalla vistosa mancanza di un programma di supporto ai redditi di ultima istanza. Utilizzando dati tratti dall'Indagine sulle condizioni di vita (EU-SILC), gli autori mettono in evidenza come, a poco più di un anno dall'introduzione del programma, il meccanismo di assegnazione del trasferimento non sia riuscito a raggiungere la maggioranza della popolazione obiettivo, rivelando che, accanto alla possibilità che il sussidio venga erroneamente allocato a nuclei immeritevoli, esiste anche una consistente esclusione di quelli meritevoli. Infine, ANNA MARENZI e DINO RIZZI rivolgono l'attenzione al sistema fiscale, ripercorrendo l'evoluzione del trattamento fiscale dei familiari a carico nell'IRPEF. Con riferimento alla normativa recentemente modificata dalla legge di stabilità 2013, gli autori calcolano le scale di equivalenza implicite nel sistema di imposizione e illustrano l'andamento del «costo fiscale» riconosciuto per la presenza di carichi familiari, valutando l'efficacia della normativa fiscale nel fornire un sostegno economico significativo alle responsabilità familiari.

Desideriamo ringraziare Giovanni Bertin che ha partecipato all'ideazione e alla realizzazione di questo volume, anche in qualità di coordi-

natore del Centro Studi per le Politiche Sociali (CPS) del Dipartimento di Economia dell'Università Ca' Foscari e, a nome di tutti gli autori, i *referee* anonimi e i colleghi del Dipartimento che, con i loro commenti, hanno permesso di migliorare la qualità dei contributi.

Politiche sociali e sviluppo locale: il ruolo del capitale sociale

Giovanni Bertin

1. Introduzione

Le politiche sociali sono state considerate la risposta (della società e dello Stato) alle distorsioni prodotte dal mercato, e l'azione che contribuisce a mettere a disposizione del mercato la forza lavoro, assumendone, come collettività, i costi sociali. Del resto, anche la Comunità Europea ribadisce (Coesion policy 2014-2020) lo stretto legame fra economia e società, affermando che lo sviluppo economico contribuisce alla creazione del benessere e che le politiche sociali sono uno dei motori che aiutano lo sviluppo di una comunità. A fronte di quest'affermazione è fondamentale chiarire il legame che, in questa fase di crisi economica e di trasformazione dei sistemi di *welfare*, connette economia e benessere sociale. In altre parole non è possibile affrontare il problema della ridefinizione del sistema di *welfare* senza partire dalla chiarificazione del rapporto fra tre concetti, quali: sviluppo-economia-benessere. In questa direzione, la letteratura suggerisce alcune dinamiche sociali che mettono in connessione le politiche sociali, lo sviluppo locale e il benessere sociale. L'analisi di queste dinamiche costituisce l'oggetto di questa ricerca.¹

2. Politiche sociali e sviluppo locale: il contributo del capitale sociale

Le politiche sociali sono spesso considerate come un costo per il sistema socio-economico. Quest'assunzione assegna loro una dimensione variabile, riconducibile alle potenzialità di spesa del sistema. Le fasi di sviluppo economico tendono ad accompagnarsi ad uno sviluppo del

1. Ricerca sanitaria finalizzata, finanziata dalla Regione del Veneto e svolta in collaborazione con il WHO, Ufficio di Venezia: *Il ruolo delle politiche socio-sanitarie nello sviluppo economico e sociale del Veneto*.

grado di protezione sociale e le fasi di crisi portano ad una riduzione delle risorse a disposizione dello Stato e, conseguentemente, a richieste di riduzione del grado di protezione sociale. La relazione fra sviluppo e sistemi di *welfare* è più complessa e la letteratura (SHIN 2000; SABATINI 2007; EVANS, SYRETT 2007; POWELL 2007) evidenzia che i sistemi di *welfare* costituiscono un fattore capace di contribuire allo sviluppo dei territori. Questo aspetto risulta tanto più importante quanto più i sistemi affrontano condizioni di crisi. In particolare, è possibile affermare che le politiche di *welfare* hanno un impatto diretto ed un impatto indiretto sullo sviluppo locale. L'impatto diretto può essere ricondotto alla riduzione delle condizioni di vulnerabilità sociale e al conseguente contributo alla produzione del benessere sociale; ma anche all'impatto sulla situazione economica prodotto dall'occupazione nel settore dei servizi alla persona. A fronte di questo tipo d'impatto, va considerato anche l'effetto prodotto in termini di creazione delle condizioni che favoriscono lo sviluppo del benessere economico e sociale. In questa prospettiva, la letteratura, da tempo, suggerisce di considerare il ruolo centrale svolto dal concetto di capitale sociale (WHITELEY 2000; DHESI 2000; TRIGIGLIA 2001; FUKUYAMA 2001; SACCO, ZAMAGNI 2002; BAGNASCO 2012). Per analizzare la centralità del ruolo di questo concetto è importante focalizzare l'attenzione su due diversi processi generativi: il primo riguarda i meccanismi attraverso i quali le politiche sociali producono (o consumano) capitale sociale; il secondo attiene alle dinamiche che rendono il capitale sociale un fattore dello sviluppo locale.

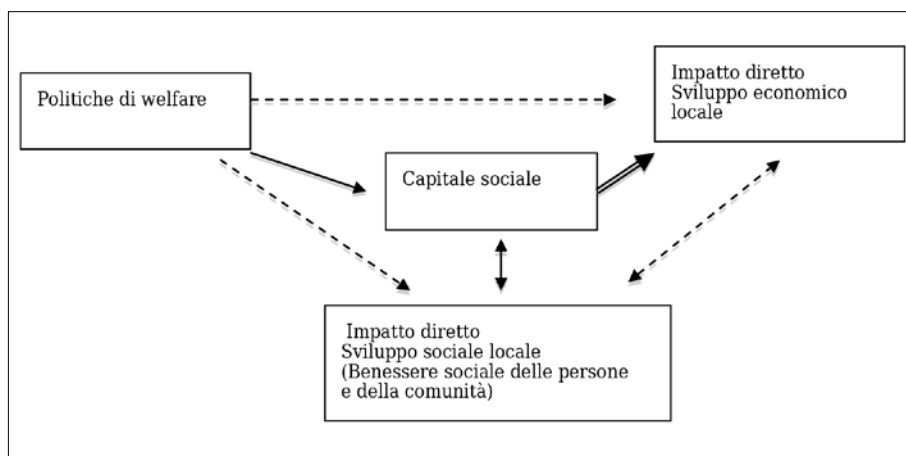


Figura 1. Le dinamiche del rapporto fra politiche sociali e sviluppo locale

2.1. Il capitale sociale: alcune precisazioni concettuali

Il concetto di capitale sociale, per altro, pur essendo uno dei concetti della sociologia moderna che ha avuto maggior successo, tanto da diventare patrimonio comune di tutte le scienze sociali, presenta ancora delle difficoltà definitorie. Queste difficoltà hanno portato alcuni autori (BURT 2001) a parlare di «metafora» del capitale sociale. Pollini (POLLINI 2006, p. 65) sostiene che tale metafora contiene: «relazione sociale, rete sociale, fiducia, norme, legalità, solidarietà, autorità, potere, cultura, status, associazionismo civico, ed altri ancora». In altri termini, quasi tutto ciò di cui si occupa la sociologia. Anche Di Nicola (DI NICOLA, STANZANI 2008) ritorna su questa complessità utilizzando l'interessante metafora dell'ombrello che copre dimensioni concettuali oltre che empiriche diverse. Nel suo ragionamento attorno alle caratteristiche del concetto, l'autrice ne evidenzia la complessità ricordando che le dimensioni spesso considerate per l'analisi empirica mancano dei requisiti d'indipendenza e unidimensionalità e hanno fra loro nessi causali. Del resto la complessità del concetto può essere ricondotta a due aspetti quali: la sua natura multidisciplinare (se ne sono occupate diverse discipline portatrici di strutture teoriche diverse) e la sua origine concettuale, riconducibile a quadri cognitivi costruiti da teorie sociologiche diverse. Secondo Portes (PORTES 1998), infatti, è possibile trovare le basi teoriche (non necessariamente usano il termine capitale sociale) di questo concetto in alcuni lavori già presenti in letteratura all'inizio del secolo scorso che si sono sviluppati anche in quadri teorici disomogenei (da Simmel a Durkheim, da Mills a Marx, ecc.).

Questa complessità ha dato origine a differenti impostazioni e usi del concetto, riconducibili a:

- le sue dimensioni. Una prima strada utilizzata è quella di tentare di specificare il concetto in relazione alle sue caratteristiche fondamentali, vale a dire: la dimensione strutturale della relazione (la posizione nella rete, l'intensità e la frequenza della relazione, eccetera); e la dimensione cognitiva, comprendendo con questo termine gli aspetti relativi allo scambio emotivo, simbolico e informativo (inteso come confronto di codici e segni) che caratterizzano le relazioni sociali, e permeano i processi di identificazione e diversificazione delle reti sociali. Queste due dimensioni del concetto sono presenti nella maggior parte dei lavori di ricerca sul capitale sociale, ma nel processo di operazionalizzazione del concetto non sempre sono considerate le stesse sottodimensioni. In particolare è interessante notare come la fiducia sia utilizzata da alcuni autori come un elemento definitorio del termine, e da

- altri come un concetto autonomo, anche se fortemente correlato con quello di capitale sociale (PUTNAM 2004; COLEMAN 2005);
- il tipo di capitale sociale (finalizzazione). Questa seconda impostazione è riconducibile prevalentemente alle caratteristiche interpretative del concetto e al tentativo di studiarlo dal punto di vista del suo ruolo nei processi sociali. Il capitale sociale di tipo *bonding* spiega l'intensità delle relazioni e la qualità dei processi emotivi e cognitivi all'interno di un determinato raggruppamento sociale, mentre il capitale sociale *bridging* rappresenta le relazioni che tale segmento sociale intrattiene con il suo esterno, vale a dire con altri sistemi ad esso adiacenti (FIELD 2003; PUTNAM 2004; FORSÉ, TRONCA 2005). Meno usato, ma comunque presente in letteratura, è il capitale sociale *linking* che rappresenta i legami dell'attore sociale con le forme di rappresentanza del potere;

Tabella 1. Tipi di capitale sociale

	Dimensione strutturale	Dimensione cognitiva
<i>Bonding</i>	Livello e qualità della rete sociale (familiare, parentale, societaria)	Condivisione di norme e valori Norme di reciprocità Condivisione codici semantici e linguistici (familiare, parentale, societaria)
<i>Bridging</i>	Livello e qualità delle relazioni della rete con altri aggregati sociali (familiare vs parentale vs comunitario vs societario)	Condivisione di norme e valori Norme di reciprocità Condivisione codici semantici e linguistici (familiare vs parentale vs comunitario vs societario)
<i>Linking</i>	Livello e qualità delle relazioni con i decisori e l'autorità	Identità e legittimazione dell'autorità Condivisione dei valori e delle norme dei <i>decision maker</i> Condivisione codici semantici e linguistici

- la natura del capitale sociale (dal punto di vista dei processi generativi): primario (familiare e parentale), secondario (comunitario e associativo), societario o generalizzato. Donati (DONATI, COLOZZI 2006) rivede il concetto di capitale sociale dandogli uno spazio autonomo che supera la dimensione della metafora e le difficoltà rilevate dai due paradigmi di riferimento presenti in letteratura, vale a dire quello dell'individualismo metodologico e quello olistico comunitario. Seguendo l'impostazione della sociologia relazionale, quest'autore lega in modo compenetrato il capitale sociale alla relazione, vista non solo come occasione (o mezzo)

di scambio orientato dal comportamento razionale, e nemmeno come mera occasione di scambio simbolico teso al consolidamento delle identità. La relazione contiene tutto questo ma è nella condivisione dei processi quotidiani che si costruisce la relazione. Partendo da queste considerazioni Donati propone di classificare il capitale sociale secondo i contesti relazionali nei quali si attiva. Questa classificazione, ripresa anche da Di Nicola (pur con alcune differenze) nei suoi lavori di ricerca sul capitale sociale in Italia (DI NICOLA, STANZANI 2008), considera:

- il capitale sociale primario, in quanto originato nei contesti delle relazioni primarie, distinto poi in capitale sociale familiare e parentale;
- il capitale sociale secondario, in riferimento ai sistemi relazioni che si costruiscono nella comunità allargata, in particolare nelle reti amicali e in quelle associative;
- il capitale sociale generalizzato, considerato appartenente al livello del capitale sociale secondario ma, in questo caso, distinto e visto come la risultante di processi che originano nella partecipazione e alle dinamiche di legittimazione dello stato e della comunità.

Queste diverse prospettive di analisi e specificazione del concetto risultano, per altro, utili all'interpretazione delle dinamiche di connessione fra politiche sociali e sviluppo locale.

2.2. Le politiche sociali come generatore di capitale sociale

La natura dei processi di produzione del capitale sociale è uno dei temi più dibattuti in letteratura, e le evidenze empiriche non sono sempre facilmente interpretabili. Un primo livello del dibattito ha a che fare con la natura intenzionale e/o inintenzionale dei processi di accumulazione del capitale sociale. Alcuni autori (COLEMAN 2005) sostengono, infatti, che il capitale sociale non viene accumulato attraverso un processo intenzionale che porta a consolidare le relazioni in funzione di un loro uso razionale e utilitaristico. Si tratta, invece di un prodotto che risulta dalle relazioni costruite dagli attori sociali nei loro incontri e scambi di vita quotidiana (interpersonali e con le istituzioni). Questo primo elemento di dibattito s'incrocia con un altro relativo ai luoghi di costruzione dei diversi tipi di capitale sociale. Diversa è l'impostazione di Donati (DONATI, COLOZZI 2006) e della sociologia relazionale. L'autore considera le dinamiche interpersonali, che avvengono nei processi di costruzione dei beni relazionali, quale veicolo fondamentale per la pro-

duzione del capitale sociale. Questa prospettiva individua la rete, entro cui si sviluppano le relazioni primarie, come luogo di generazione del capitale sociale. Il capitale sociale generato può essere successivamente generalizzato ad altri contesti. In altre parole, le relazioni primarie caratterizzate da reti dense e ricche di capitale sociale favoriscono lo sviluppo dell'associazionismo (BORZAGA, DEFOURNEY 2001, BORZAGA, FAZZI 2010), e quest'ultimo contribuisce a generare beni relazionali capaci di rafforzare le reti primarie e di sviluppare un capitale sociale generalizzato. I lavori di ricerca realizzati da Donati e da Di Nicola (DONATI, TRONCA 2008; DI NICOLA, STANZANI 2008) mostrano evidenze empiriche di questa impostazione teorica. Un ulteriore filone di ricerca è riconducibile alle ricerche fatte partendo da dati di tipo macro (PUTNAM 2004). In questa prospettiva, Sabatini (SABATINI 2007) evidenzia la presenza di forti relazioni, considerate di tipo causale dall'autore, fra il capitale sociale generalizzato (considerato come variabile indipendente) e il capitale sociale associativo (visto come variabile dipendente). Queste differenze d'interpretazione delle evidenze empiriche prodotte da ricerche diverse sono riconducibili ai diversi quadri teorici utilizzati e alla loro operazionalizzazione. Le ricerche qui citate utilizzano, infatti, indicatori molto diversi per natura e per origine e non sono sicuramente comparabili. Del resto anche il dibattito internazionale lascia aperta la strada agli approfondimenti sui legami e le reciproche influenze fra i diversi tipi di capitale sociale. Gli autori concludono sostenendo che sono i processi concreti di erogazione delle politiche che contribuiscono a consolidare la fiducia e le relazioni sociali positive. In altre parole, la trasparenza dei processi gestionali, la percezione di equità nei comportamenti dello stato, la presenza di politiche che si fanno carico della riduzione delle diseguaglianze, finiscono per sostenere e consolidare la coesione sociale.

2.3. Capitale sociale come generatore dello sviluppo locale

Da questo punto di vista risulta utile tenere presente che un'analisi trasversale alle diverse definizioni presenti in letteratura consente di sostenere che il concetto è costruito su due assi, uno legato agli aspetti strutturali delle relazioni fra gli attori, e l'altro relativo alle dinamiche cognitive che si sviluppano all'interno delle stesse. È interessante notare come la letteratura segnali impatti positivi sullo sviluppo economico prodotti sia dalle dimensioni strutturali sia da quelle cognitive. In particolare, i meccanismi su cui concentrare l'attenzione riguardano:

- le dinamiche strutturali. Da questa prospettiva, giova ricordare

- che la presenza di canali relazioni facilita lo scambio informativo e la trasmissione delle conoscenze. Burt, nei suoi lavori sui buchi strutturali (BURT 2001) sofferma l'attenzione sull'importanza delle relazioni *bridging* che connettono diversi sistemi di rete. In particolare, sono le posizioni ai bordi della rete, che costituiscono un ponte con altri reticoli sociali, che facilitano lo scambio d'informazioni non ridondanti e consentono lo sviluppo dell'innovazione;
- gli aspetti cognitivi. Da questo punto di vista è interessante riprendere due elementi che si ritrovano nelle definizioni di capitale sociale e che sono considerati come fattori in grado di produrre effetti significativi sulla dimensione economica dello sviluppo. Tali aspetti riguardano prevalentemente i processi di costruzione (e consolidamento) della fiducia, e le dinamiche di conferma e interiorizzazione delle norme sociali. Whiteley (WHITELEY 2000), riferendosi all'uso del concetto di capitale sociale fatto da Putnam (PUTNAM 2004) e Fukuyama (FUKUYAMA 1996), sostiene che ci sono diversi meccanismi attraverso i quali i valori civili influenzano le performance socio-economiche. In particolare, la fiducia generalizzata all'interno di un determinato contesto territoriale consente di ridurre i costi delle transazioni nel mercato. A supporto delle sue affermazioni, Whiteley (WHITELEY 2000) ha studiato la relazione fra fiducia e prodotto interno lordo, evidenziando l'esistenza di una relazione diretta fra il prodotto lordo pro-capite e la percentuale di cittadini che dichiarano di fidarsi degli altri.

Per Putnam (PUTNAM 2004) «la fiducia, il rispetto delle norme sociali e la rete fanno crescere l'efficienza delle società perché facilitano lo sviluppo del coordinamento». Anche i lavori di Coleman (COLEMAN 2005), pur utilizzando una struttura concettuale parzialmente diversa, ribadiscono la rilevanza del capitale sociale nello sviluppo delle dinamiche economiche. Coleman scompone il concetto di capitale sociale in tre parti distinte, quali: le obbligazioni e le aspettative di reciprocità, i canali e gli scambi informativi, e le norme sociali. Nella sua analisi la fiducia generalizzata gioca un ruolo centrale nel dare garanzie sul valore delle obbligazioni e nell'incentivare così i comportamenti solidaristici, riducendo la tensione verso l'orientamento al *self-interest* ed arrivando anche a costruire una *we-rationality* (SACCO, ZAMAGNI 2002), basata su di un sistema di preferenze condiviso dal gruppo degli attori sociali.

Rileggendo trasversalmente il dibattito (WHITELEY 2000; DHESI 2000; TRIGIGLIA 2001; FUKUYAMA 2001; SACCO, ZAMAGNI 2002) sul ruolo del capitale sociale nello sviluppo locale, è possibile affermare che la presenza di un elevato grado di capitale sociale di tipo *bonding* e di tipo *bridging* consente di creare le condizioni sociali che favoriscono la coesione so-

ciali e l'apertura verso l'innovazione. In particolare tali condizioni permettono di:

- accrescere la propensione al rischio, perché riducono la diffusione dei comportamenti opportunistici e costituiscono una rete solidaristica in grado di supportare gli eventuali fallimenti;
- rafforzare le motivazioni e l'assunzione di responsabilità, aspetti che consentono di sostenere le decisioni innovative e l'assunzione del rischio;
- costruire e applicare le «regole di condotta sociale», anche rafforzando il controllo sociale informale;
- ridurre i costi di transazione perché consolidano i legami fiduciari;
- facilitare la disseminazione delle conoscenze e dell'innovazione;
- produrre benefici per gli individui e il loro contesto;
- attivare e orientare risorse verso i beni pubblici.

3. La ricerca: l'impianto metodologico

La ricerca che viene qui presentata non ha un carattere confermativo ma semplicemente esplorativo e intende cercare alcune evidenze delle dinamiche generative che sono state presentate nel paragrafo precedente. In questo senso si tratta di una ricerca di tipo abducente, realizzata con un approccio misto che ha utilizzato tecniche di ricerca sociale di tipo qualitativo e quantitativo, con le quali raccogliere informazioni diverse sugli stessi aspetti. Tali informazioni sono state utilizzate con logica integrata per triangolarle e cercare di capire se le evidenze tendono a confermare il quadro ipotetico posto alla base del processo d'indagine. In questa prospettiva metodologica, l'indagine si è sviluppata lungo tre fasi fondamentali, quali: la selezione dei casi da analizzare, la definizione del disegno della ricerca e la raccolta dei dati; l'analisi dei dati e la loro triangolazione.

3.1. Selezione dei casi da analizzare

Non volendo costruire un modello di tipo causale, ma semplicemente trovare delle associazioni fra fenomeni, si è cercato di individuare alcune realtà rappresentative delle possibili combinazioni fra i sistemi di *welfare* (*welfare state* vs *welfare* societari; generosi - con una offerta di servizi diffusa e capace di coprire una fetta relativamente alta dei rischi sociali- vs critici - in grado di rispondere solo ad una parte della popolazione e relativamente a pochi rischi sociali) e i sistemi economici locali

(industriali vs post-industriali; sviluppati vs arretrati). La scelta delle variabili di classificazione dei sistemi di *welfare* non è stata semplice in quanto non tutti gli autori concordano sull'importanza da assegnare alle variabili di comparazione. Nel nostro caso si è deciso di considerare come strategiche due dimensioni, quali:

- il grado di trasformazione dei sistemi di *welfare*. Quest'aspetto è stato analizzando attraverso il peso dell'ente pubblico nella gestione diretta dei servizi sociali e sanitari;
- il grado di estensione dei servizi e la loro capacità di rispondere ai bisogni della popolazione.

Questa scelta tiene conto del dibattito caratterizzato dall'analisi del rapporto fra capitale sociale, politiche sociali e sviluppo locale. Come anticipato nell'introduzione teorica, il capitale sociale è considerato la variabile che connette le politiche sociali (che lo producono) con lo sviluppo locale (che contribuisce a creare le condizioni che lo favoriscono). In particolare, abbiamo considerato due ipotesi che possono spiegare la relazione generativa del capitale sociale. La prima ipotesi (DONATI, COLOZZI 2006) parte dal ritenere che tale dinamica vada ricondotta ai processi di produzione dei beni relazionali, vale a dire alle dinamiche sociali che si costruiscono liberamente fra gli attori sociali che entrano in contatto nei processi di costruzione e di gestione della relazione. In questa prospettiva il processo di produzione dei servizi di *welfare* e la loro capacità di consolidare le reti sociali diventano i fattori strategici di sviluppo del capitale sociale. La seconda, enfatizzando le dinamiche meso e macro sociali, ritiene che la produzione del capitale sociale sia riconducibile ai processi partecipativi della vita sociale (PUTNAM 2004) e alla capacità della società di dare risposte eque, efficaci ed efficienti ai bisogni dei cittadini. In questo modo si rafforza l'identità dei cittadini e si consolidano le norme sociali. Nella progettazione del disegno di ricerca si è ritenuto che l'analisi della diffusione degli attori del terzo settore, del ruolo svolto dall'attore pubblico e del grado di diffusione dei servizi nel territorio, consentano di tener conto dei possibili processi generativi del capitale sociale e della costruzione delle condizioni che facilitano lo sviluppo locale.

Un altro aspetto preso in considerazione nell'analisi dei sistemi di *welfare* riguarda la natura dei processi e delle politiche che influenzano la definizione dei sistemi di *welfare* locale. Le diversità dei modelli di *welfare* sono, infatti, riconducibili alle politiche regionali e ai processi di governo delle realtà locali. Per questo si è scelta una regione che si caratterizza per un sistema di *welfare* consolidato ed una che presenta un sistema critico con una diffusione ridotta del sistema di protezione sociale.

Questa impostazione ha portato a scegliere tre realtà del contesto veneto, caratterizzate tutte da sistemi di *welfare* ad alta protezione sociale, ma con gradi diversi di evoluzione da sistemi di *welfare* state a sistemi di *welfare mix*, ed una della Regione Campania come riferimento ad un sistema discretamente differente dagli altri due. In particolare. I casi scelti presentano le seguenti caratteristiche (vedi Tabella 2):

- il territorio della realtà salernitana, caratterizzato da un sistema di servizi sociali e socio-sanitari relativamente poco diffusi e nei quali il terzo settore è ancora marginale;
- il territorio dell'azienda sanitaria locale veneziana, con un sistema di *welfare* che presenta una discreta diffusione dei servizi e che ha spostato nel terzo settore gran parte dei processi di erogazione;
- il territorio dell'azienda sanitaria feltrina che presenta una buona diffusione dei servizi gestiti ancora, in larga parte, dal pubblico;
- il territorio dell'azienda vicentina che presenta una buona diffusione dei servizi ed una trasformazione dei processi di erogazione nella quale pubblico e privato sono entrambi molto presenti.

Tabella 2. Le caratteristiche (relative) dei sistemi di *welfare* analizzati

		Diffusione dei servizi	
		Bassa	Alta
Presenza terzo settore	Bassa	<i>(welfare state, critico)</i> Salerno	
	Media	Feltre (<i>welfare state</i>)	Vicenza (<i>welfare mix</i>)
	Alta	<i>(welfare generoso, tendente societario)</i> Venezia	

La seconda dimensione che ha portato alla scelta di questi territori ha a che fare con le caratteristiche delle loro economie locali. Tali caratteristiche sono state analizzate utilizzando le seguenti variabili:

- disoccupazione;
- reddito;
- imprese attive nel territorio;
- distretti industriali;
- livello infrastrutture.

A partire da queste variabili è stato possibile classificare i sistemi socio-economici in relazione alla ricchezza dei territori e al grado di evoluzione della transizione da sistemi industriali a sistemi post-industriali.

Tabella 3. Le caratteristiche dei casi scelti, sistemi di *welfare* e sistema socio-economico

		Sistema di <i>welfare</i>			
		<i>welfare state</i> , critico	<i>welfare state</i>	<i>welfare mix</i>	<i>welfare</i> generoso, tendente societario
Sistema socio-economico	Critico	Salerno			
	In transizione	Feltre			
	Evoluto, industriale	Vicenza			
	Post moderno	Venezia			

In definitiva, considerando lo spazio di attributi ricostruibile incrociando il tipo di sviluppo economico e le caratteristiche dei sistemi di *welfare*, è possibile classificare i casi considerati, nel seguente modo (vedi Tabella 3):

- Salerno: *welfare* e sistema economico locale critici (relativamente meno consolidati e sviluppati);
- Feltre: sistema di *welfare state* relativamente generoso, e sistema socio economico in transizione (relativamente meno evoluto degli altri sistemi veneti considerati);
- Vicenza: sistema di *welfare mix* e sistema socio-economico di tipo industriale (società moderna);
- Venezia: sistema di *welfare* generoso, tendente al societario e sistema socio-economico con una presenza relativamente maggiore di elementi tipici delle società post-moderne.

3.2. Definizione del disegno della ricerca e raccolta dei dati

Il processo di raccolta delle informazioni è stato costruito cercando di cogliere le dinamiche che legano le politiche sociali alla generazione del capitale sociale. In questa logica, il lavoro si è sviluppato lungo tre direttive, quali:

- la raccolta delle informazioni correnti, relative ai territori analizzati, capaci di rappresentare il capitale sociale secondario di tipo societario;
- l'analisi del giudizio degli esperti sulle dinamiche di capitale sociale secondario relativo alla rete dei servizi ed alle dinamiche

- associative. In questo caso si è adottato un disegno di ricerca riconducibile all'approccio del *consensus method* (BERTIN 2011);
- un'indagine, realizzata tramite la somministrazione di un questionario ai *care giver* degli anziani ricoverati nelle strutture residenziali o assistiti a domicilio. L'attenzione è stata posta prevalentemente sul ruolo svolto dal capitale sociale primario (familiare e parentale) nelle dinamiche che accompagnano il lavoro di cura.

Tabella 4. Le informazioni utilizzate nell'analisi del capitale sociale

	Strutturale	Cognitiva
Capitale sociale primario (familiare e parentale)	Questionario ai <i>care giver</i> degli anziani utenti di servizi socio-sanitari	Questionario ai <i>care giver</i> degli anziani utenti di servizi socio-sanitari
Capitale sociale secondario (di «mondo vitale» e comunitario)	Questionario ai <i>care giver</i> degli anziani utenti di servizi socio-sanitari <i>Consensus method</i> con la rete dei servizi per gli anziani	Questionario ai <i>care giver</i> degli anziani utenti di servizi socio-sanitari <i>Consensus method</i> con la rete dei servizi per gli anziani
Capitale sociale secondario (societario)	Questionario ai <i>care giver</i> degli anziani utenti di servizi socio-sanitari <i>Consensus method</i> con la rete dei servizi per gli anziani Informazioni correnti da ricerche periodiche	Questionario ai <i>care giver</i> degli anziani utenti di servizi socio-sanitari <i>Consensus method</i> con la rete dei servizi per gli anziani Informazioni correnti da ricerche periodiche

Gli strumenti di rilevazione sono stati costruiti partendo dalla convinzione che il concetto di capitale sociale sottende due dimensioni, quali:

- la sua dimensione strutturale (legata alla struttura delle dinamiche relazionali: i nodi ed i legami fra gli attori del sistema);
- la dimensione cognitiva (relativamente ai processi di condivisione delle dimensioni semantiche, dei valori, delle norme sociali).

3.3. L'analisi dei dati: il metodo misto con triangolazione

Le diverse fonti informative attivate hanno consentito di costruire una serie d'indicatori di sintesi attraverso i quali descrivere, nei singoli casi analizzati, le caratteristiche dei contesti dal punto di vista del capitale sociale. Queste informazioni sono state analizzate e interpretate alla luce delle caratteristiche dei singoli casi, in riferimento al sistema di

welfare e a quello socio-economico. Il lavoro di ricerca si è sviluppato lungo il seguente percorso:

- fase descrittiva, realizzata tramite analisi monovariata con la quale evidenziare se i contesti diversi, dal punto di vista del sistema socio-economico locale e del sistema di *welfare*, presentavano caratteristiche simili anche dal punto di vista del capitale sociale;
- fase esplorativa dei processi di cura, con la quale, anche tramite analisi multivariata sui dati dei questionari, analizzare le dinamiche del processo di cura. La presenza di *pattern* di risposta è stata analizzata attraverso un approccio esplorativo basato sulle reti Bayesiane. La scelta è caduta su quest'approccio per la complessità delle relazioni fra le variabili considerate e la loro natura discreta. L'analisi ha consentito di ottenere una rappresentazione grafica della struttura della rete fra le variabili e delle probabilità condizionate multivariate;
- fase interpretativa con la quale analizzare le diverse fonti informative. In questo caso si è utilizzata una logica abduttiva per triangolare le informazioni raccolte, individuare evidenze coerenti (che segnalano le stesse dinamiche fra le variabili considerate), e valutare se i fruitori dei servizi di *welfare* hanno caratteristiche simili o diverse da quelle della popolazione dei territori nei quali vivono. Questi elementi sono stati analizzati per consolidare l'ipotesi dell'esistenza di relazioni generative fra politiche sociali - capitale sociale - sviluppo locale.

4. Una lettura trasversale delle evidenze

L'analisi della complessità del concetto capitale sociale ha consentito di evidenziare le sue diverse dimensioni e di ipotizzare che esse sono portatrici di specifiche dinamiche sociali. Quest'assunzione consiglia di riprendere tali dimensioni ed analizzarne separatamente le caratteristiche nei casi territoriali oggetto di indagine.

4.1. Il capitale sociale primario

L'analisi del capitale sociale primario è stata realizzata studiando le dinamiche relazionali dei *care giver* di anziani fruitori dei servizi socio-sanitari. Le relazioni primarie fra i *care giver* ed i familiari conviventi evidenziano la presenza di un capitale sociale positivo, caratterizzato da:

- una condivisione dei valori di riferimento (media 8,6 su una scala

- 1-10) probabilmente legata anche alla ridotta dimensione della struttura di convivenza (componenti in media: 1,3);
- una discreta aspettativa di solidarietà familiare (media: 2,8 su una scala 1- 4).

Questa situazione è poi consolidata da una fiducia reciproca elevata fra i conviventi (media: 8,6 su una scala 1-10).

Più articolata è l'analisi della situazione in merito al capitale sociale primario di tipo parentale.

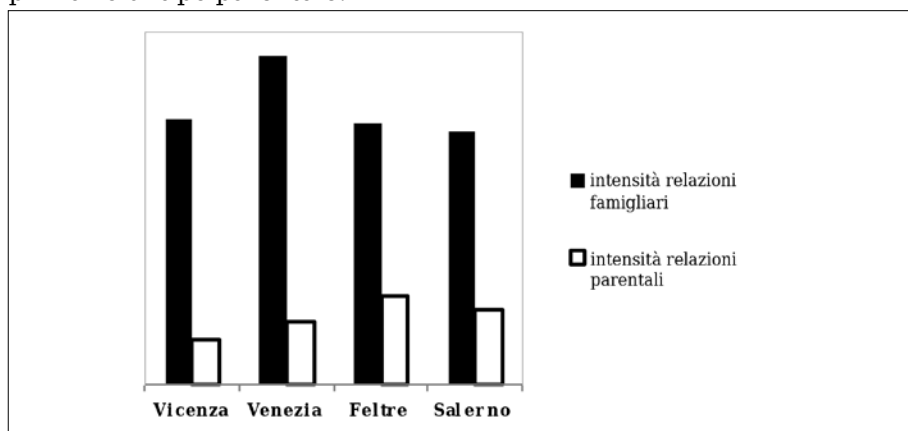


Figura 2. Intensità delle relazioni: capitale sociale primario strutturale (questionario *care giver*)

La Figura 2 mostra la consistenza del capitale sociale strutturale, vale a dire l'intensità delle relazioni che connettono il *care giver* con la propria famiglia (di origine o costruita). A Venezia, per esempio, ogni *care giver* ha, in media, più di nove contatti settimanali (di persona o telefonici) con gli altri membri della propria famiglia. La situazione si presenta in modo simile nelle altre realtà considerate, e i valori medi sono sempre superiori ai sette contatti settimanali. Anche le relazioni con i parenti non presentano grandi differenze nei casi analizzati, e i contatti settimanali sono circa due (solo Vicenza presenta valori relativamente minori). Anche l'aiuto nel lavoro di cura che i *care giver* ricevono e attendono di ricevere da familiari e parenti, e la fiducia che ripongono in loro presenta livelli simili nelle quattro realtà analizzate.

4.2. Il capitale sociale secondario

L'analisi del capitale sociale secondario è stata realizzata distinguendo le dinamiche relazionali fra cittadini entro i loro mondi vitali, e le dinamiche di rete che connettono gli attori delle politiche di *welfare*. Il primo livello di analisi è stato realizzato approfondendo i legami relazionali dei *care giver* degli anziani con i loro vicini e amici, mentre il secondo livello è stato affrontato approfondendo le dinamiche della rete dei servizi.

Gli attori appartenenti alla rete dei servizi di *welfare* sembrano avere fra di loro dei legami discretamente consolidati, ma non tali da far immaginare un sistema fortemente integrato. L'intensità delle relazioni non presenta differenze significative nelle realtà analizzate, mentre la dimensione cognitiva, legata alla condivisione dei linguaggi, dei valori e di un insieme di norme sociali, sembra un fattore maggiormente discriminante. In particolare, Salerno evidenzia un sistema meno coeso, nel quale l'appartenenza alla rete non coincide con la condivisione dei valori e delle regole. Per altro anche all'interno del contesto veneto si palesano alcune differenze. Venezia evidenzia un capitale sociale cognitivo più consolidato, ad indicare una rete di servizi più coesa e integrata dal punto di vista dei codici cognitivi utilizzati.

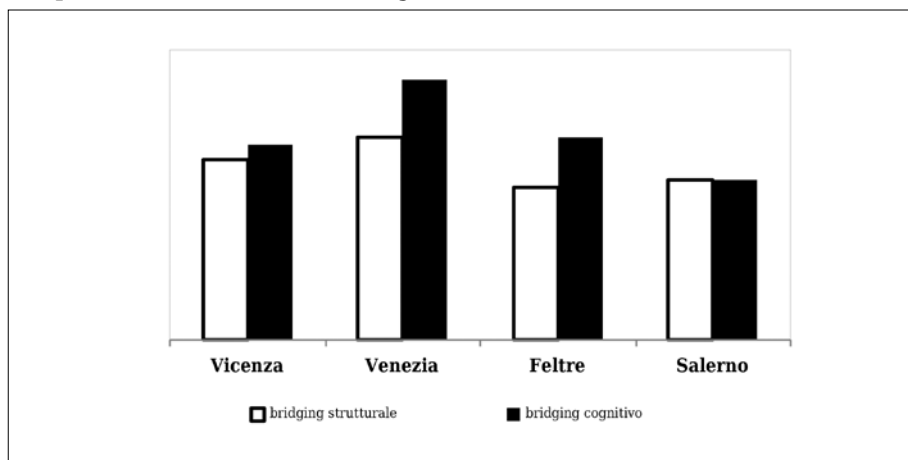


Figura 3. Capitale sociale secondario «comunitario»: la rete delle politiche per gli anziani (*consensus method*)

I legami che la rete tesse con le altre strutture esterne al sistema sembrano meno solidi sia dal punto di vista dell'intensità delle relazioni, sia dal punto di vista dei processi cognitivi che le sostengono. Per altro si conferma che Venezia presenta valori superiori alle altre realtà

considerate, mostrando una maggiore propensione a stabilire rapporti con il resto dei servizi e con la comunità di riferimento, mentre Salerno presenta un sistema più chiuso, caratterizzato da una rete che sembra stabilire rapporti con l'esterno in modo difficoltoso, sia per la povertà dei legami, sia per la difficoltà di condividere linguaggi e norme sociali con gli altri attori del sistema. Anche le tre realtà venete, per altro, mostrano sensibili differenze al loro interno, e si conferma che Feltre, la realtà che presenta un sistema di *welfare state* ancora prevalentemente (dovuto alla relativamente più scarsa presenza di attori del terzo settore) centrato sul pubblico come fornitore prevalente di servizi, mostra una maggior chiusura rispetto all'esterno. Al contrario di Salerno, per altro, le realtà venete evidenziano come la dimensione cognitiva del capitale sociale (legata alla condivisione dei linguaggi e delle norme sociali) presenti valori sistematicamente maggiori di quelli relativi alle concrete connessioni che legano la rete dei servizi con il sistema ad essa esterno.

Anche per quanto riguarda le relazioni con il gruppo dirigente del sistema dei servizi si evidenzia che Venezia presenta un sistema relazionale più integrato delle altre realtà considerate, ma le differenze relative sono minori, e lo scarto fra le dimensioni strutturali (intensità delle relazioni) e cognitive (condivisione quadri cognitivi) non è così marcato come si è evidenziato nell'analisi dei legami con il resto del sistema. In altre parole, l'intensità delle reazioni che la rete sviluppa con i vertici del sistema è coerente con la condivisione dei linguaggi e delle norme sociali (da questa tendenza si discosta parzialmente solo Vicenza).

4.3. Il capitale sociale secondario societario

Questa dimensione della ricerca è stata affrontata da tre diverse prospettive, riconducibili: all'analisi delle informazioni correnti, relativamente ad alcuni indicatori che la letteratura segnala correlati con il capitale sociale societario (o generalizzato); all'analisi del giudizio degli esperti (la rete dei servizi per gli anziani); all'analisi del capitale sociale societario dei *care giver* degli anziani.

L'analisi degli indicatori rilevabili da informazioni correnti evidenzia come le realtà venete presentino livelli diversi di capitale sociale societario. In particolare, il territorio veneziano si caratterizza per una maggior presenza di organizzazioni no-profit, a testimonianza di un tessuto sociale connesso e ricco di capitale sociale societario (la presenza del terzo settore è utilizzata come indicatore *proxy* di processi partecipativi). Situazione molto diversa caratterizza il salernitano, nel quale la presenza del no-profit è marginale, a testimonianza di un contesto poco connesso e orientato alla partecipazione dello sviluppo dei beni pubblici.

Una seconda prospettiva di analisi può essere ricondotta alle caratteristiche della rete degli attori che si occupano degli anziani. Gli esperti coinvolti hanno evidenziato una differenziazione dei livelli di capitale sociale societario, con andamenti simili a quanto visto nell'analisi delle altre forme di capitale sociale (primario e secondario). Anche in questo caso Venezia presenta livelli di capitale sociale maggiore rispetto alle altre realtà, e la dimensione cognitiva evidenzia valori più alti rispetto alla dimensione strutturale, a testimonianza di una società discretamente coesa e legittimata. Anche in questo caso la situazione di Salerno presenta caratteristiche diverse. I valori rilevati per questa realtà sono inferiori a quelli delle realtà venete analizzate (fa eccezione solo il livello strutturale di Feltre). La dimensione strutturale e quella cognitiva presentano livelli decisamente bassi. Per meglio comprendere queste informazioni è bene cercare di analizzare in dettaglio alcune variabili considerate nella costruzione degli indicatori utilizzati per rappresentare il capitale sociale societario. In particolare, le tre realtà venete, contrariamente a Salerno, si caratterizzano per valori molto alti per quanto riguarda la presenza di organizzazioni di volontariato, il rispetto delle norme sociali e la fiducia istituzionale. Venezia presenta i valori più alti relativamente alle norme sociali (di un terzo superiori a quelli di Salerno) e la fiducia istituzionale (quasi doppio rispetto a Salerno). In altre parole s'identificano due tipi di società. Il Veneto presenta ancora livelli di coesione sociale elevati. Le trasformazioni sociali in atto hanno attivato alcuni evidenti segni di criticità, ma non hanno minato la natura della struttura sociale. La ricerca da noi realizzata non consente di avere informazioni di ulteriore approfondimento, ma sarebbe interessante studiare le dinamiche di complessità presenti nella realtà feltrina, nella quale i valori del capitale sociale sembrano essere relativamente più critici. A questo proposito possiamo solo fare delle ipotesi (in parte riprese relativamente al focus principale di questa ricerca) che portano a ricondurre le differenze a:

- i diversi sistemi di *welfare* presenti nella realtà considerata, ancora legati a un sistema di *welfare state*;

- la natura socio-economica presenta i segnali di una compresenza di elementi di tradizione e di innovazione più marcati che in altre realtà nelle quali il passaggio dalla modernità alla post-modernità (dal punto di vista delle strutture economiche e sociali) è iniziato prima. La compresenza di modelli culturali differenziati può costituire un fattore di criticità per la coesione sociale e richiede l'investimento di risorse relazionali e sociali per spingere il sistema verso una situazione di equilibrio più avanzata.

Ma queste sono semplicemente ipotesi di lavoro che andrebbero approfondite con ulteriori lavori di ricerca sul campo.

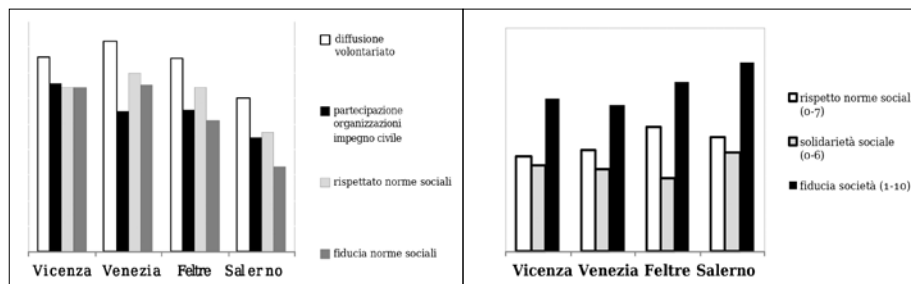


Figura 4. Alcune variabili che compongono gli indicatori sul capitale sociale societario della popolazione

L'obiettivo della ricerca ci ha spinti ad approfondire le dinamiche del capitale sociale societario anche negli utenti dei servizi (vedi Figura 4). Questo tipo di analisi evidenzia alcuni aspetti molto interessanti che consentono di fare alcune ipotesi sul rapporto fra capitale sociale e politiche di *welfare*. La Figura 4 segnala una differenziazione fra la situazione dei *care giver* e quella della popolazione in generale. In particolare, il capitale sociale societario dei familiari che svolgono la funzione di *care giver* non ha valori diversi nelle quattro realtà considerate. In altre parole Salerno presenta valori simili a quelli del Veneto. La fiducia istituzionale (fra i *care giver*), presenta valori a Salerno maggiori di quelli evidenziati nelle realtà venete qui considerate. I valori di stima della situazione presentati con riferimento alla popolazione intera non sono direttamente comparabili con quelli rilevati nei *care giver*. I limiti (economici e temporali) della ricerca ci hanno portato a utilizzare tecniche di indagine diverse. È comunque possibile fare alcune considerazioni generali sviluppando i confronti nei due gruppi e tenendo conto dei campi di variazione delle variabili considerate. Una prima osservazione riguarda il caso di Salerno. Tutti gli indicatori utilizzati per analizzare il capitale sociale societario e la fiducia istituzionale presentano valori relativamente più alti nei fruitori dei servizi rispetto all'analisi della popolazione complessiva (si tratta di tendenze e non certo di valori statisticamente significativi). Utilizzando un approccio di tipo indiziario, possiamo affermare che sembra esserci una relazione (aumenta il capitale sociale utilizzando i servizi) fra la fruizione dei servizi ed il capitale sociale societario.

Tabella 5. Tipi di capitale sociale e loro effetti nei processi sociali

		Capitale sociale <i>bonding</i>	
		Basso	Alto
Capitale sociale <i>bridging</i>	Basso	Instabilità, disintegrazione	Coesione ma chiusura (solidarietà solo interna, scarsa propensione all'innovazione) Salerno
	Alto	Instabilità, elevata conflittualità interna (costi di autorità e uscita)	Coesione interna e apertura verso l'esterno (innovazione) Feltre, Vicenza, Venezia

La ricerca non consente di affermare se le differenze siano imputabili a problemi di selezione di popolazioni diverse, o se siano riconducibili agli effetti prodotti dal processo di erogazione dei servizi. Ma anche in questo caso, e seguendo la logica indiziaria adottata dalla ricerca, è possibile analizzare altre informazioni che possono aiutare nel formulare alcune considerazioni interpretative. In questa direzione possiamo leggere i dati relativi ai servizi per gli anziani di Salerno che presentano un grado di soddisfazione maggiore rispetto a quelli veneti e, contemporaneamente (e probabilmente questi fattori non sono indipendenti), una minor percezione di comportamenti poco equi da parte di chi eroga i servizi. La letteratura ha segnalato la difficoltà di comparare trasversalmente territori caratterizzati da sistemi di *welfare* e socio-culturali fortemente differenziati. Resta il fatto che la percezione è diversa, ma tale diversità è riconducibile prima di tutto alle diverse aspettative. Tanto più il sistema dei servizi è ricco di un'offerta che si è consolidata e tanto più alte sono le aspettative di un intervento da parte del sistema dei servizi. Laddove i cittadini sono abituati a cercare direttamente delle risposte ai loro problemi, senza ricorrere al sistema dei servizi, l'erogazione stessa dell'intervento crea soddisfazione (sopra una soglia minima, indipendentemente dalla qualità). Quando la risposta è data per scontata, entrano in gioco aspettative diverse, legate alla qualità dell'intervento, al proprio ruolo nel sistema dei servizi. Questo problema rischia di essere ancora più forte nel caso dei *care giver*, per i quali le aspettative sono sicuramente legate alla percezione dell'importanza e/o inevitabilità del proprio ruolo. In questo caso gioca un ruolo centrale anche la cultura della solidarietà personale e l'aver (o non avere) introiettato questa dimensione come un dovere morale, come una fase normale del proprio corso di vita o come una parte importante del proprio sistema relazionale.

I risultati della ricerca consentono di evidenziare la complessa rela-

zione fra il processo di produzione dei servizi e lo sviluppo del capitale sociale. La produzione di un bene relazionale può costituire un veicolo che consolida il capitale sociale, ma il risultato è correlato alla rielaborazione soggettiva della relazione da parte del singolo individuo. Tale rielaborazione dipende dalle dinamiche di erogazione del servizio, dalla natura e dalle caratteristiche della relazione, ma anche dalla storia personale e dalle dinamiche del contesto nel quale l'individuo ha costruito e rielaborato la propria esperienza personale. Queste osservazioni trovano conferma anche nell'analisi della percezione della qualità della vita dei *care giver*. La condizione del *care giver* si accompagna quasi sempre ad una condizione di disagio rispetto alla propria qualità della vita. È una fase della vita spesso caratterizzata da un sovraccarico del lavoro di cura e da uno stress emotivo forte. Questi fattori poi si combinano contribuendo alla percezione di una condizione d'isolamento sociale.

L'analisi della qualità della vita dei *care* dei servizi domiciliari e residenziali fornisce un ulteriore elemento di riflessione. Ricordando che la dimensione della domiciliarietà è particolarmente impegnativa dal punto di vista del carico di lavoro di cura e dello stress emotivo che si accompagna alla gestione di un anziano che ha perso la sua autonomia e deve affrontare la fase più complessa della propria vita. Questa fase termina con la morte e questa dimensione accompagna e determina la relazione che si sviluppa fra assistito e *care giver*. Questa complessità influenza inevitabilmente la percezione della consistenza del sistema relazionale (capitale sociale strutturale) del proprio mondo vitale e della società alla quale si appartiene. In sintesi, il lavoro di cura e la produzione dei beni relazionali si trasformano in capitale sociale quando:

- il *care giver* (nel nostro caso, ma l'utente in generale) è accompagnato e sostenuto nello svolgimento del proprio ruolo e nella gestione della relazione, o meglio della rielaborazione della relazione che lo lega alla persona assistita;
- il *care giver* vive il proprio ruolo come scelta consapevole di evoluzione necessaria della relazione, e considera la solidarietà come parte integrante della dimensione della propria persona;
- il sistema dei servizi sociale si propone di supportare (quando il contesto lo consente) il sistema relazionale dell'utente e non di sostituirlo con l'erogazione di prestazioni. Il processo di sostituzione rischia di sviluppare una delega della gestione concreta delle persone in situazioni di difficoltà, rompendo così pratiche e modelli culturali solidaristici.

5. Conclusioni

L'analisi trasversale delle informazioni raccolte ci consente di ipotizzare una modellizzazione delle relazioni fra le variabili considerate.

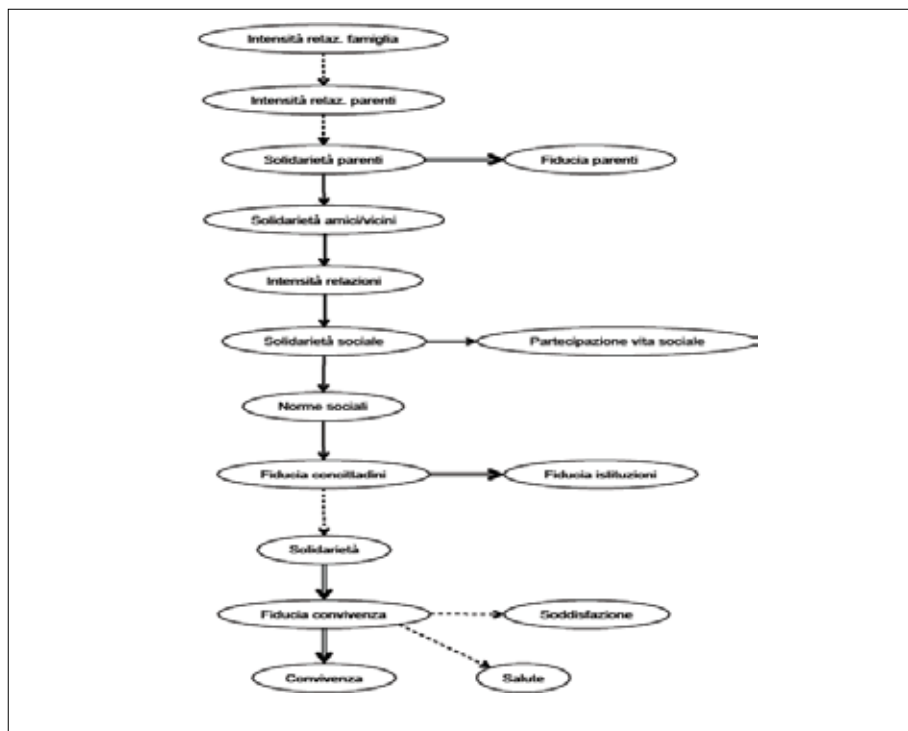


Figura 5. Sintesi delle relazioni fra le variabili secondo l'analisi della rete Bayesiana

L'analisi, supportata dagli elementi emersi dalle altre informazioni raccolte sul capitale sociale, suggerisce l'esistenza di due diversi circuiti (vedi Figura 5) che possiamo definire: i) circolo vizioso della famiglia chiusa e isolata; ii) circolo virtuoso del capitale sociale.

i) Il circolo vizioso della famiglia chiusa (e isolata) (vedi Figura 6)

All'interno delle famiglie che hanno pochi scambi al di fuori della convivenza, l'intensità della solidarietà è legata esclusivamente alla fiducia nei conviventi, e in modo inverso al disagio del *care giver* relativamente alle sue reazioni emotive. Queste variabili non evidenziano legami con nessun'altra ne direttamente ne indirettamente, come a dire che l'in-

tensità dei legami interni non è necessariamente legata all'intensità dei legami eterni. A questo proposito, possiamo fare due ipotesi, quali:

- ipotesi uno: le relazioni esterne alla famiglia si attivano solo quando quelle interne non sono più in grado di funzionare e di gestire le criticità dovute alla presenza di un soggetto non autonomo. Interessante, da questo punto di vista, è la relazione inversa con il disagio, vale a dire che l'intensità dei legami fiduciari e solidaristici nella famiglia riduce il rischio che il *care giver* vada incontro ad una situazione depressiva;
- ipotesi due: esistono due situazioni indipendenti, potremmo dire due modelli di famiglia uno centrato esclusivamente sulle dinamiche interne alla convivenza, e l'altro aperto e centrato sulle relazioni esterne alla convivenza.

I dati attuali non ci consentono di propendere inequivocabilmente per una di queste ipotesi, ma ci aiutano ad affermare che in tutti i casi la forte intensità dei legami interni ha quasi una valenza esclusiva e non si correla con nessun altro aspetto del sistema relazione del *care giver*.

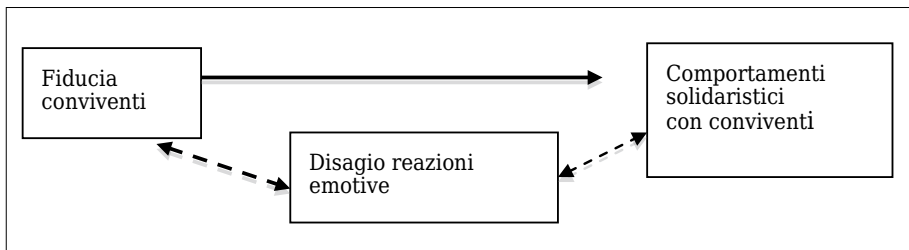


Figura 6. Il circolo vizioso della famiglia chiusa

Analizzando la relazione fra il disagio emotivo e il tipo di servizi erogati (sono in condizione di maggior disagio i *care giver* dei servizi domiciliari), possiamo notare che i *care giver* dei servizi domiciliari si trovano a dover sopportare una condizione di difficoltà emotiva e di gestione della quotidianità. La compresenza di scarsi legami esterni di questi *care giver* porta ad ipotizzare che tale difficoltà contribuisce a ridurre i legami relazionali e attiva un circolo vizioso. D'altra parte, la letteratura segnala che le altre reti di relazione si attivano spesso solo quando quella della convivenza non si dimostra in grado di gestire le criticità. Questa situazione risulta particolarmente interessante per una riflessione sulle politiche sociali in generale e sui possibili effetti sulle dinamiche del capitale sociale. In altre parole i servizi domiciliari si devono caratterizzare anche per un forte impegno di supporto del *care giver* nella gestione delle dinamiche relazionali interne ed esterne alla

famiglia. Quando questo non si realizza c'è il forte rischio della chiusura della famiglia e dell'avvio di processi depressivi a carico del *care giver*. L'analisi ci consente di dire che questo disagio si accompagna con una riduzione dei legami solidaristici e fiduciari interni al nucleo di convivenza, consolidando così il circolo vizioso che alimenta l'isolamento e il disagio.

ii) Il circolo virtuoso del capitale sociale (vedi Figura 7)

Configurazione diversa caratterizza la condizione del *care giver* in presenza di una rete relazionale caratterizzata da un sistema aperto, con una discreta intensità di relazioni con gli attori esterni alla famiglia di convivenza.

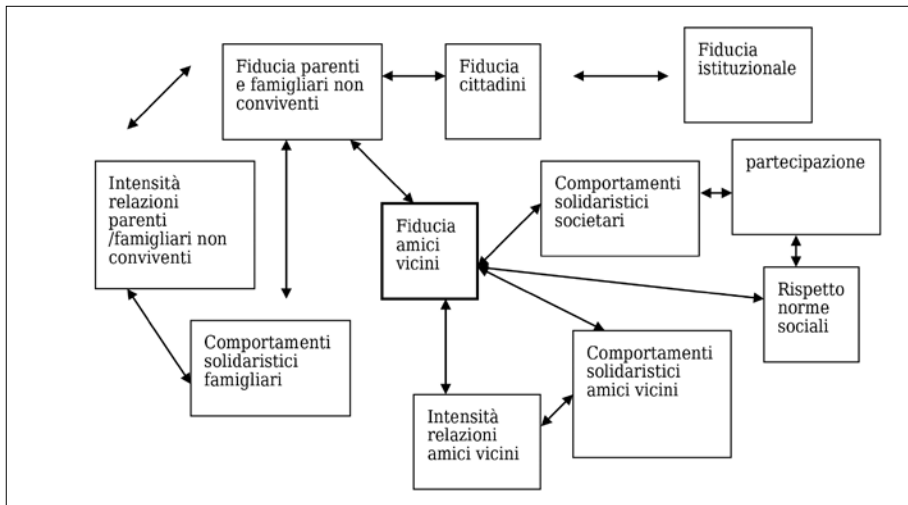


Figura 7. Il circolo virtuoso del capitale sociale

La Figura 7 consente di evidenziare la presenza di due circuiti caratterizzati da reciproche influenze. Da una parte le dinamiche relazionali interne al nucleo della famiglia estesa, comprese le relazioni primarie del *care giver* con i familiari della stessa generazione (fratelli e sorelle) e della generazione successiva (figli). La ricerca evidenzia la stretta corrispondenza fra l'intensità delle relazioni, la fiducia reciproca e la presenza di comportamenti solidaristici che supportano (quantomeno nelle aspettative) il *care giver* nell'esercizio del proprio ruolo. In altre parole l'intensità relazionale e la qualità della relazione fiduciaria favoriscono lo sviluppo del capitale sociale primario. Tale capitale sociale si manifesta attraverso le attese di un comportamento solidaristico, qui

considerato come l'effetto (o forse la verifica della percezione della sua esistenza da parte del *care giver*). La dimensione della fiducia (costruita e consolidata dalla presenza del capitale sociale) nei familiari e nei parenti è legata alla fiducia negli amici in particolare e nei cittadini in generale. A sua volta la fiducia nei cittadini è legata alla fiducia nelle istituzioni. È interessante notare come il dare credito di un comportamento solidaristico agli amici si lega a relazioni amicali (e di vicinato) intense e a comportamenti solidaristici nella gestione della vita quotidiana. Anche per quanto riguarda il capitale sociale secondario (comunitario o di mondo vitale) troviamo il circolo virtuoso visto per le dinamiche primarie, per cui fiducia e intensità relazionale favoriscono la solidarietà interna ai mondi vitali. Per le finalità di questa ricerca è importante prestare attenzione all'ultima parte della Figura 7. Infatti, il capitale sociale secondario (relativo ai mondi vitali) è legato con lo sviluppo di comportamenti di solidarietà rispetto alla società, con la partecipazione alla vita sociale politica e culturale e con il rispetto delle norme sociali e della cultura civica. Questi elementi sono particolarmente importanti perché sono quelli che la letteratura evidenzia come fattori del capitale sociale in grado di influenzare lo sviluppo locale.

Nel corso della vita s'incontrano eventi legati all'evoluzione del contesto ed alle storie personali degli individui. Tra i primi si pensi, per esempio, all'attuale crisi economica o a eventi catastrofici che possono sconvolgere la vita di una popolazione. Tra i secondi si pensi all'invecchiamento, a una malattia, alla perdita del lavoro o semplicemente alla rottura di una relazione affettiva. Questi eventi rompono l'equilibrio relazionale e affettivo che connette la persona al suo mondo vitale, incrinando il meccanismo delle catene relazionali che connettono i diversi contesti nei quali l'individuo sviluppa la propria esistenza. Si attivano, così, delle fratture esistenziali che rischiano di ridurre la densità del *network* relazionale delle persone e attivare processi di disagio sul piano emotivo. L'effetto di questo circolo vizioso si diffonde in tutte le dimensioni nelle quali la persona sviluppa il proprio sistema relazionale. In altre parole, riprendendo la scomposizione del concetto di capitale sociale utilizzata nei paragrafi precedenti, è possibile affermare che tali eventi critici rischiano di dissolvere il capitale sociale primario, secondario comunitario e societario. L'effetto si riverbera nei processi partecipativi incrinando la cultura civica e il rispetto delle norme sociali. In definitiva si rischia di dissolvere la propensione ai comportamenti solidaristici e dare spazio ai comportamenti opportunistici. Solidarismo e opportunismo sono legati alla propensione al rischio, ai passaggi d'informazioni e conoscenze, alle transazioni tra i soggetti, e in generale ai processi di controllo sociale informale.

Per concludere, possiamo affermare che le politiche sociali, nei sistemi di *welfare* delle società post (o neo) moderne, hanno il compito di supportare i sistemi relazionali nella gestione degli eventi critici che accompagnano il corso di vita di ogni persona (fratture esistenziali), e che rischiano di rompere le catene relazionali di connessione fra le persone e con le istituzioni.

In particolare le politiche sociali impattano:

- a livello micro, sostenendo l'equilibrio interno al sistema relazionale primario. A questo livello le politiche possono evitare l'attivazione dei circoli viziosi, innescati da eventi critici che creano disagio emotivo, isolamento sociale e riduzione dell'intensità relazionale con le persone che appartengono al proprio mondo vitale;
- a livello meso, sostenendo le reti di auto organizzazione della società civile, attraverso lo sviluppo del terzo settore, delle imprese sociali di comunità, delle diverse forme del volontariato e di auto-mutuo aiuto. Queste politiche favoriscono il consolidamento delle reti di solidarietà e i processi partecipativi alla vita della comunità, rafforzati anche dal capitale sociale primario. In altre parole la creazione (o il consolidamento) del capitale sociale primario facilita lo sviluppo di forme auto organizzate di risposta al disagio e, viceversa, lo sviluppo del terzo settore consolida il capitale sociale primario. Si evidenzia così la circolarità, o mutua influenza fra capitale sociale primario e secondario;
- a livello macro. La percezione della presenza della società e della sua capacità di supportare la risposta all'insorgenza di condizioni di vulnerabilità, in modo equo ed efficace, contribuisce alla legittimazione del sistema e delle sue istituzioni. Questo processo consolida la cultura solidaristica, la condivisione e introiezione delle norme sociali e la cultura civica (attivando il controllo sociale che contrasta i comportamenti opportunistici). La ricerca segnala la probabile presenza di un fattore dimensionale delle politiche. In altre parole le politiche sociali sono uno dei fattori che influenzano la diffusione della cultura solidaristica, e il loro impatto dipende molto: dalla diffusione delle politiche, dalle dinamiche del contesto e dal grado delegittimazione generale delle istituzioni sociali presenti nel territorio.

In definitiva, le politiche sociali possono contribuire allo sviluppo del capitale sociale, in particolare, quando:

- sostengono i processi di erogazione del lavoro di cura che ricade nelle persone in presenza degli eventi critici che si incontrano;
- sostengono lo sviluppo di forme di partecipazione della società civile nell'erogazione del lavoro di cura (volontariato, auto-mutuo aiuto e cooperative sociali);

- presentano comportamenti manageriali equi e trasparenti;
- sviluppano processi di governo di tipo partecipativo che valorizzano le risorse della società civile.

In chiusura, vale la pena riprendere alcune considerazioni fatte in relazione ai processi generativi che connettono il capitale sociale e lo sviluppo economico locale. Come visto, le ricerche segnalano che il capitale sociale:

- accresce la propensione al rischio, perché riduce la diffusione dei comportamenti opportunistici;
- rafforza le motivazione e l'assunzione di responsabilità, aspetti che consentono di sostenere le decisioni innovative e l'assunzione del rischio;
- costruisce e consente di applicare le regole di buona condotta sociale, anche rafforzando il controllo sociale informale;
- riduce i costi di transazione;
- facilita la disseminazione delle conoscenze e dell'innovazione;
- produce benefici per gli individui ed il loro contesto;
- attiva e orienta risorse verso i beni pubblici.

Un'ultima annotazione relativa al rapporto fra capitale sociale e sviluppo locale va fatta recuperando il ruolo svolto dai processi di costruzione (o riduzione) della fiducia.

La letteratura ci segnala due diversi processi di costruzione dei legami fiduciari che si basano rispettivamente:

- sulla reciprocità come opportunità per massimizzare la ricerca del *self-interest*;
- sulla motivazione pro-sociale.

La fiducia basata sulla reciprocità è instabile e richiede un forte scambio informativo (la continuità della relazione fra due) ed è bidirezionale e non multidirezionale. La fiducia basata sul comportamento pro-sociale, invece, si caratterizza per

- avere una motivazione altruistica, secondo la quale beneficiare un'altra persona è in sé un fine dell'agire personale;
- affermare un comportamento morale, basato sull'affermazione dei principi (*principlism*) che seguono l'imperativo categorico kantiano;
- essere il prodotto dei legami dell'individuo con il proprio status sociale.

Tabella 6. Sintesi delle dimensioni analizzate

	Vicenza	Venezia	Feltre	Salerno
Modello di <i>welfare</i> (prevalente)	- <i>Welfare mix</i> tendente societario (media presenza no profit) - forte estensione offerta	- <i>Welfare mix</i> (forte presenza no profit) - forte estensione offerta	- <i>Welfare state</i> (bassa presenza no-profit) - bassa estensione offerta	- <i>Welfare state</i> critico (bassa presenza no-profit) - bassa estensione offerta)
Capitale sociale (<i>care giver</i>) primario	Alto (intense relazioni, aiuto lavoro di cura, condivisione valori e linguaggi, fiducia)	Alto (intense relazioni, aiuto lavoro di cura, condivisione valori e linguaggi)	Alto (intense relazioni, aiuto lavoro di cura, condivisione valori e linguaggi)	Alto (intense relazioni, aiuto lavoro di cura, condivisione valori e linguaggi)
Capitale sociale (<i>care giver</i>) secondario	Medio (discreta quantità relazioni e comportamenti solidaristici, fiducia sufficiente)	Medio-Basso (relativamente alle altre realtà minori relazioni di solidarietà e fiducia)	Medio (discreta quantità relazioni e comportamenti solidaristici, fiducia sufficiente)	Alto (presenta valori leggermente maggiori degli altri, ma superiori di quelli attesi nella popolazione generale)
Capitale sociale (rete servizi)	Medio (valori intermedi nella distribuzione per le tre forme di capitale sociale analizzate)	Alto (valori relativamente maggiori per capitale sociale <i>bonding, bridging</i> e <i>linking</i> , particolarmente per la dimensione cognitiva)	Medio (valori intermedi nella distribuzione per le tre forme di capitale sociale analizzate)	Basso (relativamente alle altre realtà valori sempre più bassi, particolarmente nella dimensione cognitiva)
Capitale sociale (<i>care giver</i>) societario	Medio (i valori non sono dissimili a quelli delle altre realtà, verso i valori centrali della scala utilizzata)	Medio (i valori non sono dissimili a quelli delle altre realtà, verso i valori centrali della scala utilizzata)	Medio (i valori non sono dissimili a quelli delle altre realtà, verso i valori centrali della scala utilizzata)	Medio-alto (i valori sono sempre leggermente superiori per: fiducia, rispetto norme sociali e comportamento solidaristico)
Capitale sociale societario (stima rete sull'intera popolazione)	Medio (valori medi rispetto alla distribuzione. Superiori a quelli medi della scala per: fiducia, rispetto norme sociali, comportamenti solidaristici)	Alto (valori superiori alle altre realtà relativamente a: fiducia, rispetto norme sociali, comportamenti solidaristici)	Medio (valori medi rispetto alla distribuzione. Superiori a quelli medi della scala per: fiducia, rispetto norme sociali, comportamenti solidaristici)	Basso (valori bassi in assoluto e rispetto alle altre realtà su: fiducia, rispetto norme sociali, comportamenti solidaristici)
Capitale sociale societario (dati correnti sulla popolazione)	Medio	Alto	Medio	Basso

Infine, la letteratura ci suggerisce che qualità e quantità elevate di volontariato (partecipazione civica) contribuiscono a creare la fiducia pro-sociale sviluppando le condizioni di reciprocità e rafforzando le motivazioni individuali.

Questi diversi elementi non consentono di stimare puntualmente l'effetto prodotto dal capitale sociale sullo sviluppo locale, ma contribuiscono a evidenziare e irrobustire l'ipotesi della presenza di legami generativi complessi.

Bibliografia

- K. ARROW, *Gifts and exchanges*, in «Philosophy and Public Affairs», 1, 1972.
- A. BAGNASCO, *Taccuino sociologico*, Laterza, Bari, 2012.
- Z. BAUMANN, *Homo consumens*, Trento, Erickson, 2007.
- G. BERTIN, *Welfare e sviluppo locale*, «Argomenti», 29, 2010, pp. 85-104.
- G. BERTIN, *Consensus method*, Milano, FrancoAngeli, 2011.
- G. BERTIN, *Welfare regionale in Italia*, Venezia, Edizioni Ca' Foscari-Digital publishing, 2012.
- S. BEUGELSDIJK, T.VAN SCHAİK, *Social capital and growth in European regions: an empirical test*, «European Journal of Political Economy», 21, 2005, pp. 301-324.
- S. BOAKYE, *Theory of social transformation, political transition and economic growth*, «Economic Systems», 36, 2012, pp. 411-425.
- I. BODE, *Disorganized welfare mixes: voluntary agencies and new governance regimes in Western Europe*, «Journal of European Social Policy», 16, 2006.
- C. BORZAGA, L. FAZZI, *Processes of Institutionalization and Differentiation in the Italian Third Sector*, «Voluntas», September, 2010.
- C. BORZAGA, J. DEFOURNEY, (a cura di), *The emergence of social enterprise*, Routledge, London, 2001.
- S. BURT, *Structural Holes versus network closure as social capital*, in N. Lin, K.S. Cook, R.S. Burt, *Social capital: Theory and research*, Aldine de Gruyter, 2001.
- M. CAMPBELL, *The third system. Employment and local development*, Leeds, Metropolitan University, 1999.
- M. CAPRIATI, *Capabilities, freedoms and innovation: exploring connections*, «Innovation and Development», 3, 1, 2013, pp. 1-17.
- F.G. CASTLES, *What welfare states do: a disaggregated expenditure approach*, «Journal of Social Policy», 38, 1, 2009, pp.45-62.
- J.S. COLEMAN, *Fondamenti di teoria sociale*, Bologna, Il Mulino, 2005.
- L. COMBRINCK-GRAHAM, *A developmental model for family systems*, «Family Process», 24, 1985.
- P. DASGUPTA, *Trust as a commodity*, in D. GAMBETTA (a cura di), *Trust: Making and breaking cooperative relations*, New York, Basil Blackwell, 1988, pp. 49-72.
- S. DHESI, *Social capital and community development*, «Community Development Journal» 35, 199-214, 2000.
- C. DEWILDE, *A life-course perspective on social exclusion and poverty*, «British Journal of Sociology», 54, 2003.

- P. DI NICOLA *La rete come metafora dell'appartenenza*, Milano, FrancoAngeli, 1998.
- P. DI NICOLA, P. STANZANI, L. TRONCA, *Reti di prossimità e capitale sociale in Italia*, Milano, FrancoAngeli, 2008.
- P.P. DONATI, I. COLOZZI, *Il paradigma relazionale nelle scienze sociali: le prospettive sociologiche*, Bologna, Il Mulino, 2006.
- P.P. DONATI, L. TRONCA, *Il capitale sociale degli italiani. Le radici familiari, comunitarie e associative del civismo*, Milano, FrancoAngeli, 2008.
- M. EVANS, S. SYRETT, *Generating social capital? The social economy and local economic development*, «European Urban and Regional Studies», 14, 55, 2007.
- J. FIELD, *Il capitale sociale: un'introduzione*, Trento, Erickson, 2003.
- M. FORSÉ, L. TRONCA (a cura di), *Capitale sociale ed analisi dei reticoli*, Milano, FrancoAngeli, 2005.
- F. FUKUYAMA, *Fiducia*, Milano, Rizzoli, 1996.
- F. FUKUYAMA, *Social capital, civil society and development*, «Third World Quarterly», 22, 1, 2001, pp. 7-20.
- I. GOUGH, *Social Welfare and Competitiveness*, «New Political Economy», 1, 1996.
- P. HAYNES, M. HILL, L. BANKS, *Older people's family contacts and long-term care expenditure in OECD countries: A comparative approach using qualitative comparative analysis*, «Social Policy & Administration», 44, 1, 2010, pp. 67-84.
- D. HALPERN, *Social capital*, Cambridge, Polity Press, 2005.
- Y.F. HELLIWELL, *How's life? Combining individual and national variables to explain subjective well-being*, «Economic Modelling», 20, 2003.
- G. JOHNSTON, J. Percie-Smith, *In search of social capital*, «Policy and Politics», 31 (3), 2003, pp. 321-34.
- T. LEONARD, R.T.A. CROSON, A.C.M. DE OLIVEIRA, *Social capital and public goods*, «The Journal of Socio-Economics», 39, 2010, pp. 474-481.
- S. MESTROVIC, *Postemotional society*, London, Sage, 1997.
- V. PELLIGRA, *Rispondenza fiduciaria: principi e implicazioni per la progettazione istituzionale*, «Stato e mercato», 65, 2002.
- A. PINNOCK, *New Development: The infrastructural aspect of social capital. Suggestions for a bridge between concept and policy*, «Public Money & Management», November 2007, pp. 345-349.
- K. POLANYI, *La grande trasformazione*, Torino, Einaudi, 1974.
- G. POLLINI, *Capitale sociale e/o capitale comunitario: verso una definizione teoricamente fondata*, «Sociologia del lavoro», 102, 2006, pp. 65-77.
- A. PORTES, *Social capital: its origins and applications in modern sociology*, «Annual Review Sociology», 24, 1998, pp. 1-24.
- M. POWELL (a cura di), *Understanding the Mixed Economy of Welfare*, Bristol, Policy Press, 2007.
- R. PUTNAM, *Capitale sociale e individualismo*, Bologna, Il Mulino, 2004.
- S. RICHEY, *Manufacturing trust: community currencies and the creation of social capital*, «Political Behavior», 29, 2007, 69-88.
- F. SABATINI, *Capitale sociale, imprese sociali, spesa pubblica e benessere sociale in Italia*, MPRA, 2007, paper 2365.
- P.L. SACCO, S. ZAMAGNI (a cura di), *Complessità relazionale e comportamento economico*, Bologna, Il Mulino, 2002.

- A.K. SEN, *Lo sviluppo è libertà*, Milano, Mondadori, 2000.
- D.M. SHIN, *Economic policy and social policy: policy-linkages in an era of globalisation*, «International Journal of Social Welfare», 19, 2000.
- G.L.H. SVENDSEN, C.K. KJEDSEN, E. NOE, *How do private entrepreneurs transform local social capital into economic capital? Four case studies from rural Denmark*, «The Journal of Socio-Economics», 39, 2010, pp. 631-644.
- P. TAYLOR-GOOPY, *New risk, new welfare*, Oxford, Oxford University Press, 2004.
- C. TRIGIGLIA, *Social capital and local development*, «European Journal of Social Theory», 4, 4, 2001, pp. 427-442.
- W. VAN OORSCHOT, W. ARTS, *The social capital of European welfare states: the crowding out hypothesis revisited*, «Journal of European Social Policy» 15, 2005, pp. 5-26.
- S.E.L. WAKEFIELD, S.J. ELLIOTT, D.C. COLE, *Social capital, environmental health and collective action: a Hamilton, Ontario case study*, «The Canadian Geographer», 4, 2007, pp. 428-443.
- P.F. WHITELEY, *Economic growth and social capital*, «Political Studies», 48, 2000.

Abstract

Resources dedicated to social policy have been typically considered as a cost for the society. From this point of view, the extension of social security depends on the amount of public resources available. Decision makers have to choose between financing economic development and delivering social protection. The concept of capability, proposed by Senn, undermines this perspective. The concept of local development has to give more attention to wellbeing and less to GDP. Adopting this perspective, this research has analysed the contribution of social policies to local development. Adopting an abductive approach, the research provides some evidence about the effect of social policies on social capital, and about the development of conditions that foster the increase of local well being.

L'esclusione sociale in Italia: approcci alternativi per un'indagine regionale

Ludovico Carrino

1. Introduzione

Lo studio di misure multi-dimensionali di benessere segue dalla convinzione che porre l'attenzione sui soli indicatori monetari delle condizioni di vita non consenta di ottenere un quadro particolarmente attendibile ed organico sullo stato e sulle dinamiche del benessere di un territorio.¹

Rientrano in quest'ottica numerosi tentativi teorici ed empirici di costruire indicatori sintetici che vadano «oltre il PIL», sin dal celebre Indice di Sviluppo Umano delle Nazioni Unite (UNDP 1990), che ha contribuito ad aprire la strada verso l'allargamento delle prospettive dell'analisi. Di recente sono stati inaugurate iniziative come *GDP and beyond* della Commissione Europea (EUROPEAN COMMISSION 2009b), ed il *Better Life Initiative* dell'OCSE (OECD 2011). Nel panorama italiano è di recentissima pubblicazione il Rapporto sul Benessere Equo e Sostenibile pubblicato dall'Istituto Nazionale di Statistica e dal Consiglio Nazionale dell'Economia e del Lavoro (ISTAT-CNEL 2013), che però non prevede la creazione di un indicatore sintetico. Indagini sul concetto «allargato» di benessere in Italia vengono pubblicate annualmente da Il Sole 24 Ore (La Qualità della vita in Italia - indagine a livello provinciale), Italia Oggi (Rapporto sulla Qualità della vita nelle province italiane), e Sbilanciamoci! (Rapporto QUARS - Qualità Regionale dello Sviluppo).

Fatta salva la convinzione, piuttosto estesa, della necessità di allargare lo scopo delle analisi di benessere, occorre ammettere come la natura stessa di questo ambizioso approccio non veda altrettanta uniformità di vedute sia per ciò che riguarda le dimensioni da includere nell'analisi - quali sono le rappresentanti del benessere - che l'impianto teorico da adottare per ricavare una misura sintetica confrontabile nel tempo e

1. Cfr. STIGLITZ ET AL. 2009

nello spazio - ad esempio, l'importanza relativa delle singole componenti ed il loro grado di sostituibilità.²

In questo articolo ci soffermeremo su un fenomeno tipicamente multidimensionale come l'esclusione sociale, uno dei target più importanti delle politiche sociali dell'Unione Europea,³ e verificheremo quanto il panorama regionale italiano dal 2000 al 2011 sia rappresentabile, in modo robusto, da un indicatore sintetico e quanto le ambiguità insite nei processi di aggregazione influenzino i risultati ottenuti. Verificheremo in particolare il comportamento dell'indice al variare del grado di sostituibilità tra le sue componenti e dei metodi (esogeni oppure endogeni) di determinazione dei pesi relativi, e gli effetti della normalizzazione dei dati sui *trade-off* tra le dimensioni dell'indice, e quindi sulla loro importanza relativa.

Il presupposto fondante di un'analisi di questo genere risiede nella convinzione che sia effettivamente possibile e desiderabile condurre un'operazione di sintesi, riducendo numerosi indicatori in uno solo, senza tradire la natura multidimensionale stessa del fenomeno che si vuole studiare. Una misura aggregata serve certamente allo scopo di riassumere, monitorare e comunicare in modo relativamente immediato l'andamento di un fenomeno complesso, ed in questo senso si esprime anche la Commissione Europea (EUROPEAN COMMISSION 2002). È intuibile che presentare separatamente gli andamenti delle singole componenti possa fornire un quadro confuso e di difficile lettura, soprattutto quando il numero delle componenti sia elevato (ATKINSON ET AL. 2002).

D'altra parte, le numerose scelte di natura arbitraria coinvolte nelle operazioni di aggregazione possono condurre alla creazione di indicatori sintetici disegnati «ad arte» in modo da enfatizzare o attenuare i propri punti di forza o di debolezza, impedendo un confronto trasparente tra territori, o periodi, diversi. La forte eterogeneità che caratterizza le dimensioni di fenomeni come la qualità della vita o l'esclusione sociale potrebbe far ritenere a taluni che nessuna forma di aggregazione sia possibile a meno di imporre a priori delle forzature metodologiche che rendano inattendibili i risultati ottenuti.⁴

2. Per un dibattito teorico ed empirico su queste problematiche (nel contesto dell'Indice di Sviluppo Umano dell'ONU) si vedano KLUGMAN ET AL. 2011 e RAVALLION 2012.

3. I riferimenti bibliografici principali per la definizione e caratterizzazione del concetto di esclusione sociale si ritrovano in ATKINSON ET AL. 2002, ATKINSON ET AL. 2004, EUROPEAN COMMISSION 2009a, EUROPEAN COMMISSION 2010a, EUROPEAN COMMISSION 2010b.

4. Nel rapporto ISTAT-CNEL 2013, che affronta il tema della qualità di vita in un'ottica omnicomprensiva, il Comitato organizzatore segnala di «aver ritenuto inadatta una misura unica del benessere, la quale potrebbe fornire indicazioni fuorvianti o poco significative

È certamente possibile osservare ogni dimensione separatamente, ad esempio nel caso in cui si voglia tentare di valutare politiche con un target specifico e definito, ed ottenere ordinamenti parziali basati su analisi di dominanza. Ciò, tuttavia, comporta notevoli difficoltà nel caso in cui si vogliano effettuare paragoni completi tra territori. Ipotizzando di prendere in considerazione due sole dimensioni di benessere - longevità e povertà - per due paesi A e B, sulla base di quale fondamento teorico sarebbe possibile ottenere un ordinamento completo nel caso in cui il paese A abbia contemporaneamente sia una speranza di vita sia un livello di povertà maggiore del secondo? Effettuare un ordinamento parziale, considerando di volta in volta una sola componente, comporta la rinuncia ad adottare un punto di vista il più possibile inclusivo delle componenti del benessere.⁵ Anche restringendo l'analisi ad un unico paese su un intervallo di tempo non potremmo fornire una valutazione univoca delle dinamiche di benessere nel caso in cui, ad esempio, col passare degli anni una dimensione migliori e l'altra peggiori.

Ricercare una misura sintetica di un fenomeno multidimensionale prevede almeno tre passaggi distinti: il primo riguarda la definizione e la caratterizzazione del fenomeno di interesse e delle sue componenti; il secondo richiede di definire una tecnica con cui rendere comparabili dimensioni che per loro natura presentano unità di misura e gradi di variabilità territoriale diversi; il terzo riguarda la scelta del modello attraverso il quale aggregare le singole componenti in una misura sintetica.

Il primo punto verrà affrontato nel paragrafo 2, che descriverà brevemente il fenomeno dell'esclusione sociale e le sue componenti.

Scegliere le funzioni di normalizzazione e di aggregazione corrisponde ad assumere implicitamente specifiche ipotesi sulla natura stessa del fenomeno composito e sulle preferenze degli agenti economici (o istituzionali) nel territorio considerato. Per distinguere gli effetti di queste

dovendo aggregare domini estremamente articolati. Tuttavia comprendendo le difficoltà di interpretazione di un set di indicatori molto ampio, il Comitato di indirizzo, nella seconda edizione del Rapporto, si impegnerà a verificare la possibilità di operare aggregazioni settoriali quanto meno a livello di singolo dominio (salute, ambiente, ecc.)».

5. Per ciò che riguarda in particolare l'esclusione sociale, ISTAT 2010 segnala il rischio di «concentrare l'attenzione soltanto sul rischio di povertà monetaria, pur essendo questo uno dei sintomi più evidenti del fenomeno. L'esclusione sociale, infatti, non dovrebbe essere definita solo in termini elusivi: un basso livello di reddito è sicuramente un fattore di rischio, ma lo è soprattutto a causa delle conseguenze sulla qualità della vita delle persone (la difficoltà a soddisfare le necessità quotidiane, gli arretrati nei pagamenti, le rinunce, l'indebitamento o il disagio abitativo)». Si sottolinea l'importanza arrivare a una valutazione dei rischi di esclusione sociale attraverso una lettura attenta di una pluralità di indicatori, che includano sia le conseguenze della scarsità di risorse monetarie, sia altre deprivazioni materiali fisiche e relazionali.

scelte sui risultati ottenuti, divideremo l'analisi in due parti: le problematiche relative all'aggregazione verranno approfondite nei paragrafi 3 e 4, lasciando al paragrafo 5 quelle relative alla normalizzazione.

Soffermandosi sulla fase di aggregazione occorre chiedersi, ad esempio, se le singole componenti contribuiscano alla creazione dell'indicatore sintetico in modo indipendente l'una dall'altra, o se vi siano dei gradi di complementarità: in quale misura, ad esempio, è possibile ritenere che un miglioramento nelle condizioni di salute possa compensare un peggioramento delle performance nel mercato del lavoro (ad esempio un peggioramento del tasso di disoccupazione)?

Le modalità con cui definire i pesi relativi delle singole dimensioni sono molteplici (DECANCO, LUGO 2013 offrono una rassegna esaustiva). Una possibilità è quella di definirli a tavolino in modo arbitrario (ad esempio assegnando uguale peso a ciascuna dimensione), oppure cercando di catturare priorità di *policy*,⁶ o ancora sulla base di indagini volte a catturare le preferenze sociali (o le opinioni degli «esperti») in un determinato territorio.⁷ Un'ulteriore alternativa è quella di «lasciar parlare i dati» per ottenere i cosiddetti *data-driven-weights* attraverso metodi statistici o di programmazione lineare.

Occorre poi chiedersi se si debba utilizzare un unico set di pesi quando si confrontino territori diversi.⁸ Alcuni autori, infatti, hanno definito questo approccio come «paternalistico», dal momento che elimina apriori le diversità delle preferenze sociali derivanti dalla variabilità delle culture e dei contesti istituzionali.⁹

Quand'anche non sia possibile arrivare ad una risposta universale a queste domande, è importante portare in superficie le ipotesi implicite

6. Ad esempio, nel caso dell'esclusione sociale, assegnando i pesi relativi in base alla spesa dei programmi pubblici che intervengono sulle varie dimensioni del fenomeno (ad esempio i programmi di sostegno al reddito, gli investimenti in istruzione e in sanità)

7. CHOWDHURY, SQUIRE 2006 mostrano come, in seguito ad un'indagine su 200 ricercatori accademici con riferimento alle componenti dell'Indice di Sviluppo Umano, sia possibile giustificare la scelta di un set di pesi equi-distribuito.

8. LOVELL ET AL. 1995 ritengono auspicabile analizzare fenomeni complessi tramite un approccio che permetta di assegnare alle singole componenti un set di pesi specifico per ogni paese e periodo considerato. STIGLITZ ET AL. 2009 osservano: «quando un medesimo set di pesi è applicato ad un'intera società, si sta implicitamente annullando l'eterogeneità delle preferenze relative della popolazione su dimensioni del benessere quali ad esempio reddito, salute, istruzione, oppure sull'allocazione del tempo tra lavoro e tempo libero. Se, al contrario, si ammettessero pesi flessibili a livello territoriale questo renderebbe la loro determinazione ancora più delicata e la comparabilità dell'indice tra territori diversi sarebbe messa in discussione». Cfr. paragrafo 4.

9. CHERCHYE ET AL. 2007

tamente adottate durante le varie fasi dell'analisi e verificare quanto i risultati ottenuti siano sensibili ad un loro rilassamento.

A partire dalle problematiche cui si è fatto cenno, numerosi studiosi hanno prodotto indici sintetici relativi al benessere o alla protezione sociale (in senso più o meno lato), utilizzando metodologie diverse. DE-CANCO, LUGO 2013 offrono un'esauritiva rassegna dei casi più significativi. Oltre ai lavori citati in apertura menzioniamo OSBERG, SHARPE 2005, BECKER ET AL. 2005, BRANDOLINI 2008, ed alcuni lavori effettuati in contesti simili a quelli presentati in questo articolo: CHERCHYE ET AL. 2004 e LEFEBVRE ET AL. 2010 utilizzano entrambi un metodo di determinazione dei pesi «*data-driven*» (DEA: *Data Envelopment Analysis*) in un contesto internazionale per ottenere un indice di protezione sociale (definita come assenza di esclusione sociale), mentre MURIAS ET AL. 2012 presentano un'analisi di benessere per le regioni italiane e spagnole, a partire dalla stessa tecnica DEA.

Il modello di riferimento adottato in questo articolo (paragrafo 3) è una funzione di aggregazione ad elasticità di sostituzione costante (CES), che consente di specificare un parametro per la sostituibilità tra le dimensioni che compongono l'indicatore sintetico, ed un set di pesi da attribuire ad ognuna di esse. Variare il grado di sostituibilità significa assumere forme diverse per le curve di benessere sociale con cui si valuta il fenomeno dell'esclusione sociale.

È ben noto che, quando il parametro di sostituzione è pari ad 1, il modello assume la forma di una media aritmetica pesata che esclude qualunque interazione tra le componenti, che sono perciò trattate come indipendenti l'una dall'altra.¹⁰ Un'alternativa trattata in letteratura (GRABISCH 1996) prevede di sostituire, a partire dal modello lineare, il vettore dei pesi con un'insieme di misure non-additive (*capacity*) che attribuisca un peso relativo ad ogni possibile sottoinsieme delle dimensioni considerate invece di soffermarsi soltanto su ognuna di esse singolarmente. A partire dalla definizione della *capacity*, l'aggregazione delle dimensioni viene effettuata utilizzando un integrale di Choquet (CHOQUET 1953), che si riduce alla media aritmetica classica quando le dimensioni sono indipendenti.¹¹

La costruzione di un indice sintetico può essere compiuta anche attraverso tecniche non parametriche. Una delle più utilizzate¹² è la *Data*

10. È questa la tecnica utilizzata nella costruzione dell'Indice di Sviluppo Umano (UNDP 1990)

11. Per alcune recenti applicazioni di questo metodo cfr. CRUCIANI ET AL. 2012 e MEYER, PONTIÈRE 2011

12. Cfr. i già citati CHERCHYE ET AL. 2004, LEFEBVRE ET AL. 2010 e MURIAS ET AL. 2012

Envelopment Analysis (paragrafo 4), che restituisce per ogni unità territoriale (nel nostro caso: per ogni regione) una misura di performance che ne rappresenta la distanza da una frontiera di *best practices* definita dalle unità con le prestazioni migliori negli indicatori considerati. I pesi relativi utilizzati nel modello DEA hanno natura interamente endogena, essendo empiricamente ricavati dai dati a disposizione, e possono variare da regione a regione e di anno in anno. DEA opera attraverso un sistema di ottimizzazione lineare per determinare il set di pesi che consente a ciascuna regione di avvicinarsi il più possibile alla frontiera.

Un'analisi di questo tipo consente di neutralizzare una possibile obiezione riguardo l'arbitrarietà nell'assegnazione dei pesi. Come si è sottolineato in precedenza, un indicatore sintetico costruito con pesi «esogeni» definiti a tavolino si espone alla critica che siano proprio le arbitrarietà insite nella scelta dei pesi a penalizzare una certa regione o nazione, in quanto il set di pesi predeterminato non terrebbe conto di specificità culturali e di preferenze sociali specifiche a livello territoriale. Un'obiezione di questo genere risulta indebolita dall'adozione di un modello DEA, in cui l'indice è generato per ciascuna regione nella maniera più favorevole possibile.

Il prosieguo dell'articolo è organizzato come segue:

- il paragrafo 2 descriverà brevemente il fenomeno di interesse, l'esclusione sociale, e le sue componenti
- il paragrafo 3 introdurrà un indice definito *benchmark*, derivato da una versione semplificata della funzione di aggregazione di tipo CES (*constant elasticity of substitution*): una media aritmetica tra i 4 indicatori normalizzati. Verranno poi introdotti altri tre indici, corrispondenti a preferenze sociali diverse (rappresentate da valori di pari a 0, -1 e $-\infty$).
- nel paragrafo 4, sempre a partire dalla funzione valore *min-max*, presenteremo un indice alternativo ottenuto tramite l'approccio DEA (*Data Envelopment Analysis*).

Confrontare i risultati ottenuti dai modelli basati sulla funzione CES con quelli ricavati dell'approccio DEA aiuta a delineare un quadro della dinamica e della distribuzione del fenomeno dell'esclusione sociale in un'area geografica composita ed eterogenea come quella italiana, proprio grazie all'adozione di due metodologie molto diverse tra loro.

Nonostante la chiara differenza di approccio tra i due modelli di aggregazione, essi restituiranno risultati piuttosto simili, contribuendo a fornire un risultato relativamente robusto sulla condizione di esclusione sociale nel paese. Il fenomeno apparirà caratterizzato da forti ed evidenti variabilità geografiche, con l'area del Mezzogiorno particolarmente penalizzata. In particolare, ci troviamo di fronte a un quadro in cui le

regioni del Centro Nord «dominano» quelle del Sud in una misura tale che nessuna funzione valore e nessun set di pesi, comunque determinati, possano influenzare di molto lo scenario ottenuto. Allo stesso modo sarà evidente un fenomeno di generale miglioramento dal 2000 al 2007 ed una tendenza di convergenza che porta le aree meridionali ad avvicinarsi a quelle centro-settentrionali.

Il discorso cambia per gli anni successivi al 2007, periodo in cui la crisi economica ha influito negativamente su 2 indicatori di esclusione sociale (i rimanenti hanno mantenuto un trend positivo). In questo caso le criticità insite nelle procedure di aggregazione rendono il quadro instabile e sensibile alle ipotesi implicite nei diversi modelli: la scelta del parametro di sostituibilità, ad esempio, determina l'andamento positivo o negativo dell'indicatore sintetico a partire dal 2008 per molte regioni!

Per ciò che riguarda la fase della normalizzazione, nella prima parte (paragrafi 3 e 4) si utilizza la funzione *min-max*, frequentemente adottata in molte delle indagini citate in apertura.

Nella seconda parte (paragrafo 5) rivolgeremo l'attenzione alle conseguenze derivanti dalla normalizzazione. Approfondiremo le assunzioni implicitamente adottate con la trasformazione *min-max*, mostrando come essa imponga dei prezzi-ombra del tutto arbitrari (e dipendenti dalle caratteristiche dei dati a disposizione) tra le dimensioni dell'esclusione sociale. Mostreremo inoltre come adottare funzioni valore alternative non elimini queste difficoltà e provochi importanti modificazioni nelle dinamiche dell'indice di esclusione sociale di volta in volta ottenuto.

Un'ultima osservazione: quella che si sta compiendo si configura come un'analisi di risultato piuttosto che di processo. In altre parole, selezioniamo alcune misure che rappresentano singole dimensioni di benessere ed indagiamo sul come risalire da esse ad una misura aggregata. La differenza non è di poco conto, giacché un'analisi di risultato restituisce, come si evince dalla definizione stessa, una misura di *performance* regionale basata sugli *output* mentre un'analisi di processo richiede di definire una «tecnologia» con cui si genera o si contrasta l'esclusione sociale, tipicamente tramite programmi di *welfare* state pubblico, per poter poi ottenere una misura di efficienza dello Stato Sociale regionale (o nazionale).¹³

13. Sulla possibilità di ottenere misure aggregate di efficienza, tipicamente rivolte ai sistemi di *welfare* pubblici (nazionali o regionali), si confronti PESTIEAU 2009 e LEFEBVRE ET AL. 2010. Gli autori sottolineano come una valutazione di efficienza richiederebbe di isolare in modo netto le specifiche competenze dei sistemi di Stato Sociale nell'aggregare o prevenire il fenomeno dell'esclusione sociale, distinguendole dalle determinanti relative al ciclo economico piuttosto che ad altri programmi pubblici o privati esterni al *Welfare State*, o a determinanti di carattere sociale e culturale.

2. *L'esclusione sociale come oggetto d'indagine*

L'esclusione sociale¹⁴ è una delle cinque priorità selezionate dalla Commissione Europea all'interno della strategia EUROPA2020, approvata nel 2010 e volta a migliorare le condizioni di benessere socio-economico nell'Unione nell'arco dei 10 anni successivi.¹⁵ Già nel dicembre del 1992, la Commissione delle Comunità Europee ne tracciava una definizione (COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES 1992):

L'esclusione sociale è un processo dinamico, e di conseguenza particolarmente adatto a descrivere trasformazioni di tipo strutturale. A differenza del concetto di povertà, troppo spesso intesa come una sofferenza di tipo essenzialmente monetario, esso enfatizza la natura multidimensionale dei processi che tendono ad emarginare individui o gruppi di individui dal prendere parte alla vita sociale, dal godere di servizi che vengono garantiti ai più, o dei basilari diritti di integrazione sociale e di identità. Esclusione sociale non significa dunque soltanto avere un reddito medio insufficiente oppure essere privi di un'occupazione: si manifesta invece in numerosi altri campi, dalla condizione abitativa all'istruzione alla salute e alla capacità di accesso ai servizi essenziali [...]. L'esclusione sociale non riguarda soltanto individui che abbiano traversato particolari difficoltà nella loro vita, ma colpisce spesso gruppi sociali, in aree urbane o rurali, vittime di discriminazioni o emarginazioni o semplicemente dell'inaridimento delle forme tradizionali di relazioni sociali.

L'obiettivo è quello di catturare un fenomeno che ingloba molteplici fattori di rischio, che vanno oltre la povertà monetaria, che possono verificarsi e rafforzarsi a vicenda nella vita di un individuo o di un particolare gruppo sociale, sia esso distinto per etnia, età, genere o collocazione geografica.

È proprio l'esclusione sociale uno dei più importanti esempi di come l'Unione Europea, le cui politiche di coordinamento hanno per lunghi anni riguardato materie di politica economica e di aderenza alle norme di bilancio approvate a livello comunitario, abbia iniziato a monitorare sistematicamente (tramite l'introduzione del Metodo Aperto di Coordi-

14. Il concetto di esclusione sociale non va confuso con la variabile «a rischio di povertà o di esclusione sociale» presente nel database EUROSTAT e definita come segue: è a rischio di povertà o di esclusione sociale chiunque appartenga ad almeno una delle seguenti condizioni: (a) reddito familiare equivalente inferiore al 60% del reddito mediano dello stesso paese. (b) Vivere in famiglie con almeno 4 dei seguenti 9 sintomi di disagio: i) non poter sostenere spese impreviste, ii) non potersi permettere una settimana di ferie, iii) avere arretrati per il mutuo, l'affitto, le bollette o per altri debiti; iv) non potersi permettere un pasto adeguato ogni due giorni; v) non poter riscaldare adeguatamente l'abitazione e: non potersi permettere: vi) lavatrice vii) tv a colori viii) telefono ix) automobile. (c) Vivere in famiglie i cui componenti di età 18-59 lavorano meno di un quinto del loro tempo.

15. EUROPEAN COMMISSION 2010C

namento, *Open Method of Coordination*) questioni di politica sociale,¹⁶ sebbene a tutt'oggi la competenza legislativa in materia sia di piena responsabilità dei singoli Stati membri.

Il Consiglio Europeo di Laeken, nel 2001, ha definito un insieme di indicatori unanimemente condiviso che potesse rappresentare i numerosi volti e le possibili determinanti dell'esclusione sociale, fornendo dati attendibili e comparabili sulle condizioni economiche e sociali dei cittadini dell'Unione Europea.¹⁷

In particolare, sono state identificate quattro dimensioni basilari su cui monitorare il fenomeno: il livello e la distribuzione del reddito, la condizione del mercato del lavoro, l'istruzione e le condizioni di salute. L'elenco degli indicatori primari adottati a Laeken per ciascuna dimensione è riportato nella Tabella seguente (gli indicatori sottolineati sono quelli adottati in questo articolo):¹⁸

Tabella 1. Gli indicatori primari di Laeken

dimensione	indicatore
Reddito	<i>Povert� relativa</i> (trasferimenti inclusi)
	Persistenza della povert� relativa
	Magnitudine della povert� relativa
	Distribuzione del reddito (rapporto tra primo e ultimo quintile di reddito)
Lavoro	<i>Disoccupazione di lunga durata</i>
	Coesione regionale nell'occupazione
	Persone che vivono in famiglie senza lavoro
Istruzione	<i>Abbandono scolastico precoce</i>
Salute	<i>Aspettativa di vita alla nascita</i>
	Autovalutazione dello stato di salute

Svolgiamo soltanto un breve commento sull'approccio di Laeken, rimandando ad ATKINSON ET AL. 2004 per una giustificazione del paniere di indicatori ed ad ATKINSON ET AL. 2002 PER una trattazione esaustiva.¹⁹

16. Cfr. EUROPEAN COUNCIL 2000

17. EUROPEAN COUNCIL 2001

18. Accanto ai 10 indicatori primari sono stati definiti alcuni indicatori secondari, cos  suddivisi: reddito - dispersione attorno alla soglia di povert , tasso di povert  relativa corretto per l'inflazione, persistenza della povert  relativa (misura alternativa), tasso di povert  relativa (trasferimenti esclusi), coefficiente di Gini; lavoro - incidenza della disoccupazione di lunga durata sulla popolazione disoccupata, tasso di disoccupazione di lunghissima durata; istruzione - popolazione con basso titolo di studio.

19. Cfr. EUROPEAN COMMISSION 2009a, EUROPEAN COMMISSION 2010a ed EUROPEAN COMMISSION 2010b per ulteriori commenti e rapporti sull'esclusione sociale e gli indicatori di Laeken.

ATKINSON ET AL. 2004 sottolineano come, nonostante l'indicatore di povertà relativa sia una determinante del fenomeno oggetto di studio, un basso reddito non sia di per se stesso sufficiente a generare una condizione di esclusione sociale: la variabilità negli stili di vita assieme alla potenziale presenza di risorse provenienti da fonti secondarie, come ad esempio il risparmio o le forme di assistenza familiare, o da parte di una stretta cerchia di amicizie e conoscenze possono mutare il quadro generale di benessere dell'individuo o della famiglia in questione.²⁰

Il tasso di disoccupazione di lungo periodo è uno degli indicatori comunemente adottati per monitorare condizioni di strutturale difficoltà nel mercato del lavoro. Come sottolineato più volte nei documenti ufficiali (per un contributo recente si veda il rapporto EUROPEAN COMMISSION 2010a, p. 64), la persistenza dello stato di disoccupazione causa un radicamento della condizione di emarginazione, sia a causa dell'impossibilità materiale di acquistare beni, servizi o mantenere un'abitazione, che del deterioramento delle relazioni sociali ad ogni livello e dei pregiudizi che talvolta si riscontrano nei datori di lavoro che abbiano a che fare con disoccupati di lungo termine. Tutto ciò porta ad un ulteriore indebolimento della fiducia in se stessi e rafforza il circolo vizioso verso l'esclusione sociale.

La terza con-causa dell'esclusione sociale è lo scarso livello di capitale umano: l'istruzione è il processo con cui un individuo acquisisce conoscenza, capacità, basi fondamentali per lo sviluppo delle relazioni sociali, per entrare nel mercato del lavoro e per ottenerne un ritorno soddisfacente in termini di reddito futuro. Prima ancora di valutare il grado qualitativo di preparazione fornito dal sistema scolastico ed universitario di un paese è importante verificare la misura in cui sia garantita l'opportunità di ottenere un titolo di studio sufficientemente alto.

Fenomeni di esclusione possono certamente dipendere da precarie condizioni di salute,²¹ sotto forma di difficoltà fisica o mentale, che possono precludere o limitare la piena partecipazione alla vita sociale. Anche una condizione di sofferenza dovuta ad altri fattori, come per esempio l'essere disoccupati, può col tempo generare od aggravare lo stato di

20. La disponibilità di queste risorse può venir messa a dura prova la seconda della persistenza del tempo della condizione di scarso reddito. Non solo: ATKINSON ET AL. 2004 sottolineano come le stesse procedure statistiche di misurazione del reddito possano fornire un quadro distorto, a causa di omissioni frequenti come quella relativa al beneficio di avere una casa di proprietà, svolgere un lavoro nell'economia sommersa, ricevere sussidi dal datore di lavoro o servizi assistenziali delle strutture pubbliche. Su queste mancanze e sulle strategie da adottare per integrarle nei computi del reddito individuale si veda STIGLITZ ET AL. 2009.

21. Si veda ad esempio STIGLITZ ET AL. 2009, p.156.

salute. La capacità, da parte della comunità in cui si vive, di offrire sostegno, assistenza e cure a coloro i quali soffrano di malattie di ogni genere, siano esse contratte alla nascita piuttosto che durante la vita lavorativa o nella vecchiaia, costituisce un fattore fondamentale della qualità di vita individuale. Come sottolineato da ATKINSON ET AL. 2004, individuare indicatori di salute che catturino efficacemente il rischio di esclusione sociale (alternative alla speranza di vita alla nascita sono la «speranza di vita in buona salute» o la «speranza di vita a 65 anni») è particolarmente delicato.²²

Per ciò che riguarda la dimensione territoriale sub-nazionale italiana (regioni amministrative) oggetto di questa analisi, la disponibilità dei dieci indicatori primari di Laeken è limitata, ma è stato comunque possibile recuperare informazioni per quattro di essi, uno per ciascuna macro-area, per il periodo 2000-2011. Gli indicatori disponibili sono il tasso di povertà relativa per l'area «reddito», il tasso di disoccupazione di lungo periodo per l'area «mercato del lavoro», il tasso di abbandono scolastico precoce per l'area «istruzione» e l'aspettativa di vita alla nascita per l'area «salute».

Tre di queste 4 variabili (disoccupazione, abbandono scolastico e aspettativa di vita) sono state raccolte da fonti EUROSTAT.²³ La misura di povertà relativa proviene invece da fonti ISTAT, ed è calcolata in base alla definizione dell'Istituto Italiano di Statistica e non in base alla definizione EUROSTAT. La ragione di questa scelta risiede nella mancanza della variabile di povertà relativa EUROSTAT a livello regionale per gli anni precedenti al 2004.

Di seguito riportiamo la definizione dei 4 indicatori:

- tasso di povertà relativa (fonte e definizione ISTAT): percentuale di famiglie con una spesa per consumi pari o inferiore alla linea di povertà relativa, calcolata dall'ISTAT sui dati dell'indagine sui consumi delle famiglie (vedi nota 26);
- disoccupazione di lungo periodo (fonte e definizione EUROSTAT):

22. La scelta effettuata nel 2001 a Laeken è stata parzialmente modificata negli anni successivi: la misura di autovalutazione è ora riferita non al proprio stato di salute bensì al grado di godimento dei servizi sanitari nazionali, con l'obiettivo di individuare quei casi in cui ristrettezza economica piuttosto che tempi di attesa abnormi o distanze troppo elevate dal centro sanitario più vicino restringano le opportunità di ricevere assistenza medica. Un terzo indicatore è stato inoltre introdotto, per quantificare il grado effettivo di utilizzo del servizio sanitario, in termini di numero di visite generiche o specialistiche durante gli ultimi 12 mesi.

23. A partire dal 2001, in seguito all'adozione del Metodo Aperto di Coordinamento Europeo (Open Method of Coordination) è iniziata la transizione tra la metodologia di raccolta dati ECHP all'EU-SILC. Per un dettaglio tecnico sugli indicatori di Laeken cfr. EUROSTAT 2005.

- percentuale di popolazione attiva senza lavoro da almeno 12 mesi;
- abbandono scolastico precoce (fonte e definizione EUROSTAT): percentuale di popolazione di età compresa tra 18 e 24 anni con al più il diploma di scuola media inferiore e che non sia stata coinvolta in alcun programma di istruzione o formazione professionale nelle 4 settimane precedenti l'indagine (Labour Force Survey);
- aspettativa di vita alla nascita (fonte e definizione EUROSTAT): il numero medio di anni che un neonato può aspettarsi di vivere nell'ipotesi in cui, nel corso della sua futura esistenza, sperimenti i rischi di morte che si sono rilevati nell'anno di riferimento.

Analizziamo brevemente queste 4 variabili considerando 4 macro aree geografiche: Nord-Ovest, Nord-Est, Centro e Sud (e Isole).²⁴ Le Tabelle complete sono riportate, assieme agli indici di correlazione per il periodo 2000-2011, nell'Appendice A.

La speranza di vita media è piuttosto uniforme tra il Centro e le regioni settentrionali, mentre il Sud è penalizzato da una regione (Campania) che presenta valori sistematicamente peggiori rispetto ai territori confinanti. La variabilità rispetto alla media è bassa, ma non si riduce nel corso degli anni. Nel 2011 le Marche presentavano la longevità più alta (84 anni), la Campania la più bassa (80,9).

Per ciò che riguarda l'abbandono scolastico, esso è in generale e continua diminuzione dal 2000 al 2011. Le performance migliori si concentrano nelle regioni centrali e nel Nord-Est più che al Nord-Ovest ed al Sud, ma il quadro è eterogeneo: nel 2011, ad esempio, 10 regioni erano già al di sotto del target fissato dal programma EUROPA2020 per l'Italia (15,5%), e precisamente Umbria, Abruzzo, Marche, Molise, Trentino Alto Adige, Friuli Venezia-Giulia, Emilia Romagna, Basilicata, Liguria e Lazio. L'indicatore non è immune da svariati problemi di misura e di interpretazione.²⁵

La disoccupazione di lungo periodo si mantiene piuttosto bassa al Nord, per poi crescere nel Centro e soprattutto al Sud. Vi è una ge-

24. Nord-ovest: Piemonte, Valle d'Aosta, Lombardia, Liguria; Nord-est: Trentino Alto Adige, Veneto, Friuli Venezia Giulia, Emilia Romagna; Centro: Toscana, Umbria, Marche, Lazio; Sud e Isole: Abruzzo, Molise Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna.

25. Uno studio approfondito su metodi e contraddizioni dell'indicatore è KRITIKOS, CHING (2005). L'indicatore ha natura cumulativa e non fornisce per ogni anno la quota «marginale» di abbandoni, così come non è riportata l'età in cui l'abbandono è avvenuto, a differenza di ciò che avviene con la variabile «school dropouts» raccolta negli Stati Uniti. Inoltre, un intervistato che nel questionario sulle forze di lavoro non risponda alla domanda sul titolo di studio e sulla frequentazione di programmi scolastici o di formazione professionale viene automaticamente classificato come «school leaver». Ad esempio un laureato (triennale) di 22 anni che non risponda alla domanda sul suo stato attuale.

nerale diminuzione delle percentuali tra il 2000 e il 2007, seguito da nuovi incrementi a partire dal 2008. La disoccupazione nel 2011 è più alta rispetto ai livelli dei primi anni Duemila per tutte le regioni del Centro Nord.

La percentuale di famiglie che vivono in condizioni di povertà relativa²⁶ è decisamente più alta al Sud rispetto al Centro Nord. Vi è un generale miglioramento degli indicatori tra il 2000 e il 2007, ma l'effetto della crisi economica non si evidenzia con particolare chiarezza nel periodo 2008-2011: vi è un peggioramento rispetto al 2007 ma il quadro appare piuttosto stabile.²⁷

3. *Indice CES di inclusione sociale*

Nel paragrafo 2 abbiamo definito il fenomeno oggetto di analisi, l'esclusione sociale, ed individuato quattro indicatori fondamentali che lo rappresentino: speranza di vita, povertà relativa, disoccupazione di lungo periodo ed abbandono scolastico precoce.

A partire da queste quattro componenti intendiamo ricavare un indice sintetico che rappresenti il fenomeno a livello regionale italiano in un intervallo di tempo di 12 anni, dal 2000 al 2011, trasformando le «performance» ottenute in ciascuna dimensione in un numero reale che permetta di ottenere una classificazione completa, ordinale e cardinale, delle regioni.

Per comodità costruiamo l'indice in modo che esso assuma valori elevati in corrispondenza a condizioni socioeconomiche relativamente buone, cioè quando l'esclusione sociale sia relativamente bassa. L'implicazione è puramente semantica: l'indice sintetico misurerà il grado di inclusione sociale (IS), definita come assenza di esclusione sociale.

26. Riportiamo da ISTAT (2012): «una famiglia viene definita povera in termini relativi se la sua spesa per consumi è pari o al di sotto della linea di povertà relativa, che viene calcolata sui dati dell'indagine sui consumi delle famiglie. Per una famiglia di due componenti è pari alla spesa media mensile per persona e, nel 2011, è risultata di 1.011,03 euro mensili». La soglia critica per famiglie di ampiezza maggiore si ricava invece moltiplicando la soglia di riferimento (famiglia di 2 componenti) per una scala di equivalenza (basata sulla scala Carbonaro).

27. La scarsa variabilità dell'indice è da tempo fonte di discussione tra gli studiosi italiani, tra chi difende la costruzione e la consistenza dell'indicatore e chi teme che esso non abbia un'efficacia informativa adeguata, essendo la stessa soglia di povertà relativa molto mobile nel corso degli anni. TANGORRA 2012 illustra: «Supponiamo, come caso di scuola, che i redditi di tutti si dimezzino; gli indicatori di povertà relativa, pur in presenza di un impoverimento così massiccio, non mostrerebbero alcuna variazione, proprio perché si tratta di un impoverimento generalizzato. Anzi, laddove esistono garanzie di reddito minimo fornite dai sistemi di welfare [...] potrebbe osservarsi, paradossalmente, una riduzione del numero dei poveri»

Affrontiamo in sintesi il problema della costruzione dell'indice da un punto di vista generale:²⁸ consideriamo m indicatori fondamentali di inclusione sociale e definiamo $x^i = (x_1^i, \dots, x_j^i, \dots, x_m^i)$ il vettore dei valori raccolti per ciascun indicatore nella regione i , dove x_j^i rappresenta il valore riportato dalla regione i nell'indicatore j ; ipotizzando che il numero di regioni nel paese sia n , la distribuzione del benessere all'interno del paese è rappresentata dalla matrice $X = (x^1, \dots, x^n)$.

Per costruire un indice sintetico regionale di inclusione sociale $IS^i(x)$ adottiamo la seguente forma funzionale (rimuovendo per comodità l'indice regionale i)²⁹

$$[1] \quad IS(x) = \begin{cases} \left[w_1 v_1(x_1)^\beta + \dots + w_m v_m(x_m)^\beta \right]^{1/\beta} & \text{se } \beta \neq 0 \\ v_1(x_1)^{w_1} * \dots * v_m(x_m)^{w_m} & \text{se } \beta = 0 \end{cases}$$

Si tratta di una funzione di aggregazione di tipo CES (Constant Elasticity of Substitution), una media pesata di ordine β , i cui argomenti $v_j(x_j)$ sono trasformazioni delle j -esime variabili originarie, effettuate attraverso la funzione $v(\cdot)$.

La funzione è omogenea di primo grado e non decrescente nei suoi argomenti v_j , ed è concava per $\beta < 1$.

Il parametro β determina l'elasticità di sostituzione $\sigma_{j,k}$ tra qualunque coppia di variabili trasformate v_j, v_k , definita come $\sigma_{j,k} = 1/(1 - \beta)$. Più piccolo è il valore di β , minore è il grado di sostituibilità ammessa tra le dimensioni trasformate dell'indice IS, maggiore è la quantità cui si deve rinunciare in una dimensione per ottenere un incremento di un'unità in un secondo indicatore mantenendo invariato il livello di inclusione sociale generale.³⁰

28. Per una trattazione dedicata cfr. NARDO ET AL. 2008, DECANCO, LUGO 2008, DECANCO, LUGO 2013, KLUGMAN ET AL. 2011

29. Per una caratterizzazione completa della funzione CES (media pesata di ordine β) si veda BLACKORBY DONALDSON 1982, per il suo utilizzo nelle analisi multidimensionali si vedano MAASOUMI 1986 e BOURGUIGNON 1999.

30. Assumere che il grado di sostituzione sia comune a qualunque coppia di indicatori è un'ipotesi arbitraria ma frequente nelle analisi che utilizzano la tecnologia CES. Un'alternativa, non perseguibile nel nostro caso, prevede di costruire una funzione CES nidificata, in cui ogni argomento è a sua volta frutto di un'aggregazione CES, con un diverso parametro di sostituibilità. BOURGUIGNON, CHAKRAVARTY (2003) seguono un'altra strada rendendo β funzione dei valori assunti degli indicatori.

Quando $\beta=1$ la funzione esplicitata in (1) si riduce alla media pesata

$$[2] \quad IS_1 = IS(x | \beta = 1) = w_1 v_1(x_1) + \dots + w_m v_m(x_m)$$

le cui curve di indifferenza tra i $v(x)$ sono lineari, con saggio marginale di sostituzione costante ed elasticità di sostituzione infinita tra le componenti (trasformate) del benessere.

Minore è β , maggiore è l'incentivo ad avere performance relativamente simili tra le dimensioni, maggiore è la penalità che si sconta per performance particolarmente cattive.

Per $\beta = 0$ si ottiene la media geometrica pesata

$$[3] \quad IS_0 = IS(x | \beta = 0) = v_1(x_1)^{w_1} * \dots * v_m(x_m)^{w_m}$$

le cui curve di indifferenza sono convesse, con saggio marginale di sostituzione variabile, ed elasticità di sostituzione unitaria.

Per si ottiene una funzione di aggregazione à la Leontief: l'indicatore aggregato si identifica interamente nel risultato peggiore raggiunto tra gli m indicatori:

$$[4] \quad IS_{-\infty} = IS(x | \beta = -\infty) = \min [v_1(x_1), \dots, v_m(x_m)]$$

In questo caso nessuna sostituzione è possibile tra le dimensioni e l'elasticità è pari a 0.

I coefficienti $w_1, \dots, w_j, \dots, w_m$, tali che $w_j \geq 0 \forall j$ e

$$\sum_{j=1}^m w_j = 1$$

rappresentano il peso relativo assegnato ad ogni variabile normalizzata v_j . Fissato un set di pesi $w = (w_1, \dots, w_j, \dots, w_m)$, un incremento di w_j comporta un incremento dell'indice $IS(x)$ se $v_j(x_j)$ è maggiore di $IS(x)$, cioè se la performance normalizzata della dimensione j è migliore della performance aggregata delle m dimensioni. In altre parole, aumentare il peso di un indicatore in cui la performance è relativamente buona porterà sempre ad un incremento dell'indice composito.

La funzione di trasformazione v assicura la «comparabilità» tra gli argomenti della funzione $IS(x)$ e la «monotonicità» del loro contributo all'indicatore sintetico, e verrà approfondita nel paragrafo successivo (3.2) e nel paragrafo 5.

Non è accurato definire w_j come l'importanza relativa assegnata alla dimensione j . Si osservi qual è la variazione dell'indice $IS(x)$ al variare della componente x_j (vedi Appendice B).

$$[5] \quad \frac{\partial IS(x)}{\partial x_j} = w_j v'_j(x_j) \left(\frac{IS(x)}{v_j(x_j)} \right)^{1-\beta}$$

La derivata dipende da tre elementi: il coefficiente w_j , la derivata della funzione valore v_j utilizzata per trasformare la j -esima dimensione, ed il coefficiente di sostituzione β . Più la funzione valore è «ripida», maggiore sarà l'effetto di variazioni in x_j sull'indice sintetico (vedi paragrafo 5). La terza componente, in particolare, lega il valore della derivata alla performance relativa della componente j . Minore è $v_j(x_j)$, maggiore è il beneficio ottenuto da un miglioramento in x_j . Al ridursi del coefficiente β , inoltre, il grado di sostituibilità tra le dimensioni si riduce e maggiore importanza viene attribuita agli incrementi negli indicatori con performance relativamente scarsa.

Soltanto nel caso particolare in cui la funzione di aggregazione sia lineare ($\beta = 1$) e la funzione valore corrisponda alla funzione identica $v_j(x_j) = x_j$, l'incremento unitario in x_j dipenderà unicamente dal valore di w_j .

Lo stesso discorso vale per il concetto di saggio marginale di sostituzione (SMS), che corrisponde all'inclinazione delle curve di indifferenza: per due dimensioni i e j il $SMS_{i,j} = -dx_j/dx_i$ corrisponde all'ammontare di j cui si è disposti a rinunciare per guadagnare un'unità di i , a parità di livello di inclusione sociale $IS(x)$.

Utilizzando la (5) otteniamo:

$$[6] \quad SMS_{i,j} = -\frac{dx_j}{dx_i} = \frac{\frac{\partial IS(x)}{\partial x_i}}{\frac{\partial IS(x)}{\partial x_j}} = -\frac{w_i v'_i(x_i) \left(\frac{IS(x)}{v_i(x_i)} \right)^{1-\beta}}{w_j v'_j(x_j) \left(\frac{IS(x)}{v_j(x_j)} \right)^{1-\beta}} = -\frac{w_i v'_i(x_i) \left(\frac{v_j(x_j)}{v_i(x_i)} \right)^{1-\beta}}$$

Il *trade-off* non corrisponde al rapporto w_i/w_j , se non nel caso particolare di aggregazione lineare ($\beta=1$) con medesima funzione di trasformazione per entrambe le dimensioni $v'_i = v'_j$.

Nel paragrafo 5 verranno approfonditi questi argomenti.

3.1. Funzione valore min-max con riferimenti europei

È immediato verificare come, in assenza della trasformazione $v(\cdot)$, i 4 indicatori considerati in questa analisi (longevità, povertà relativa, abbandono scolastico, disoccupazione di lunga durata) non soddisfino le proprietà di «comparabilità» e «monotonicità».

Per la «comparabilità»: gli indicatori fondamentali evidenziano fenomeni socioeconomici diversi e presentano unità di misura non omogenee. La semplice lettura dei valori assoluti non è in grado di fornire informazioni sulla misura in cui attributi diversi siano soddisfatti all'interno di una regione. Un incremento di longevità da 79 ad 80 anni è certamente desiderabile, così come una riduzione della disoccupazione dal 6% al 5%; non siamo in grado tuttavia di stabilire se essi rappresentino lo stesso incremento di benessere. In altre parole, non siamo in grado di stabilire quanto valga, in termini di anni di vita, una diminuzione della disoccupazione di un punto percentuale. La funzione valore, normalizzando i dati, determinerà un *trade-off* implicito tra tutti gli indicatori (vedi paragrafo 5). Applicando la funzione di trasformazione v a due indicatori x_j e x_m ricaviamo gli indicatori normalizzati $v_j(x_j)$ e $v_m(x_m)$. Quando si verifica $v_j(x_j) = v_m(x_m)$, gli attributi j e m sono soddisfatti in egual misura.

Per la «monotonicità»: l'effetto di un incremento (o decremento) nei quattro indicatori non è omogeneo: vi sono tre variabili negativamente correlate con l'inclusione sociale (disoccupazione povertà e abbandono scolastico) per le quali un incremento numerico rappresenta un 'peggioramento' del benessere, ed una - longevità - per la quale è vero l'opposto.

Applicando la funzione valore $v(\cdot)$ ad un indicatore x_j per due regioni a e b otterremo:

$$x_j^a \geq x_j^b \Rightarrow v_j(x_j^a) \geq v_j(x_j^b)$$

se x_j è positivamente correlato al benessere, e

$$x_j^a \geq x_j^b \Rightarrow v_j(x_j^a) \leq v_j(x_j^b)$$

se x_j è negativamente correlato al benessere.

Nella prima parte dell'articolo (paragrafi 3 e 4) concentriamo l'attenzione sulle fasi di aggregazione e di identificazione dei pesi relativi delle componenti dell'indicatore sintetico. Per questo motivo selezioniamo ora una funzione valore che manterremo invariata fino al paragrafo 5.

Normalizziamo i dati attraverso una trasformazione lineare, spesso presentata con il nome *min-max*,³¹ definita come segue per un generico indicatore $x^{i,t}$ misurato in una regione i al tempo t (il vettore x^t rappresenta i valori dell'indicatore x osservati in tutte le regioni al tempo t):

$$[7] \quad v_{\min-max}^{i,t}(x^{i,t}) = 100 * \frac{x^{i,t} - \min_{t \in T} \min_i(x^t)}{\max_{t \in T} \max_i(x^t) - \min_{t \in T} \min_i(x^t)}$$

se x è positivamente correlato al benessere, e

$$[8] \quad v_{\min-max}^{i,t}(x^{i,t}) = 100 * \frac{\max_{t \in T} \max_i(x^t) - x^{i,t}}{\max_{t \in T} \max_i(x^t) - \min_{t \in T} \min_i(x^t)}$$

se x è negativamente correlato al benessere.

I riferimenti $\max_{t \in T} \max_i(x^t)$ rappresentano rispettivamente il massimo e il minimo valore osservato tra tutte le regioni e tutti gli anni considerati nell'analisi.

Le variabili trasformate $v_j(x_j)$ assumono valori compresi nell'intervallo $[0,100]$, dove l'estremo superiore è assegnato alla regione che presenta la performance migliore nell'intero periodo considerato, mentre alla regione che ottiene il risultato peggiore è attribuito il valore zero.³²

Come è evidente, i riferimenti *min* e *max* costituiscono la parte fondamentale di questa procedura di normalizzazione, avendo natura di benchmark su cui confrontare i singoli valori regionali. Nell'ottica di selezionare questi riferimenti nella maniera più oggettiva possibile, abbiamo scelto di individuare i *min* e *max* allargando la prospettiva al livello regionale amministrativo europeo per le variabili speranza di vita alla nascita, abbandono scolastico precoce, disoccupazione di lunga durata.³³ In particolare abbiamo raccolto i dati per 137 regioni ammi-

31. NARDO ET AL. 2008

32. Come dettagliatamente illustrato in TERZI, MORONI (2004), le trasformate (7) e (8) «appartengono alla medesima famiglia $v^i(z) = \frac{z - \min_i(z)}{\max_i(z) - \min_i(z)}$ quindi, oltre ad avere lo stesso range, hanno anche gli stessi momenti. [...] Non ci sarà asimmetria nell'effetto di outliers positivi e outliers negativi».

33. La scelta di allargare la prospettiva a livello europeo per la selezione dei benchmark non influenza in alcun modo i risultati ottenuti. Permette, al contrario, di rendere la normalizzazione meno dipendente dai dati italiani, confrontando le performance delle regioni italiane con i risultati effettivamente ottenuti a livello europeo da unità territoriali comparabili per definizione amministrativa.

nistrative europee dal 2000 al 2011.³⁴ La variabile «povertà relativa» è l'unica su cui i riferimenti sono soltanto italiani, essendo calcolata a partire dalla definizione ISTAT e non da quella EUROSTAT (la cui rilevazione è disponibile a livello regionale soltanto a partire dal 2004).

Di seguito elenchiamo i valori minimi e massimi utilizzati nella procedura di normalizzazione:

Tabella 2. Minimi e massimi osservati per i 4 indicatori a livello regionale europeo

	minimo osservato	massimo osservato
Speranza di vita	76,5 anni (Wallonia 2000, Belgio)	84 anni (Marche 2011, Italia; Comunidad de Madrid 2011, Spagna)
Abbandono scolastico	4,3% (Thüringen 2004, Germania)	42,8% (Reg. de Murcia 2004, Spagna)
Disoccupazione di lunga durata	0,36% (Midtjylland 2008, Danimarca)	15,05% (Sicilia 2000, Italia)
Povertà relativa	2,5% (Emilia Romagna 2005, Italia)	33,13% (Calabria 2000, Italia)

Le variabili trasformate sono disponibili (solo per alcuni anni per motivi di spazio) nell'Appendice C.

3.2. Aggregazione lineare con pesi equi-distribuiti (modello benchmark)

Come illustrato all'inizio di questo paragrafo, un indicatore sintetico di inclusione sociale costruito partendo dalla forma CES (1) è caratterizzato da tre componenti fondamentali – la funzione valore v , il set di coefficienti $w = (w_1, \dots, w_j, \dots, w_m)$, ed il parametro β . Operare una scelta su ognuna di esse comporta l'adozione di giudizi di valore – il grado di sostituibilità tra le componenti espresso da β e la definizione delle importanze relative espresse congiuntamente dalla scelta di v e di w – la cui fonte può essere

34. Per gli indicatori Speranza di vita alla nascita, Abbandono scolastico precoce e Disoccupazione di lunga durata abbiamo raccolto dal database EUROSTAT i dati dal 2000 al 2011 per 137 regioni amministrative in 11 nazioni europee (fanno eccezione Regno Unito e Svezia per le quali sono stati individuati i dati soltanto per regioni «statistiche» che non corrispondono alle effettive divisioni amministrative): i 9 Bundesländer dell'Austria, le 3 regioni del Belgio, le 5 regioni della Danimarca, le 22 regioni della Francia, le 13 regioni della Grecia, i 16 Länder della Germania, le 20 regioni italiane, le 12 Province dei Paesi Bassi, le 17 Comunità Autonome spagnole, le 8 regioni statistiche della Svezia, le 12 regioni statistiche del Regno Unito.

ricercata a livello teorico piuttosto che empirico, ad esempio attraverso una serie di esperimenti che puntino a catturare un set di preferenze sociali o di *policy* (i «pesi degli esperti» o «pesi istituzionali»)³⁵ rispetto al fenomeno di «esclusione sociale». Qualunque scelta avrà necessariamente carattere arbitrario e, probabilmente, il modo migliore per calmierare questa arbitrarietà è di illustrare quali siano le conseguenze di tali scelte sui risultati ottenuti. Riconoscere come non ci siano assunzioni «neutre» su cui costruire un indicatore sintetico è uno degli scopi di questo articolo.

In questo paragrafo illustriamo un indice di Inclusione Sociale (IS), che definiamo *benchmark*, costruito seguendo una delle strade più semplici possibili.³⁶

Iniziamo con il fissare $\beta=1$. Assumiamo cioè che vi sia perfetta sostituibilità tra qualunque coppia di dimensioni (longevità, abbandono scolastico, disoccupazione di lunga durata, povertà relativa) nel generare il fenomeno di esclusione sociale.

Per ciò che riguarda il peso relativo delle m dimensioni x_j , è stato più volte sottolineato come esso dipenda congiuntamente, una volta fissato β , dalla funzione valore e dal set di pesi w .

La nostra scelta è quella di generare un set di pesi w equi-distribuito tra le m componenti. Ricordando che $w_j \geq 0 \forall j$ e

$$\sum_{j=1}^m w_j = 1$$

definiamo $w_j = 1/m \forall i$. Nel nostro caso $m = 4 \implies w_j = w = 0,25$.

La funzione valore $v_{\min\max}$ (7) e (8) trasforma ogni indicatore elementare in un valore compreso nell'intervallo $[0,100]$. L'approfondimento sulla natura di $v_{\min\max}$ e di alcune sue alternative è rimandato al paragrafo 5.

Il modello *benchmark*, a partire dalla (2), è il seguente, per una generica regione i ad un tempo t :

$$[9] \quad IS_i^t(x) = 0,25 * v_{\min\max}(x_1^t) + \dots + 0,25 * v_{\min\max}(x_4^t)$$

Per costruzione avremo, per ogni regione i al tempo t , $IS_i^{t}(x) \in [0,100]$, ed in particolare una regione otterrà un punteggio di 0 nel caso in cui

35. Una rassegna di analisi condotte con valutazioni di esperti è proposta in DECANCO, LUGO 2013.

36. Il metodo è quello adottato per la costruzione dell'Indice di Sviluppo Umano. Cfr. KLUGMAN ET AL. 2011 e UNDP 1990.

tutte le quattro componenti normalizzate $\nu_1^{i,t}(x_1^{i,t}), \dots, \nu_4^{i,t}(x_4^{i,t})$ assumano valore 0 (sarà cioè una regione con le performance peggiori d'Europa in ogni dimensione), ed un punteggio di 100 quando esse assumano tutte valore 100 (cioè una regione con le performance migliori d'Europa).³⁷

Nella Tabella che segue riportiamo i risultati ottenuti per le 20 regioni italiane. Per brevità selezioniamo 3 anni tra i 12 su cui è stato calcolato l'indice:³⁸ il 2000, primo anno per cui sono disponibili i dati, il 2007, ultimo anno prima che il PIL pro-capite iniziasse a recedere, ed il 2011 che conclude la serie storica. Le regioni sono ordinate secondo i valori ottenuti nell'indice di Inclusione Sociale per l'anno 2011. Le ultime due colonne presentano i punteggi ottenuti nel 2007 e nel 2000, con in parentesi il ranking relativo ai rispettivi anni. Nelle ultime due righe sono riportati la media nazionale e il coefficiente di variazione dell'indicatore (rapporto tra deviazione standard e media nazionale), entrambi pesati per il numero di abitanti.

37. I casi estremi $IS(x) = 0$ e $IS(x) = 100$ non sono raggiunti dalle regioni italiane, dati i *minimi* e i *massimi* selezionati come riferimenti per la funzione valore, nel paragrafo 3.1. Quattro di essi su otto appartengono infatti a regioni europee non italiane.

38. I risultati completi sono disponibile nell'Appendice D.

Tabella 3. Ordinamento regioni (modello *benchmark*, normalizzazione $v_{min-max}$)

	anno 2011	anno 2007	anno 2000
1. Trentino A.Adige	88,9 (1)	84,5 (2)	76,3 (1)
2. Marche	87,8 (2)	83,7 (3)	74,4 (3)
3. Emilia-Romagna	85,8 (3)	81,9 (7)	76,2 (2)
4. Veneto	84,7 (4)	86,2 (1)	72,8 (4)
5. Umbria	83,9 (5)	82,6 (5)	69,9 (7)
6. Lombardia	83,3 (6)	80,9 (8)	71,0 (6)
7. Friuli - V. Giulia	82,8 (7)	83,5 (4)	71,9 (5)
8. Toscana	82,0 (8)	82,3 (6)	66,7 (9)
9. Liguria	81,7 (9)	77,0 (11)	65,2 (11)
10. Piemonte	79,2 (10)	77,7 (10)	65,2 (10)
11. Valle d'Aosta	78,3 (11)	71,2 (13)	66,9 (8)
12. Lazio	76,6 (12)	78,7 (9)	60,3 (12)
13. Abruzzo	74,5 (13)	73,2 (12)	60,2 (13)
14. Molise	68,3 (14)	71,2 (14)	52,2 (14)
15. Basilicata	60,8 (15)	58,9 (15)	41,5 (15)
16. Puglia	57,9 (16)	54,4 (17)	40,4 (16)
17. Sardegna	55,0 (17)	57,4 (16)	38,0 (17)
18. Calabria	54,8 (18)	53,8 (18)	28,3 (19)
19. Campania	46,5 (19)	45,7 (19)	29,3 (18)
20. Sicilia	45,2 (20)	42,5 (20)	23,1 (20)
Italia	71,9	70,5	56,5
coeff. variazione	0,19	0,19	0,31

In linea generale concentreremo l'attenzione tanto sui livelli dell'indicatore quanto sulle posizioni relative in classifica.³⁹

Alcune osservazioni:

- l'indicatore mostra un chiaro miglioramento a livello nazionale, guadagnando 14 punti (da 56,5 a 70,5) tra il 2000 e il 2007; nessuna regione ha nel 2007 un indice di inclusione sociale inferiore al proprio livello nel 2000. Sardegna, Molise, Lazio, Toscana, Friuli Venezia Giulia e Veneto vedono invece il loro indice ridursi tra il 2007 e il 2011. Torneremo su questo effetto nel prossimo paragrafo;
- le posizioni in classifica non mutano considerevolmente nei tre anni considerati: in particolare i primi 8 posti sono occupati dalle

39. ATKINSON ET AL. 2002 segnalano come l'attenzione vada posta sui livelli di performance più ancora che sugli ordinamenti relativi: «gli obiettivi delle politiche sono di migliorare le performance e, idealmente, di portare tutti i paesi su livelli alti. Se ciò accade, guardare agli ordinamenti non fornirebbe indicazioni importanti».

stesse regioni (con due eccezioni: la Toscana era al nono posto nel 2000, la Valle d'Aosta è all'undicesimo e tredicesimo posto nel 2011 e nel 2007, ma all'ottavo nel 2000), pur se con posizioni relative diverse; stessa cosa avviene per le ultime 8 posizioni.

- una rapida lettura della Tabella 3 consente di osservare una tendenza macro-regionale che vede i territori del Mezzogiorno su posizioni arretrate, con regioni del Nord-Est e del Centro costantemente ai vertici.
- il coefficiente di variazione tra regioni si riduce sensibilmente dal 2000 al 2007, segnalando un compattamento dei livelli di inclusione sociale.

La Figura seguente adotta una prospettiva macro-regionale⁴⁰ e consente di seguire con facilità l'andamento nel tempo dell'indice sintetico.

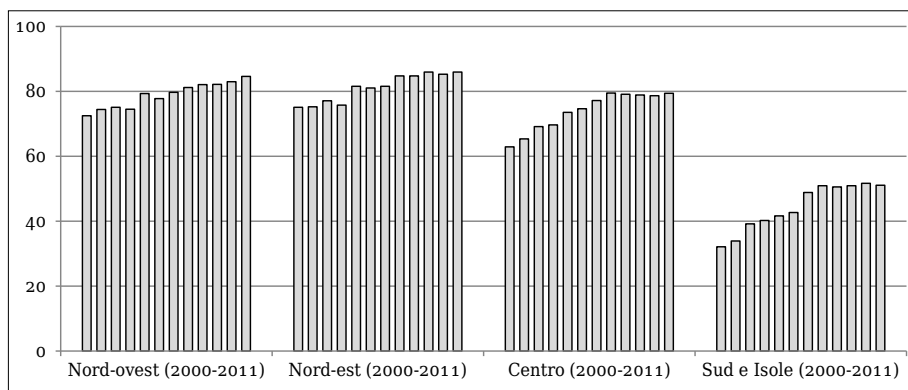


Figura 1. Indicatore IS *benchmark* ($\beta = 1$), per macro-area geografica

La condizione di esclusione sociale sembra essere molto differenziata tra il gruppo di regioni del Centro-Nord ed il Mezzogiorno, che nel 2000 presenta un indice di 43 punti inferiore a quello delle regioni del Nord-Est. Ciascun area mostra un netto miglioramento nel corso degli anni fino al 2007; a partire dal 2008 il guadagno è molto ridotto, se non nullo, testimoniando l'effetto della crisi economica.⁴¹

40. Nord-ovest: Piemonte, Valle d'Aosta, Lombardia, Liguria; Nord-est: Trentino Alto Adige, Veneto, Friuli Venezia Giulia, Emilia Romagna; Centro: Toscana, Umbria, Marche, Lazio; Sud e Isole: Abruzzo, Molise Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna.

41. Il motivo per cui l'indice si mantiene costante (o con leggerissimi incrementi) invece di peggiorare è da ricercare nei pesi effettivamente assegnati alle 4 dimensioni e determinati in gran parte dalla funzione valore adottata, la *min-max*. Come si vedrà nel paragrafo 5,

Il Nord-Est si conferma l'area con il più alto indice di inclusione sociale, ed il distacco con il Mezzogiorno si riduce a 35 punti nel 2011.

La Figura 2 consente di apprezzare il mutamento nella distribuzione dell'indice tra l'anno iniziale e quello finale.⁴² Per ogni anno l'indice $IS_i(x)$ è stato normalizzato attorno alla media nazionale, cosicché punteggi vicini a 1 corrispondono a valori dell'indice vicini alla media. La curva relativa al 2011 è nettamente più stretta rispetto a quella del 2000; la distribuzione si mantiene bi-modale ma le code (in entrambe le direzioni) si accorciano, segnalando come vi siano meno regioni con un indice relativamente molto alto o molto basso.

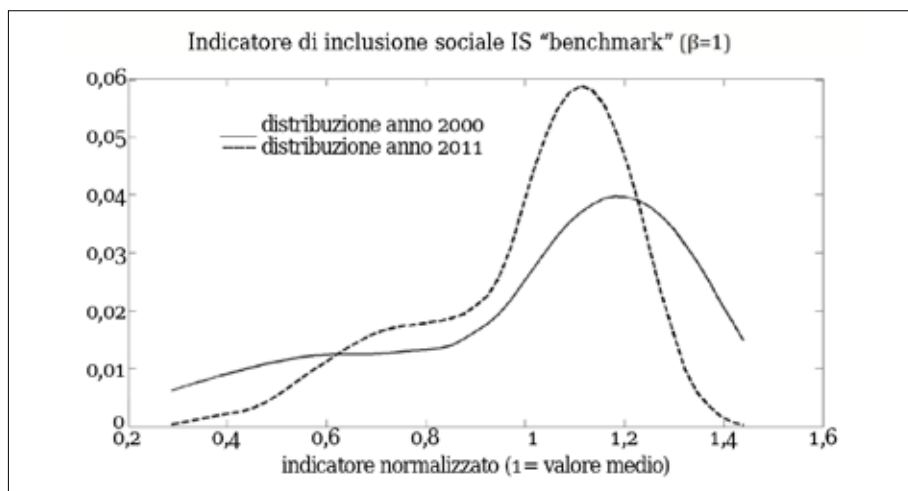


Figura 2. Distribuzione dell'indicatore IS *benchmark*, anni 2000 e 2011

È possibile condurre una semplice analisi di regressione tra il tasso di crescita nell'indice $IS^{i,t}(x)$ per ogni regione i tra il 2000 e il 2011 e le condizioni iniziali da cui esse partivano, cioè il valore $IS^{i,2000}(x)$. Il tasso di crescita è definito come $growth^i = IS_1^{i,2011}/IS_1^{i,2000}$.

La regressione

$$growth^i = b_0 + b_1 IS_1^{i,2000}(x) + u^i$$

essa sta implicitamente assegnando il 50% del peso alla speranza di vita (variabile che migliora costantemente nei 12 anni considerati), ed è questo il fattore che «sostiene» la protezione sociale negli anni della crisi.

42. Stima effettuata con un *kernel* «Epanechnikov» ad ampiezza di banda variabile.

produce un coefficiente b_1 negativo (-0.013) e significativo al 99%, ed un R^2 di 0,8539.

Ciò conferma l'analisi condotta finora, segnalando una, pur limitata, tendenza alla convergenza tra tra regioni meridionali e centro-settentrionali.

3.3. Altre aggregazioni ($\beta = 0$; $\beta = -1$; $\beta = -\infty$)

A partire dal modello CES generico (1), mantenendo invariate la funzione valore *min-max* ed il set di coefficienti w tale che sia $w_j = 1/m \forall i=1, \dots, 4$, abbandoniamo l'ipotesi legata alla perfetta sostituibilità delle componenti dell'esclusione sociale ($\beta = 1$), adottata nella precedente sezione.

Come detto in apertura del paragrafo 3, valori di β minori di 1 testimoniano la presenza di complementarità tra le m componenti considerate. Ciò significa che al diminuire di β l'indice di inclusione sociale darà relativamente più peso alle performance scadenti. Ci aspettiamo dunque che i livelli generali dell'indice $IS(x)$ diminuiscano man mano che si riduce il parametro β .

Costruiamo dunque tre indici alternativi $IS(x|\beta)$ e facciamo variare β tra 0, -1 e $-\infty$.

Quando $\beta = 0$ la funzione di aggregazione assume la forma di una media geometrica, mentre per $\beta = -1$ si ottiene la media armonica. I risultati dell'indice ottenuto per questi due valori di β sono riportati nella Tabella seguente,⁴³ assieme ai valori dell'indice *benchmark* con $\beta = 1$.

Tabella 4. Indici di inclusione sociale, normalizzazione $v_{min-max}$, diversi valori di β

	$IS_1(x \beta = 1)$			$IS_0(x \beta = 0)$			$IS_{-1}(x \beta = -1)$		
	2000	2007	2011	2000	2007	2011	2000	2007	2011
Nord-ovest	68,8	79,5	82,0	65,6	78,6	81,4	62,6	77,6	80,8
Nord-est	74,3	84,1	85,3	71,6	83,5	84,8	68,9	82,8	84,4
Centro	64,5	80,0	79,8	63,2	79,6	79,3	61,8	79,1	78,8
Sud e Isole	31,4	49,3	50,9	24,9	47,4	48,1	22,4	45,1	45,1
Italia	56,5	70,5	71,8	52,7	69,4	70,6	50,3	68,1	69,2
coeff. variazione	0,31	0,2	0,2	0,38	0,21	0,22	0,42	0,23	0,24

43. Cfr. Appendice D, Tabella D.2. per i risultati regionali (solo per alcuni anni)

Alcune osservazioni:

- al diminuire di β i valori dell'indice si riducono, confermando la maggior «severità» imposta dai modelli con sostituibilità imperfetta, che penalizzano gli scenari meno equilibrati. Confrontando il caso *benchmark* con quello ($\beta = -1$) è interessante notare come le differenze più significative si riscontrino nell'anno 2000, con il Nord Italia ed il Centro che vedono ridursi il proprio indice di 6 punti, ed il Mezzogiorno che subisce un decremento di 9 punti. Ciò avviene perché, come si è visto nel paragrafo precedente, il 2000 è l'anno mediamente peggiore tra i 12 considerati per tutte le regioni. In particolare nel Mezzogiorno alcune regioni presentano livelli particolarmente bassi in alcuni indicatori (vedi Appendice A), e vengono perciò penalizzate maggiormente;
- ridurre la sostituibilità significa allargare le differenze regionali. La conferma viene dall'aumento generalizzato del coefficiente di variazione. Per fare un esempio: le regioni che con ($\beta = 1$) compensavano livelli alti di povertà relativa con buoni livelli di longevità vedono ora parzialmente ridursi questa possibilità.

Le tendenze appena descritte si confermano e si rafforzano nel caso estremo, quando ($\beta = -\infty$).

Tabella 5. Indice di inclusione sociale, normalizzazione $v_{\min-\max}$, $\beta = -\infty$

	IS $_{-\infty}$ (x $\beta = -\infty$)		
	2000	2007	2011
Nord-ovest	47,12	64,72	67,69
Nord-est	52,45	71,08	71,86
Centro	47,61	67,97	69,03
Sud e Isole	18,18	32,17	29,98
Italia	38,66	55,86	56,30
coeff. variazione	0,44	0,33	0,35

In particolare è importante notare come un approccio di perfetta complementarietà segnali un decremento dell'indice per il Meridione dopo il 2007. Il motivo di questo effetto risiede nella dicotomia osservata nelle 4 dimensioni dell'esclusione sociale dopo l'inizio della crisi economica. La componente di salute (speranza di vita) e di istruzione (abbandono scolastico) continuano a migliorare mentre le dimensioni di reddito (povertà relativa) e mercato del lavoro (disoccupazione di lunga durata) peggiorano.⁴⁴ Se nel modello *benchmark* IS $_1$ ($\beta = 1$) i due effetti

44. I dati relativi al 2012, disponibili per 3 indicatori su 4 (quella mancante è la povertà relativa) mostrano un ulteriore peggioramento generalizzato nella disoccupazione di lunga durata.

si compensavano, mantenendo l'indice più o meno costante a partire dal 2007, al ridursi della sostituibilità le tendenze negative vengono invece enfatizzate. La scelta del valore di β , a parità di funzione valore, può dunque avere un impatto importante nella percezione della dinamica del fenomeno oggetto di studio.

Oltre alle differenze nei livelli dell'indice, ci interessa verificare quanto il variare di β comporti delle modifiche al ranking ottenuto con il modello *benchmark*. Calcoliamo dunque per ogni anno il Kendall- τ test⁴⁵ tra coppie di ordinamenti. Un valore del Kendall- τ uguale a 0 significa assenza di correlazione tra due ordinamenti, un valore di 1 significa perfetta correlazione, un valore di -1 corrisponde ad una perfetta inversione. Riportiamo di seguito i valori medi del Kendall test per coppie di ordinamenti. Tutte le stime sono significative al 99% di confidenza, e permettono di rifiutare l'ipotesi nulla (H_0 : *gli ordinamenti non sono correlati*) cioè confermano una forte correlazione tra le classifiche ottenute con i tre valori di adottati. I risultati completi sono riportati nell'Appendice E.

Tabella 6. Confronto tra ordinamenti regionali ottenuti da tre modelli diversi, indice *Kendall - τ*

	confronto tra		
	IS ₁ vs IS ₀	IS ₁ vs IS ₋₁	IS ₀ vs IS ₋₁
k-tau medio	0,95	0,90	0,95

Analizziamo gli effetti dei diversi β sulle dinamiche di convergenza nei 12 anni considerati. Una riduzione di β significa penalizzare maggiormente quelle situazioni in cui alcune performance sono particolarmente scadenti, come ad esempio per alcune regioni del Mezzogiorno nei primi anni Duemila, enfatizzando quindi il guadagno di inclusione sociale (e quindi l'effetto di convergenza) che questi territori hanno ottenuto negli anni attraverso performance più equilibrate e meno distanti dalla media nazionale.

Come esplicitato nella Tabella seguente, il coefficiente legato alle condizioni iniziali cresce (in valore assoluto) al diminuire di β , ma presenta valori molto simili per i modelli $\beta = -1$ e $\beta = -\infty$: quest'ultimo, infatti, enfatizza più di altri modelli il peggioramento evidenziato da alcune regioni a partire dal 2008, e ciò riduce il tasso di crescita.

45. Il Kendall- τ test è un metodo non parametrico che consente di misurare il grado di corrispondenza tra due ordinamenti. In particolare utilizziamo il Kendall- τ b, che tiene conto della possibilità di situazioni di parità nei rankings. Comando in STATA: ktau.

Tabella 7. Analisi di convergenza per 4 diversi modelli di aggregazione

	$\beta = 1$	$\beta = 0$	$\beta = -1$	$\beta = -\infty$
coefficiente b_i	-0.013	-0.064	-0.271	-0.275

4. Data Envelopment Analysis: un modello di aggregazione alternativo

Gli indici sintetici costruiti finora adottano tutti un set di coefficienti w equi-distribuito tra le 4 dimensioni dell'esclusione sociale, tuttavia si è già notato come ciò non corrisponda ad assegnare uguale «importanza» agli m indicatori (cfr. (5)). In aggiunta, come detto, il set di pesi è unico a livello nazionale, e non differenziato tra i territori. Si potrebbe discutere se ciò sia un requisito fondamentale per poter attuare un confronto tra aree geografiche diverse o piuttosto una tendenza centralista che non tiene in adeguata considerazione possibili specificità locali di varia natura (storica, demografica, culturale) che potrebbero tradursi in un set di preferenze (e di pesi) diverso da regione a regione.⁴⁶ Ritenere che ciascuna regione presenti caratteristiche e preferenze legittimamente peculiari rispetto all'esclusione sociale potrebbe apparire in contrasto con la scelta di un insieme di pesi definito ex-ante a livello nazionale.

Una delle tecniche maggiormente utilizzate e sviluppate per superare questo tipo di critiche è la DEA (*Data Envelopment Analysis*), un approccio non parametrico che calcola per ogni regione, attraverso tecniche di programmazione lineare, una misura di performance rappresentante la distanza tra la singola regione ed una frontiera di *best practice* definita dalle regioni con le prestazioni migliori nei quattro indicatori elementari.⁴⁷

La differenza fondamentale tra i due approcci risiede nella natura dei pesi attribuiti ad ogni dimensione nella fase di aggregazione: se nel modello *benchmark* (e sue alternative, vedi paragrafo 3.3) essi sono per definizione esogeni, in DEA hanno natura interamente endogena, essendo empiricamente ricavati a partire dai risultati ottenuti dalle singole

46. Da STIGLITZ ET AL. 2009: «Quando un medesimo set di pesi è applicato ad un'intera società, si sta implicitamente annullando l'eterogeneità delle preferenze relative della popolazione su dimensioni del benessere quali ad esempio reddito, salute, istruzione, oppure sull'allocazione del tempo tra lavoro e tempo libero. Se, al contrario, si ammettessero pesi flessibili a livello territoriale questo renderebbe la loro determinazione ancora più delicata e la comparabilità dell'indice tra territori diversi sarebbe messa in discussione».

47. Per approfondimenti su DEA: CHARNES ET AL. 1978, COELLI ET AL. 2005, CHERCHYE ET AL. 2007.

regioni nei 4 indicatori considerati (longevità, abbandono scolastico, disoccupazione di lunga durata, povertà relativa). Ogni regione, anno per anno, avrà il proprio set di pesi, ottenuto seguendo la logica dei *most favourable weights*: l'approccio lascia «parlare i dati» («*let the data speak for themselves*»), consentendo ad ogni regione di adattare il proprio set di pesi in modo da avvicinarsi il più possibile alla frontiera.⁴⁸ Ciò che si ottiene è un'indicazione dei punti di forza relativi per ciascuna unità territoriale. L'applicazione della tecnica DEA ad analisi di performance viene spesso citata con il nome di «metodo del beneficio del dubbio» («*benefit of the doubt method*»), proprio perché ad ogni unità territoriale è concesso il beneficio di selezionare il proprio insieme di pesi ottimale (MELYN, MOESEN 1991).

CHERCHYE ET AL. (2007) segnalano come i pesi si possano interpretare anche alla stregua di proxy delle priorità attribuite a ciascuna delle dimensioni dai *policy maker*. L'approccio ricorda in qualche misura un'analisi di preferenze rivelate: assumendo che il risultato conseguito in una dimensione sia indice della priorità attribuita ad essa dal *policy maker* (o dal contesto socio-economico regionale), il peso relativo diventa una misura per individuare le implicite preferenze di *policy*.⁴⁹

L'analisi DEA consente in ogni caso di neutralizzare un'obiezione spesso sollevata dai *policy maker* riguardo l'assegnazione dei pesi. Se nel modello *benchmark* un risultato deludente nell'indicatore di inclusione sociale potrebbe essere imputato all'arbitraria assegnazione dei pesi relativi da parte del ricercatore, ciò non può accadere adottando un modello DEA in cui l'indice è generato per ogni regione nella maniera più favorevole possibile.

Data Envelopment Analysis è tradizionalmente adottata per misurare il grado di efficienza di imprese o di unità produttive interne all'impresa, utilizzando i dati disponibili sugli input utilizzati e gli output prodotti. DEA non richiede di specificare una forma per la funzione di produzione

48. NARDO ET AL. 2008, p.91 e DECANCQ, LUGO 2013 offrono alcune osservazioni critiche sul metodo DEA, tra cui segnaliamo la possibilità di avere equilibri multipli e la dubbia comparabilità di indici ottenuti con pesi differenziati.

49. Cfr. su questo tema CHERCHYE ET AL. 2004. Gli autori enfatizzano la distinzione tra priorità della società (*societal priorities*) e priorità politiche (*policy priorities*), specificando come non sia accurato voler identificare le prime a partire dalle seconde. Tuttavia, considerando che un indice sintetico è spesso utilizzato, esplicitamente o implicitamente, come metodo di monitoraggio delle politiche, è plausibile ritenere di attribuire ai pesi relativi la qualifica di indicatori di priorità di *policy*. Per DECANCQ, LUGO 2013, invece, «Non sembra esserci alcuna giustificazione a priori per cui si debba attribuire una maggior influenza sul benessere ad una certa dimensione su cui un individuo ha ottenuto risultati relativamente buoni».

bensì costruisce a partire dai dati, attraverso tecniche di programmazione lineare, una frontiera efficiente (m -dimensionale nel nostro caso, dove m è il numero delle dimensioni che compongono l'indice sintetico), restituendo per ogni impresa un punteggio che rappresenta la sua vicinanza alla frontiera. Un valore di 100 indica che un'impresa è sulla frontiera ed è pienamente efficiente, un valore di 80 indica che si sta ottenendo l'80% dell'output potenziale, dati gli input a disposizione (modello *output oriented*).

La nostra è un'analisi di performance e non di efficienza, nella misura in cui non includiamo informazioni sugli input del (complesso) processo che genera il fenomeno dell'esclusione sociale. Al contrario, l'analisi è rivolta soltanto al confronto tra i risultati ottenuti nelle 4 dimensioni dell'esclusione sociale, ed assume perciò che gli input siano gli stessi per tutte le regioni. Seguendo l'interpretazione di LEFEBVRE ET AL. 2010, si sta assumendo che la «produzione» di inclusione sociale sia svolta da ogni singola regione utilizzando «un» governo (un'unità di input) per produrre i 4 *outcomes* relativi alle 4 dimensioni Salute, Istruzione, Mercato del Lavoro e Reddito.

L'indice di inclusione sociale DEA per una generica regione r è così definito (per semplicità utilizziamo la notazione $v_{j,r}$ per indicare l'indicatore normalizzato j per la regione r , in luogo della notazione completa $v_{j,r}(x_{j,r})$):

$$[10] \quad DEA_r(x) = \sum_{j=1}^m w_{j,r}^* * v_{j,r}$$

dove i pesi $w_{j,r}^* = \arg \max_{w_{j,r}} U$ sono le soluzioni ottime del seguente sistema:

funzione obiettivo:

$$[10.1] \quad U = \max_{w_{j,r}} \sum_{j=1}^m w_{j,r} * v_{j,r}$$

tale che

$$[10.2] \quad \sum_{j=1}^m w_{j,r} * v_{j,i} \leq 100 \quad \text{per ogni regione } i = 1, \dots, N$$

e

$$[10.3] \quad w_{j,r} \geq 0 \quad \text{per ogni dimensione } j = 1, \dots, m$$

L'obiettivo è di individuare i pesi $w_{j,r}$ che massimizzano l'indice sintetico per la regione r ; tali pesi devono essere non negativi (10.3), cosicché l'indice sia una funzione non decrescente delle sue componenti v_j .

Il vincolo (10.2) impone che nessun'altra regione i possa avere un indice sintetico maggiore di 100 quando adotti i pesi prescelti per la regione r . In altre parole, i pesi ottimali per la regione r devono essere tali da non produrre un indice maggiore di 100, se applicati anche a ciascuna delle rimanenti $(N-1)$ regioni. Quando una regione r ottiene un indice di 80 significa che, pur adottando il set di pesi a lei più favorevole, la sua performance è l'80% di quella ottenuta da almeno un'altra regione, quando essa adotti gli stessi pesi della regione r .

Nell'ottica di massimizzare l'indicatore composito per ciascuna regione r , non è infrequente rilevare che all'interno del set $w_r^* = w_{1,r}^*, \dots, w_{m,r}^*$ vi siano elementi nulli. Quando $w_{j,r}^* = 0$ è ovvio constatare come la dimensione j non giochi alcun ruolo nella costruzione dell'indice

$$DEA_r(x) = \sum_{j=1}^m w_{j,r}^* * v_{j,r}$$

Questo effetto, parzialmente indesiderato e dovuto alla completa endogeneità dei pesi, può essere limitato dall'imposizione di alcuni vincoli, ad esempio individuando un limite inferiore diverso da 0 per i pesi su alcune (o tutte) le dimensioni.⁵⁰

Il vincolo adottato nella nostra analisi è quello della *share restriction*, ovvero del «contributo vincolato», che descriviamo brevemente.

Si ricordi l'espressione dell'indicatore sintetico [10]. Definiamo il contributo c_j della dimensione j all'indicatore DEA come $c_{j,r} = w_{j,r}^* * v_{j,r} / DEA_r$. Il vincolo del contributo vincolato sulla dimensione j si esprime imponendo $\alpha \leq c_{j,r} \leq \beta_j$. L'individuazione degli estremi e può richiedere un'elicitazione di preferenze da parte di un pool di esperti oppure un fondamento teorico.⁵¹ Nel nostro caso ci limitiamo ad imporre che ciascuna dimensione j porti un contributo minimo del 5% all'indice composito, e fissiamo il limite inferiore $\alpha_j = 0,05 \forall j = 1, \dots, 4$, lasciando invece libero l'estremo superiore β :

50. Sui vincoli da imporre ai pesi si vedano ALLEN ET AL. 1997 e CHERCHYE ET AL. 2007

51. Fissare un α molto alto oppure un β molto basso riduce notevolmente la natura endogena dei pesi elaborati da DEA. MURIAS ET AL. 2012 applicano la *share-restriction* fissando un estremo superiore pari a 0,5 (contributo massimo del 50%) per ciascuna delle componenti (cinque, nel loro caso).

$$[10.4] \quad \frac{w_{j,r} v_{j,r}}{\sum_{j=1}^m w_{j,r} v_{j,r}} \leq 0,05 \text{ per ogni regione } r \text{ e dimensione } j = 1, \dots, 4$$

4.1. L'indice di inclusione DEA

I dati sono normalizzati attraverso le trasformazioni lineari *min-max* (7) e (8), con riferimenti regionali europei (vedi paragrafo 3.1).

I risultati dell'indice DEA sono illustrati, come in precedenza, per gli anni 2000 e 2011, testa e coda del nostro *panel*, e per il 2007, ovvero l'ultimo anno precedente alla caduta del PIL pro capite italiano. I risultati completi sono presentati nell'Appendice D, Tabella D.3.

Tabella 8. Indice di inclusione sociale DEA

	2011	2007	2000
1. Trentino A.Adige	100 (1)	100 (1)	100 (1)
1. Veneto	100 (1)	100 (1)	98,7 (6)
1. Emilia-Romagna	100 (1)	98,3 (8)	100 (1)
1. Umbria	100 (1)	100 (1)	100 (1)
1. Marche	100 (1)	100 (1)	100 (1)
6. Lombardia	99,9 (6)	97,2 (9)	94,6 (8)
7. Friuli-V. Giulia	98,6 (7)	100 (1)	100 (1)
8. Valle d'Aosta	98,1 (8)	93 (11)	95,4 (7)
9. Toscana	97,3 (9)	99,1 (7)	92,9 (10)
10. Liguria	96,5 (10)	94,2 (10)	87,4 (13)
11. Piemonte	95,1 (11)	92,6 (12)	90,1 (11)
12. Abruzzo	94,5 (12)	91,8 (13)	94,6 (9)
13. Lazio	91,7 (13)	100 (1)	89,8 (12)
14. Molise	91,4 (14)	91,7 (14)	86,1 (14)
15. Basilicata	84 (15)	81,7 (15)	69,5 (16)
16. Puglia	77,2 (16)	73,9 (17)	70,4 (15)
17. Sardegna	75,2 (17)	77 (16)	66,4 (17)
18. Calabria	72,8 (18)	73,6 (18)	16,1 (19)
19. Campania	63,4 (19)	60,3 (19)	42,2 (18)
20. Sicilia	60,1 (20)	59,2 (20)	15,2 (20)
Italia	88	87,5	77,3
Coeff. variazione	0,14	0,15	0,34

Alcune osservazioni:

- gli indici prodotti da DEA sono generalmente più alti di quelli ottenuti attraverso l'aggregazione CES e presentati nel paragrafo precedente (per ogni anno considerato vi sono almeno cinque regioni che ottengono il punteggio massimo), con i quali sono difficilmente confrontabili. Ciò accade principalmente per due ragioni: innanzitutto, come accennato, i punteggi DEA sono distanze da una frontiera di performance ottimali effettivamente conseguite, mentre l'indice creato a partire dalla CES ha come riferimento massimo una regione ipotetica i cui indicatori (normalizzati) hanno tutti valore 100; in secondo luogo, l'analisi DEA qui condotta è stata effettuata utilizzando come osservazioni soltanto le regioni italiane e non anche quelle europee (le quali sono entrate in gioco soltanto nella precedente fase di normalizzazione).
- gli indici di inclusione sociale DEA sono ottenuti come distanze da una frontiera efficiente che viene ricalcolata anno per anno. Per questo motivo non è accurato interpretare le variazioni temporali nell'indice DEA come incrementi o decrementi di performance. Torneremo su questo punto tra poche righe;
- il gruppo di regioni che occupa le prime 9 posizioni rimane invariato (con un'eccezione) nel 2011, nel 2007 e nel 2000, e la stessa cosa vale per le ultime 7 regioni in classifica. Il Lazio occupa il 13-esimo posto nel 2011 e il 12-esimo nel 2000, sempre con valori vicini a 90, ma ottiene il punteggio massimo di 100 nel 2007 (ed anche nel 2005 e 2006, come si può verificare nella tavola posta in Appendice D, Tabella D.3);
- a livello geografico il quadro appare spezzato in due: l'indice per il Centro-Nord ed il Molise oscilla tra 100 e 90 mentre il resto del Mezzogiorno (Basilicata esclusa) si posiziona abbondantemente sotto quota 80. Le performance particolarmente negative di Calabria e Sicilia nel 2000, già emerse nel paragrafo precedente, sono evidenziate da indici poco superiori a 15. Essendo DEA una tecnica «benevolente», nella misura in cui alloca i pesi in modo da massimizzare l'indice sintetico, i punteggi bassi vanno interpretati come segnale di una performance particolarmente scadente in tutte le dimensioni dell'esclusione sociale.

La Figura 3 riporta le medie per le 4 macro-aree geografiche italiane dei valori dei pesi ottimali normalizzati⁵² assegnati a ciascuna dimensione j .

52. Il peso normalizzato è $\bar{w}_{j,r}^* = w_{j,r}^* / \sum_{j=1}^m w_{j,r}^*$. Si noti che in DEA non si vincolano gli r pesi ottimali w_r^* a sommare a 1 (cfr. 10.3).

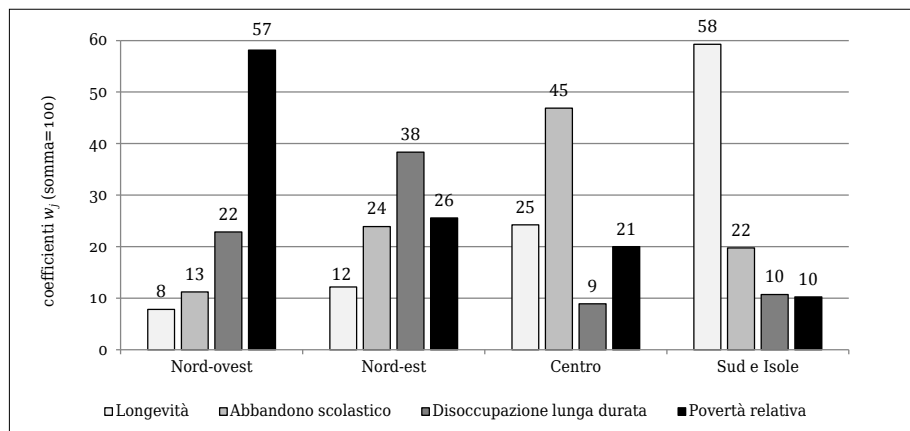


Figura 3. Pesì relativi w_j (media dal 2000 al 2011) ricavati dall'analisi DEA, per macro-area geografica (i pesì sommano a 100 in ogni macro-area; medie pesate per popolazione)

Per come è costruito il sistema di ottimizzazione lineare possiamo interpretare i pesì relativi come fossero indicatori dei punti di forza di ciascuna regione o area geografica. In generale sembra che l'eterogeneità tra i pesì regionali sia piuttosto forte, e ciò indebolisce in qualche misura l'ipotesi di pesì uniformi adottata nel paragrafo 3.

La dimensione di salute (*longevità*, la prima colonna di ogni gruppo) acquista peso crescente man mano che ci si sposti da Nord a Sud. Mentre il contrario accade con l'indicatore di reddito (povertà relativa, ultima colonna), che risulta essere una componente importante dell'inclusione sociale al Nord-Ovest e la cui importanza decresce fino ad annullarsi nel Meridione. La disoccupazione di lunga durata appare come una priorità al Nord molto più che al Centro e al Sud.

Per ciò che riguarda la distribuzione dei pesì all'interno delle macro-aree, essa è più equilibrata al Centro e a Nord-Est e più disomogenea a Nord-Ovest (a favore della povertà relativa) così come al Sud (dove predomina l'indicatore di longevità).

Per ciò che riguarda l'andamento delle performance nel tempo, segnaliamo come non sia sufficiente confrontare i valori ottenuti anno per anno dall'indice sintetico per ricavare informazioni sull'effettiva crescita di una performance regionale. L'indice DEA rappresenta infatti la distanza tra la regione osservata e la frontiera, ma non permette di verificare come la frontiera stessa si sia mossa rispetto all'anno precedente. In altre parole, non ci fornisce elementi per valutare se la frontiera si sia nel frattempo espansa o contratta (fenomeni corrispondenti rispettiva-

mente ad un miglioramento o a un peggioramento da parte delle regioni *top performers*). Per inserire un'informazione dinamica nell'analisi calcoliamo il *Malmquist Total Factor Productivity Index*,⁵³ che combina la componente di crescita (o decrescita) di una performance regionale dovuta ad un mutamento generale delle condizioni (spostamento della frontiera) con quella dovuta ad una variazione dell'efficienza interna alla frontiera (cioè un avvicinamento o allontanamento della regione rispetto alla frontiera).

Utilizziamo dunque il *Malmquist Index* per verificare se vi sia una tendenza di convergenza rispetto alla situazione dell'anno iniziale (2000).

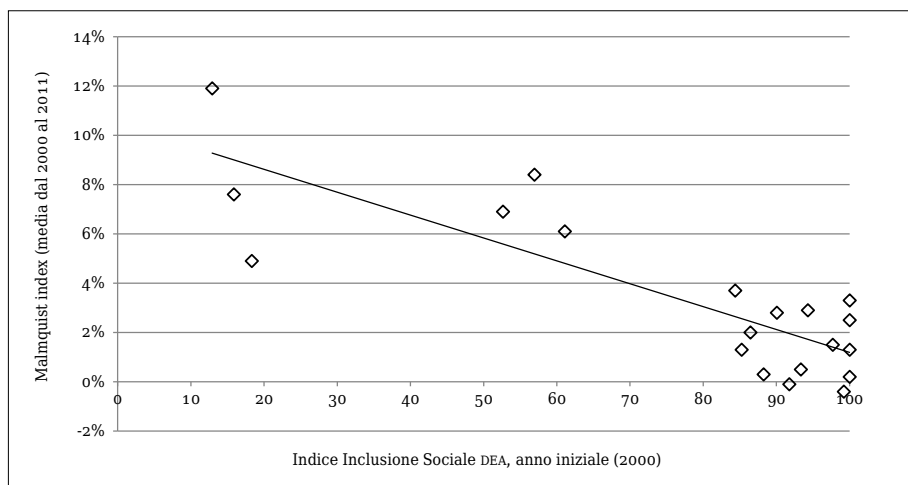


Figura 4. Indice di Inclusionione Sociale DEA, analisi di convergenza

Si conferma la tendenza rilevata nel paragrafo precedente, che vede i territori partiti in condizioni peggiori aver migliorato la loro performance in misura maggiore rispetto alle regioni che già nel 2000 ottenevano punteggi relativamente alti. Il coefficiente della regressione è significativo al 99% e pari a $-0,0009$ (R^2 a $0,70$). In particolare si osserva come le 6 regioni con l'indice di inclusione sociale più basso nel 2000 (nell'ordine: Sicilia, Campania, Puglia, Calabria, Sardegna e Basilicata, che ottengono punteggi tra 12,9 e 61) ottengano un indice Malmquist medio decisamente più alto rispetto alle altre, superiore al 4% annuo; la Sicilia, regione a fondo classifica nel 2000, mostra un indice Malmquist del 12%.

53. Cfr. COELLI ET AL. 2005 E LEFEBVRE ET AL. 2010 per una descrizione dell'indice Malmquist.

Vi sono anche territori che, pur partendo da valori elevati, mostrano un tasso di progresso superiore al 2,5% annuo (le Marche e l'Umbria).

L'ultima osservazione riguarda il ranking generale ottenuto dall'analisi DEA, da confrontare con quelli ottenuti dai modelli basati su CES. Ciò che si ricava è un ordinamento piuttosto simile a quelli già discussi nei paragrafi 3.3 e 3.4 . Il Kendall's- τ medio tra il ranking DEA e quello *benchmark* ($\beta = 1$) è piuttosto alto (0,83) e significativo al 99%, il che ci consente di rifiutare l'ipotesi di mancata correlazione tra le due classifiche.

Questo risultato è interessante, pur se non sorprendente, giacché mostra come il fenomeno dell'esclusione sociale veda delle differenze molto significative a livello territoriale da Nord a Sud, piuttosto robuste alle varie tecniche per la definizione dei pesi relativi. Nemmeno garantendo a ciascuna regione il set di coefficienti teso a farla figurare più in alto possibile rispetto ai *best performers* si riesce a ridurre notevolmente il gap tra Mezzogiorno e Centro-Nord.

Con riferimento alle performance regionali medie nei 12 anni considerati (2000-2011), la Figura 5 mostra gli ordinamenti ricavati da 3 indici di inclusione sociale (modello *benchmark*, media armonica, DEA).

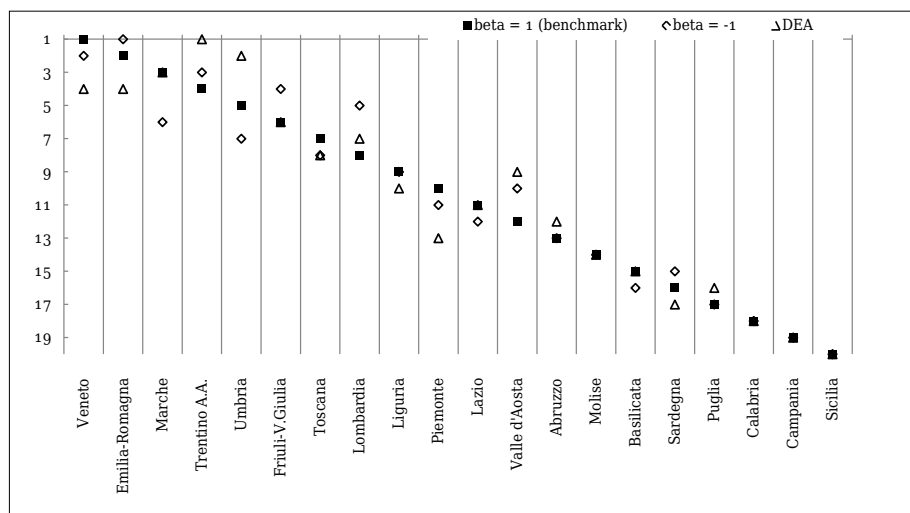


Figura 5. Ordinamento regioni per indice di esclusione sociale, 3 modelli diversi

Guardare ai risultati regionali in termini puramente ordinali fornisce, come si è ricordato anche nel paragrafo 3.2 (vedi nota 39), un'informazione tipicamente «cruda» e potenzialmente fuorviante giacché, per definizione, non permette di misurare la distanza tra unità territoriali bensì soltanto la loro posizione relativa. L'informazione ordinale non varierà, ad esempio, nel caso in cui la prima e la ventesima regione siano molto vicine nell'indicatore di inclusione sociale piuttosto che molto distanti: vi sarà sempre, appunto, una regione al primo ed una all'ultimo posto.⁵⁴

La Figura 5 mostra come, a livello generale, l'adozione di modelli di aggregazione anche molto diversi non stravolga il quadro regionale italiano di inclusione sociale. Gli scostamenti dall'ordinamento *benchmark* non superano le 4 posizioni in classifica (e ciò accade per 5 regioni: Veneto, Trentino Alto-Adige, Umbria, Valle d'Aosta e Piemonte). Al contrario, sono facilmente individuabili dei sottogruppi che rimangono immutati nel passaggio da un modello all'altro: Veneto, Emilia-Romagna, Marche, Trentino Alto Adige ed Umbria si collocano sempre ai primi 5 posti; Friuli Venezia Giulia, Toscana, Lombardia e Liguria coprono dalla quinta alla nona posizione; Piemonte, Lazio, Valle d'Aosta, Abruzzo e Molise dalla decima alla quattordicesima; Basilicata, Sardegna, Puglia, Calabria, Campania e Sicilia dalla quindicesima alla ventesima.

È interessante notare come sia l'ordinamento DEA quello che presenta maggiori deviazioni rispetto a quello *benchmark*. Ciò è dovuto, come è facile prevedere, all'endogeneità dei pesi relativi assegnati alle 4 componenti dell'indice sintetico: il sistema di programmazione lineare consente di esaltare regioni che, pur non presentando performance elevate in ogni dimensione, siano particolarmente brillanti, anno per anno, in una di esse. È questo, ad esempio, il caso del Trentino Alto Adige, che risulta la migliore regione per disoccupazione di lunga durata in (quasi) tutti gli anni considerati e viene spinta in alto dall'analisi DEA rispetto agli altri modelli considerati, i quali impongono sempre un seppur minimo grado di complementarietà tra le componenti.

54. L'indice di inclusione sociale DEA mostra frequentemente una notevole concentrazione tra le regioni virtuose, che ottengono punteggi molto alti e molto simili: nel 2011, ad esempio, cinque regioni ottengono 100 punti ed una ne ottiene 99,9 (Appendice D, Tabella D.3). Questo tipo di risultato deve porre in guardia chi osservi un ranking derivato da un'analisi DEA: un'unità territoriale che sia al sesto posto in classifica potrebbe in realtà essere soltanto di poche decine di punto inferiore ai primi.

5. Il contributo delle funzioni valore: min-max e alcune alternative

Nel corso dei paragrafi 3 e 4 abbiamo fissato arbitrariamente la funzione valore *min-max*, una delle più comuni in letteratura, e ci siamo concentrati sul ruolo assunto dalle diverse modalità di aggregazione. Come illustrato all'inizio del paragrafo 3, il ruolo della funzione valore (in particolare tramite la sua derivata prima), è cruciale nel definire l'importanza relativa delle dimensioni incluse nell'indice sintetico.

Essa «traduce» i dati delle singole dimensioni in un linguaggio comune: in particolare la funzione *min-max* normalizza qualunque variabile all'interno di un intervallo [0,100], ed è espressa dalle espressioni (7) e (8).

Per la speranza di vita e la disoccupazione di lunga durata (% della forza lavoro) un riepilogo è offerto nella Tabella che segue.

Tabella 9. Normalizzazioni alternative applicate alle variabili di longevità e disoccupazione

	Longevità			Disoccupazione (in %)		
	dati reali	<i>min-max</i>	distanza dalla media	dati reali	<i>min-max</i>	distanza dalla media
valore peggiore	76,4 anni	0	- 4,8%	15	0	- 372%
valore medio	80,2 anni	50,5	0	3,18	80,8	0
valore migliore	84 anni	100	+ 4,7%	0,36	100	+ 87%

Una speranza di vita di 76,4 anni ottiene il punteggio di zero, essendo la peggiore tra quelle rilevate, così come accade per un livello di disoccupazione di lunga durata del 15%. Nel primo caso la distanza della performance peggiore dalla media è di gran lunga inferiore che nel secondo caso, essendo le due variabili molto diverse tra loro in termini di dispersione.⁵⁵

55. È importante chiarire quale sia l'interpretazione da dare ai valori normalizzati: è possibile attribuire al punteggio di 0 un giudizio di valore, come «condizione molto grave» o «relativamente molto grave», o è opportuno limitarsi a formule più neutre come «molto sotto la media» oppure «performance peggiore osservata»?

È plausibile ritenere che si possa leggere un giudizio di valore in un indicatore normalizzato soltanto se la funzione valore con cui esso è stato generato è a sua volta stata stimata sulla base di qualche parametro valoriale.

Ipotizziamo ad esempio di definire un livello di longevità pari a 60 anni come molto negativo ed uno pari a 95 anni come molto positivo. Applicando questi estremi in una normalizzazione *min-max* potremmo poi interpretare i valori trasformati utilizzando giudizi categoriali: ad esempio potremo dire che un punteggio di 10 è negativo. Ricavare un giudizio condiviso di quale sia un livello molto negativo di speranza di vita (piuttosto che di disoccupazione o di qualunque altra variabile socio-economica) è un procedimento delicato e fuori dagli scopi di questo studio.

L'applicazione meccanica della normalizzazione comporta l'implicita adozione di *trade-off* tra le variabili. Consideriamo la derivata prima della normalizzazione *min-max* su una generica variabile x_j . Sarà

$$[11] \quad \frac{\partial}{\partial x^i} v_{\min-max}^i(x^i) = \frac{\partial}{\partial x^i} \left(\frac{x^i - \min(x)}{\max(x) - \min(x)} \right) = \frac{1}{\max(x) - \min(x)}$$

Mantenendo fisse le ipotesi $\beta = 1$ e $w_j = w = 1/4$ e applicando la [11] alla [5] possiamo ricavare l'importanza assoluta (definita come $A_j = \partial IS(x) / \partial x_j$) di ciascuna dimensione j di esclusione sociale. Normalizzando i risultati otteniamo i pesi relativi effettivi $W_j = A_j / \sum_j A_j$ del modello *benchmark*.

Tabella 10. Pesi relativi effettivi (modello *benchmark* & normalizzazione $v_{\min-max}$)

	longevità	abbandono scolastico	povertà relativa	disoccupazione di lunga durata
peso relativo effettivo W_j	50,7%	10,2%	12,7%	26,4%

Quindi, data la funzione valore $v_{\min-max}$ (con benchmark minimi e massimi europei) e pesi equidistribuiti tra le 4 componenti normalizzate $v_j(x_j)$, l'importanza relativa implicitamente assegnata a ciascuna dimensione è molto eterogenea. L'indice sintetico di inclusione sociale dipende per metà dalle condizioni di salute, per 1/4 da quelle del mercato del lavoro, e per il 10% circa dall'istruzione e dalle condizioni di reddito.

Dalla Tabella si possono già intuire i saggi di sostituzione tra le dimensioni, riportati (in valore assoluto) nell'Appendice F (Tabella F.1). La speranza di vita, ad esempio, vale 5 volte l'abbandono scolastico e 2 volte la disoccupazione. I valori dei SMS si ottengono dall'espressione

$$[6] \quad SMS_{i,j} = -\frac{dx_j}{dx_i} = -\frac{w_i v'_i(x_i)}{w_j v'_j(x_j)} \left(\frac{v_j(x_j)}{v_i(x_i)} \right)^{1-\beta}$$

Si noti come la scelta descritta nel paragrafo 3.1 di utilizzare dei riferimenti Europei per i *minimi* e i *massimi* rientri nel tentativo di rendere un po' più « assoluta » la trasformazione. Sarà infatti 0 (100) il valore peggiore (migliore) osservato a livello europeo. È chiaro come ciò non consenta di tradurre la scala in termini di giudizio: il valore peggiore europeo non è necessariamente un valore *negativo*.

I *trade-off* sono fortemente condizionati dalla scelta degli estremi della normalizzazione, e sono perciò interamente determinati dalla natura dei dati a disposizione. L'effetto della funzione valore sull'importanza relativa delle componenti, già segnalato dalla (5) è evidente. La preponderanza della speranza di vita sulle altre dimensioni è cruciale soprattutto negli anni successivi al 2007, quando nonostante due indicatori su quattro mostrino un peggioramento, l'indice sintetico si mantiene stabile (vedi parr. 3.2 e 3.3)

Tra le normalizzazioni alternative alla *min-max*⁵⁶ vi sono alcune che, pur non costringendo gli indicatori all'interno di un intervallo prefissato, ne limitano la variabilità. Ad esempio la procedura di standardizzazione per un indicatore x con valor medio \bar{x} e deviazione standard $\sigma(x)$, misurato al tempo t nella regione i :

$$[12] \quad v_{\text{standard}}^{i,t}(x^{i,t}) = \frac{x^{i,t} - \bar{x}}{\sigma(x)}$$

che impone ad ogni indicatore una deviazione standard unitaria.

Calcolando \bar{x} e $\sigma(x)$ a partire dalle 137 regioni amministrative europee (vedi paragrafo 3.1) tra il 2000 e il 2011 otteniamo pesi relativi effettivi W_j simili a quelli derivanti dalla trasformazione *min-max* e presentati nella Tabella 10:

Tabella 11. Pesi relativi effettivi (modello *benchmark* & normalizzazione v_{standard})

	longevità	abbandono scolastico	povertà relativa	disoccupazione di lunga durata
peso relativo effettivo W_j	54,4%	9,7%	8,5%	27,4%

Un'alternativa che non impone un limite alla variabilità è la distanza percentuale dalla media:

$$[13] \quad v_{\text{media}}^{i,t}(x^{i,t}) = \pm \frac{x^{i,t} - \bar{x}}{\bar{x}}$$

se x è correlato positivamente (negativamente) al benessere, dove \bar{x} è la media di \bar{x} (nel nostro caso \bar{x} è il valor medio europeo (vedi paragrafo 3.1) tra il 2000 e il 2011).

56. Cfr. NARDO ET AL. 2008

Il pregio di quest'ultima è certamente quello di consentire una lettura immediata dei dati (un punteggio di 0,3 significa avere una performance migliore della media del 30%). La normalizzazione, inoltre, non impone alcun estremo superiore o inferiore per cui in questo caso la dispersione presente nella variabile originale (e quindi il potenziale effetto distorsivo degli *outliers*) si riflette interamente in quella normalizzata.

Ciò comporta che, a livello di *trade-off*, le variabili originariamente molto compatte (nel nostro caso la speranza di vita, come segnalato all'inizio di questo paragrafo) tendono a «scompare» rispetto a quelle più disperse. Inoltre, osservando l'espressione della derivata parziale

$$[14] \quad \frac{\partial}{\partial x_j} v_{media}(x_j) = \frac{\partial}{\partial x_j} \left(\frac{x_j - \bar{x}_j}{\bar{x}_j} \right) = \frac{1}{\bar{x}_j}$$

è evidente come un incremento di un'unità di una variabile x_j avrà un effetto tanto maggiore sulla variabile normalizzata quanto più basso è il suo valor medio \bar{x} .

Riportiamo anche in questo caso i pesi relativi effettivi per le 4 componenti dell'esclusione sociale per $\beta = 1$, calcolando le medie \bar{x}_j sulle regioni amministrative europee già considerate nel paragrafo 3.1 (i saggi marginali di sostituzione, in valore assoluto, sono nell'Appendice F, Tabella F2).

Tabella 12. Pesi relativi effettivi (modello *benchmark* & normalizzazione v_{media})

	longevità	abbandono scolastico	povertà relativa	disoccupazione di lunga durata
peso relativo effettivo W_j	2,8%	14,1%	18,1%	65%

I *trade-offs* risultano molto diversi rispetto a quelli ottenuti dalla *min-max*, in particolare la speranza di vita viene penalizzata per la scarsa dispersione dei suoi valori, e per il fatto che il suo valor medio è molto più alto rispetto a quelle delle altre variabili.

Utilizzando la funzione valore v_{media} al posto della $v_{min-max}$ all'interno del modello di aggregazione CES con $\beta = 1$ e $w_j = w = 1/m = 1/4$, otteniamo un indice di inclusione sociale che mostra livelli simili a quelli che si ricavano utilizzando $v_{min-max}$, ma risulta piuttosto diverso nei trend temporali.

La Figura seguente mostra gli andamenti dell'indice sintetico per le quattro macro-aree geografiche italiane. Si noti che, per comodità, abbiamo centrato la normalizzazione in 1 invece che in 0: ciò significa che un valore di 1,3 rappresenta una condizione migliore del 30% alla media dei valori europei normalizzati, mentre un valore di 0,5 rappresenta una condizione del 50% peggiore).

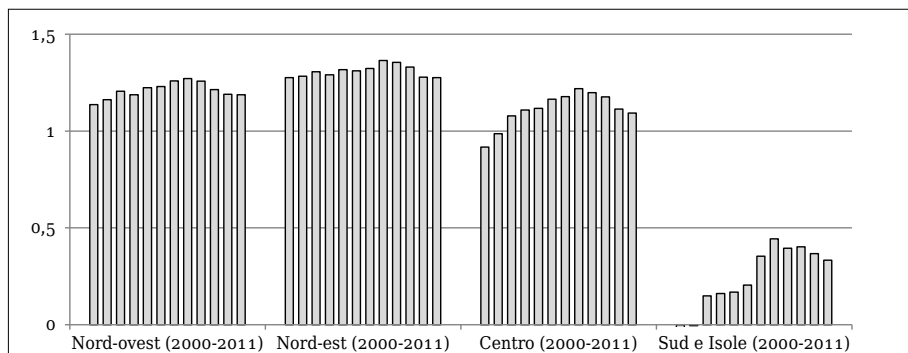


Figura 6. Indicatore IS *benchmark* ($\beta = 1$), 12 anni (2000-2011), normalizzazione v_{media}

Si confermano tutte le tendenze viste in precedenza per il periodo 2000-2007; i dati regionali (solo per alcuni anni) sono disponibili nell'Appendice D, Tabella D.4.⁵⁷

Non sorprendentemente, l'effetto della crisi economica (che influisce soprattutto sugli indicatori di disoccupazione e di povertà relativa, che costituiscono l'85% dell'indice sintetico) è molto più evidente di quanto non fosse nel caso precedente, anche con un $\beta = 1$. Gli ultimi 4 anni considerati mostrano tutti un decremento consistente dell'indicatore, portando il Nord Italia ad avere nel 2011 lo stesso indice del 2000 ed il Centro ai livelli del 2003.

Considerando il periodo 2000-2011, dunque, l'effetto del «ciclo» neutralizza per il Centro-Nord i miglioramenti avvenuti nella prima metà del decennio. L'analisi di convergenza condizionata alle condizioni iniziali, illustrata nella Figura 7, mostra un coefficiente negativo e significativo, determinato il larghissima misura da 6 regioni quali Campania, Puglia, Basilicata, Sicilia e Sardegna.

57. Il guadagno notevole al Sud e Isole dal 2003 al 2005 è guidato da miglioramenti importanti nella disoccupazione di lunga durata per Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna, e nel tasso di povertà relativa dal 2004 al 2005 per Molise, Campania, Puglia e Calabria.

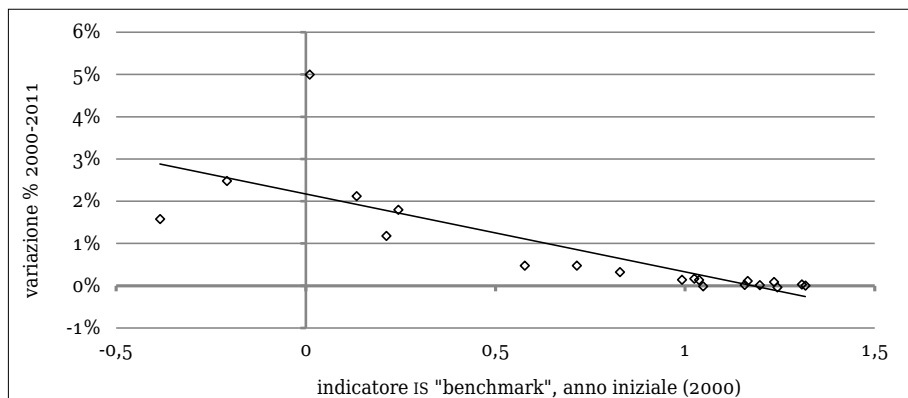


Figura 7. Indicatore IS *benchmark*, convergenza, normalizzazione v_{media}

A livello di ranking lo scenario resta piuttosto stabile nel complesso (Kendall's- τ di 0,86 nel confronto con il ranking del modello *benchmark*, Appendice D), ma muta all'interno del gruppo *top-10* (la classifica di queste regioni è illustrata nella Tabella seguente). Le prime 10 regioni in classifica, infatti, pur rimanendo le stesse si scambiano di posizione, con i territori più virtuosi per disoccupazione di lunga durata (Friuli Venezia Giulia, Lombardia ed Emilia Romagna) che si portano ai primi posti.

Tabella 13. Ordinamenti regionali ottenuti con due normalizzazioni diverse

	v_{media} ranking 2000-2011	$v_{min-max}$ ranking 2000-2011	differenza
Veneto	2	1	-1
Emilia-Romagna	1	2	1
Marche	6	3	-3
Trentino Alto Adige	3	4	1
Umbria	7	5	-2
Friuli-Venezia Giulia	4	6	2
Toscana	8	7	-1
Lombardia	5	8	3
Liguria	9	9	0
Piemonte	11	10	-1

6. Conclusione

A partire da 4 indicatori fondamentali abbiamo tentato di costruire una serie di indicatori sintetici per monitorare l'andamento del fenomeno dell'esclusione sociale, come definito dal Consiglio Europeo di Laeken, nel panorama regionale italiano dal 2000 al 2011.

Abbiamo affrontato in particolare due criticità: la definizione di una metodologia con cui rendere commensurabili dimensioni che per loro natura presentano unità di misura e gradi di variabilità territoriale diversi, e la scelta del modello attraverso il quale aggregare le singole componenti in una misura sintetica. Nei paragrafi 3 e 4, mantenendo costante la funzione di normalizzazione (o funzione valore), abbiamo proposto una serie di indicatori aggregati derivanti da modelli di aggregazione diversi per grado di sostituibilità delle singole componenti o per metodologia di determinazione dei pesi relativi. Nel paragrafo 5, mantenendo costante la funzione di aggregazione, abbiamo verificato quali siano le conseguenze dell'adottare normalizzazioni diverse.

Negli anni dal 2000 al 2007 il quadro italiano sembra piuttosto robusto alle diverse ipotesi, arbitrarie, che occorre necessariamente adottare quando si costruisca un indicatore sintetico a tavolino. Il livello di esclusione sociale appare caratterizzato da forti ed evidenti variabilità geografiche, con l'area del Mezzogiorno particolarmente penalizzata. In particolare, ci troviamo di fronte a un quadro in cui le regioni del Centro Nord «dominano» quelle del Sud in una misura tale che, pur consentendo a ciascun territorio di scegliere i pesi che massimizzerebbero il proprio indice, l'ordinamento resta praticamente invariato. Nessuna funzione valore e nessun set di pesi, comunque determinati, possono influenzare di molto lo scenario ottenuto.

Allo stesso modo è evidente, sotto qualunque modello, un fenomeno di generale miglioramento ed una tendenza di convergenza che porta le aree meridionali ad avvicinarsi a quelle centro-settentrionali.

Il discorso cambia per gli anni successivi al 2007, periodo in cui la crisi economica ha influito negativamente su 2 indicatori di esclusione sociale (i rimanenti hanno invece mantenuto un trend positivo). In questo caso le criticità insite nelle procedure di aggregazione rendono il quadro instabile e sensibile alle ipotesi implicite nei diversi modelli: la scelta del parametro di sostituibilità, ad esempio, determina l'andamento positivo piuttosto che negativo dell'indicatore sintetico a partire dal 2008 per molte regioni!

Per ciò che riguarda la fase di normalizzazione dei dati abbiamo sottolineato come, per certi aspetti, essa condizioni l'indicatore sintetico più di quanto non facciano le alternative in termini di aggregazione.

Adottare ad esempio una funzione valore *min-max*, pur applicandola ad un modello lineare con pesi uniformi, significa assegnare implicitamente alla speranza di vita il 50% del peso relativo nella creazione dell'indice. È evidente che una tale preponderanza, per essere accettata, debba essere giustificata su qualche base teorica, oppure attraverso l'elicitazione di preferenze sociali o istituzionali. Abbiamo mostrato inoltre come, modificando la funzione valore, i pesi relativi cambino completamente e come ciò abbia degli effetti importanti sull'andamento dell'indicatore sintetico negli anni della crisi, simili a quelli provocati dalla scelta del coefficiente di sostituzione nella funzione di aggregazione CES.

Questi risultati sembrano richiamare ad una notevole prudenza nell'interpretazione di indicatori sintetici. In particolare ciò è vero nei casi in cui, come in questo articolo, la funzione valore venga stimata soltanto a partire dai dati a disposizione, pur se «allargati» a livello europeo, ed i parametri della funzione di aggregazione vengano definiti «a tavolino».

Bibliografia

- R. ALLEN, A.D. ATHANASSOPOULOS, R.G. DYSON, E. THANASSOULIS, *Weight Restrictions and Value Judgements in DEA: Evolution, Development and Future Directions*, «Annals of Operations Research», 73, 1997.
- A.B. ATKINSON, B. CANTILLON, E. MARLIER, B. NOLAN, *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*, Oxford, Oxford University Press, 2002.
- A.B. ATKINSON, E. MARLIER, B. NOLAN, *Indicators and Targets for Social Inclusion in the European Union*, «Journal of Common Market Studies», 42, 2004, pp. 47-75.
- G. BECKER, T.J. PHILIPSON, R.R. SOARES, *The Quantity and Quality of Life and the Evolution of World Inequality*, «American Economic Review», 95, 1, 2005.
- C. BLACKORBY, D. DONALDSON, *Ratio-scale and translation-scale full interpersonal comparability without domain restrictions: Admissible social-evaluation functions*, «International Economic Review», 23, 1982.
- F. BOURGUIGNON, *Comment on Multidimensioned approaches to welfare analysis by E. Maasoumi*, in J. SILBER (a cura di), *Handbook of income inequality measurement*, London, Kluwer Academic, 1999.
- A. BRANDOLINI, *On Applying Synthetic Indices of Multidimensional Well-Being: Health and Income Inequalities in Selected EU Countries*, «Bank of Italy, Temi di Discussione», 2008, p. 668 (<http://ssrn.com/abstract=1148725> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1148725>).
- A. CHARNES, W. COOPER, E. RHODES, *Measuring the efficiency of decision-making units*, «European Journal of Operational Research», 2, 1978, pp. 429-444.
- L. CHERCHYE, W. MOESEN, T. PUYENBROECK, *Legitimately Diverse, yet Comparable: On Synthesizing Social Inclusion Performance in the EU*, «Journal of Common Market Studies», 2004, 42, pp. 919-955.
- L. CHERCHYE, W. MOESEN, N. ROGGE, T. PUYENBROECK, *An Introduction to «Ben-*

- efit of the Doubt*» *Composite Indicators*, «Social Indicators Research», 82, 2007, pp. 111-145.
- G. CHOQUET, *Theory of capacities*, «Annales de l'Institut Fourier», 5, 1953, pp. 131-295.
- S. CHOWDHURY, L. SQUIRE, *Setting weights for aggregate indices: An application to the commitment to development index and human development index*, «The Journal of Development Studies», 42, 2006, p. 5.
- T. COELLI, D.S.P. RAO, C.J. O'DONNELL, G.E. BATTESE, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer, 2005.
- C. CRUCIANI, S. GIOVE, M. PINAR, M. SOSTERO, *Constructing the FEEM Sustainability Index: A Choquet-Integral Application*, «FEEM Working Paper», 2012, p. 50, <http://ssrn.com/abstract=2123054> (2013/06/06).
- K. DECANCO, M.A. LUGO, *Setting weights in multidimensional indices of well-being and deprivation*, «Oxford Poverty and Human Development Initiative working paper», 18, 2008.
- K. DECANCO, M.A. LUGO, *Weights in multidimensional Indices of well-being: an overview*, «Econometric Reviews», 32, 2013, pp. 7-34.
- EUROFOUND, *Third European Quality of Life Survey. Quality of Life in Europe: Impacts of the crisis*, «Publications Office of the European Union», Luxembourg, 2012.
- COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES, *Towards a Europe of solidarity, Intensifying the fight against social exclusion, fostering integration*, 1992, <http://aei.pitt.edu/4819/1/4819.pdf> (2013/06/06).
- EUROPEAN COMMISSION, *Structural Indicators Communication from the Commission*, COM 551, 2002, <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2002:0551:FIN:EN:PDF> (2013/06/06)
- EUROPEAN COMMISSION, *Portfolio of indicators for the monitoring of the European strategy for social protection and social inclusion-2009 update*, 2009, <http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=3882&langId=en> (2013/06/06).
- EUROPEAN COMMISSION, *GDP and beyond. Measuring progress in a changing world*, «Communication from the Commission to the Council and the European Parliament», COM (2009), 2009, p. 433.
- EUROPEAN COMMISSION, *Combating poverty and social exclusion. A statistical portrait of the European Union*, «Publications Office of the European Union, Luxembourg», 2010.
- EUROPEAN COMMISSION, *Income and living conditions in Europe. Edited by Anthony B. Atkinson and Eric Marlier*, «Publications Office of the European Union, Luxembourg», 2010.
- EUROPEAN COMMISSION, *EUROPE 2020 A strategy for smart, sustainable and inclusive growth*, <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=COM:2010:2020:FIN:EN:PDF> (2013/06/06).
- EUROPEAN COUNCIL, *Lisbon European Council: Presidency Conclusions*, 2000, http://www.europarl.europa.eu/summits/lis1_en.htm
- EUROPEAN COUNCIL, *Presidency conclusions, European Council meeting in Laeken (14th and 15th December)*, 2001, http://ec.europa.eu/governance/impact/background/docs/laeken_concl_en.pdf

- EUROSTAT, *Continuity of indicators between end-ECHP and start-SILC. Algorithms to compute cross-sectional indicators of poverty and social inclusion adopted under the open method of coordination*, 2005, http://www.insee.fr/en/insee-statistique-publique/colloques/pauvrete/pdf/Eurostat_social_indicators_EN.pdf (2013/06/06).
- EUROSTAT, *Combating poverty and social exclusion, 2010 edition. A statistical portrait of the European Union*, EUROSTAT publication, 2010.
- M. GRABISCH, *The application of fuzzy integrals in multicriteria decision making*, «European Journal of Operational Research», 1996, p. 89.
- J. KLUGMAN, F. RODRÍGUEZ, H.-J. CHOI, *The HDI 2010: new controversies, old critiques*, «Journal of Economic Inequality», Springer, 9, 2, 2011, pp. 249-288.
- E. KRITIKOS, C. CHING, *Study on Access to Education and Training, Basic Skills and Early School Leavers. Lot 3: Early School Leavers, Final Report*, London, European Commission DG EAC, 2005.
- ISTAT, *La distribuzione del reddito in Italia. Indagine europea sui redditi e le condizioni di vita delle famiglie (Eu-Silc) - Anno 2006*, Roma, 2010.
- ISTAT, *Rapporto annuale 2012 - La situazione del Paese*, Roma, 2012.
- ISTAT-CNEL, *BES 2013. Il benessere equo e sostenibile in Italia*, www.misuredel-benessere.it
- M. LEFEBVRE, T. COELLI, P. PESTIEAU, *On the Convergence of Social Protection Performance in the European Union*, «CESIFO Economic Studies», 56, 2, 2010, pp. 300-322.
- S. MAGRINI, *Why Should We Analyse Convergence Using the Distribution Dynamics Approach?*, «Scienze regionali», 8, 1, 2009, pp. 5-34.
- W. MELYN, W. MOESEN, *Towards a Synthetic Indicator of Macroeconomic Performance: Unequal Weighting when Limited Information is Available*, «Public Economics Research Paper», 17, 1991.
- P. MEYER, G. PONTHIÈRE, *Eliciting preferences on multiattribute societies with a Choquet Integral*, «Computational Economics», 37, 2, 2011.
- P. MURIAS, S. NOVELLO, F. MARTINEZ, *The Regions of Economic Well-being in Italy and Spain*, Regional Studies, 46, 6, 2012, pp. 793-816.
- M. NARDO, M. SAISANA, A. SALTELLI, S. TARANTOLA, A. HOFFMANN, E. GIOVANNINI, *Handbook on Constructing Composite Indicators: Methodology and User Guide*, Paris, OECD publishing, 2008.
- OECD, *How's life? Measuring well-being*, Paris, OECD Publishing, 2011, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264121164-en>
- L. OSBERG, A. SHARPE, *How should we measure the economic aspects of well-being?*, «Review of Income and Wealth», 51, 2, 2005.
- P. PESTIEAU, *Assessing the performance of the public sector*, «Annals of Public and Cooperative Economics», 80, 2009, pp. 133-161.
- M. RAVALLION, *Troubling tradeoffs in the Human Development Index*, «Journal of Development Economics», 99, 2012, pp. 201-209.
- J. STIGLITZ, A. SEN, J.P. FITOUSSI, *Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress*, Paris, 2009.
- R. TANGORRA, *Poveri sì, ma sotto quale soglia?*, «Lavoce.info», 2012, <http://www.lavoce.info/poveri-si-ma-sotto-qual-soglia/> (2013/06/06)
- S. TERZI, L. MORONI, *Graduatorie della qualità della vita e loro sensibilità al*

pre-trattamento delle variabili che la definiscono: alcune critiche al Dossier de Il Sole 24 Ore, «Quaderni di Statistica», III, 2004.

UNDP (UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME), *Human Development Report 1990. Concepts and Measurement of Human Development*, New York, Oxford University Press, 1990.

Appendice A - Descrizione dei 4 indicatori di esclusione sociale adottati

Tabella A.1. Indici di correlazione per il periodo 2000-2011

	longevità	abbandono scolastico	disoccupazione di lunga durata	povertà relativa
longevità	1			
abbandono scolastico	-0,63	1		
disoccupazione di lunga durata	-0,39	0,54	1	
povertà relativa	-0,33	0,42	0,88	1

Tabella A.2. Speranza di vita alla nascita (anni), fonte ISTAT

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Piemonte	79,7	79,9	80,0	79,8	80,9	80,8	81,2	81,6	81,6	81,9	82,4	82,7
Valle D'Aosta	79,7	79,9	80,0	79,8	80,5	79,8	81,2	80,6	81,6	82,1	82,1	82,4
Lombardia	80,2	80,2	80,5	80,3	81,4	81,3	81,9	82,0	82,2	82,4	82,8	83,2
Liguria	79,8	80,0	80,4	80,1	81,3	81,2	81,6	81,8	81,9	82,0	82,4	82,6
Trentino A.Adige	80,6	81,0	81,2	80,7	81,5	81,8	82,1	82,7	82,8	83,4	83,6	84,0
Veneto	80,5	80,9	81,0	80,9	81,7	81,7	82,2	82,2	82,4	82,9	83,1	83,3
Friuli V. Giulia	79,9	80,1	80,3	80,1	81,0	81,0	81,5	82,1	81,9	82,2	82,4	82,5
Emilia Romagna	80,6	80,8	81,0	80,7	81,7	81,7	82,2	82,3	82,4	82,6	83,0	83,2
Toscana	80,7	81,0	81,3	81,0	81,9	81,9	82,4	82,4	82,3	82,7	83,1	83,4
Umbria	81,0	81,0	81,3	81,2	81,9	81,4	82,4	82,4	82,4	83,1	83,1	83,4
Marche	81,1	81,5	81,7	81,4	82,3	82,3	82,7	83,0	82,9	83,1	83,8	84,1
Lazio	79,7	79,9	80,2	79,8	80,7	80,8	81,3	81,7	82,0	82,1	82,4	82,6
Abruzzo	80,5	81,0	80,8	80,9	81,5	81,6	82,0	82,0	82,2	81,8	82,5	82,7
Molise	80,0	80,6	80,9	80,8	80,6	81,2	81,4	82,3	81,8	82,4	82,4	82,6
Campania	78,2	78,7	78,8	78,8	79,7	79,5	80,2	80,0	80,5	80,5	80,8	80,9
Puglia	80,0	80,5	80,6	80,4	81,3	81,3	81,7	81,5	82,1	82,3	82,7	82,8
Basilicata	80,0	80,2	80,3	80,6	80,9	80,9	81,3	81,9	82,0	82,3	82,8	82,9
Calabria	79,8	80,2	80,7	80,3	81,0	80,7	81,5	81,4	81,7	81,7	82,4	82,6
Sicilia	79,2	79,5	79,6	79,6	80,6	80,3	80,8	80,8	81,1	81,0	81,6	81,6
Sardegna	79,8	80,0	80,2	79,9	81,0	80,9	81,5	81,8	81,9	81,8	82,6	82,6
Nord-O	80,0	80,1	80,3	80,1	81,2	81,1	81,7	81,9	82,0	82,2	82,6	83,0
Nord-E	80,5	80,8	80,9	80,7	81,6	81,6	82,1	82,3	82,4	82,8	83,0	83,3
Centro	80,3	80,6	80,8	80,5	81,4	81,4	81,9	82,1	82,2	82,4	82,8	83,1
Sud, Isole	79,2	79,6	79,8	79,7	80,6	80,4	81,0	80,9	81,3	81,3	81,8	81,9
Italia	79,9	80,2	80,4	80,2	81,1	81,0	81,6	81,7	81,9	82,1	82,5	82,7
coeff. variazione	0,08	0,08	0,08	0,08	0,07	0,09	0,07	0,09	0,07	0,08	0,08	0,09

Tabella A.3. Abbandono scolastico precoce, valori percentuali, fonte ISTAT

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Piemonte	25,1	27,7	25,2	22,9	21,4	20,5	20,0	17,3	18,4	19,8	17,6	16,0
Valle d'Aosta	25,6	26,9	24,9	24,2	22,3	22,3	21,9	24,3	25,9	21,4	21,2	22,4
Lombardia	23,4	24,0	22,3	22,0	21,1	21,4	18,5	18,3	19,8	19,9	18,4	17,3
Liguria	21,6	22,7	22,5	22,8	15,2	16,8	16,1	16,5	12,6	12,4	16,2	15,0
Trentino A.Adige	16,3	21,8	20,7	22,3	21,1	19,2	17,0	17,0	16,9	16,6	17,2	13,9
Veneto	22,9	22,4	20,5	18,1	17,8	18,2	15,0	13,1	15,6	16,9	16,0	16,8
Friuli-V. Giulia	15,7	16,4	15,6	17,2	13,2	15,3	19,7	12,6	15,2	14,5	12,1	13,9
Emilia- Romagna	21,2	22,9	21,2	21,7	19,1	19,2	17,7	17,4	16,6	15,0	14,9	13,9
Toscana	26,0	25,0	22,4	20,4	20,6	17,0	16,3	17,9	16,5	16,9	17,6	18,6
Umbria	15,8	13,0	13,8	14,5	13,1	15,3	14,8	12,7	14,8	12,3	13,4	11,6
Marche	19,1	18,6	20,2	17,4	16,7	19,1	18,0	16,3	14,7	15,6	14,9	13,1
Lazio	18,1	19,5	18,8	18,3	15,0	14,3	12,3	10,9	13,2	11,2	13,4	15,7
Abruzzo	16,3	18,4	13,7	10,2	16,4	16,1	14,7	15,0	15,6	14,8	13,5	12,8
Molise	17,9	20,0	19,1	19,0	14,6	15,1	16,2	16,4	16,5	16,6	13,5	13,1
Campania	31,3	30,7	28,4	28,5	28,3	27,7	27,1	29,0	26,3	23,5	23,0	22,0
Puglia	29,3	29,8	28,6	27,5	29,9	29,1	27,0	25,1	24,3	24,7	23,4	19,5
Basilicata	24,6	28,5	23,5	21,6	16,5	17,8	15,2	14,1	13,9	12,0	15,1	14,5
Calabria	24,4	25,8	23,8	21,8	21,6	18,1	19,6	21,2	18,7	17,4	16,1	18,2
Sicilia	32,0	33,1	31,5	29,3	29,3	29,4	28,1	26,1	26,2	26,5	26,0	25,0
Sardegna	32,1	34,3	33,0	28,7	29,5	32,7	28,3	21,8	22,9	22,9	23,9	25,1
Nord-O	23,7	24,9	23,2	22,4	20,6	20,7	18,7	17,9	18,7	19,1	18,0	16,7
Nord-E	20,9	21,9	20,2	19,7	18,1	18,3	16,7	15,0	16,0	15,9	15,3	15,1
Centro	20,1	20,4	19,1	17,7	16,8	15,9	14,5	14,1	14,7	13,8	14,8	15,6
Sud, Isole	30,0	30,7	28,9	27,5	27,7	27,4	26,1	25,4	24,2	23,4	22,8	21,7
Italia	25,8	26,6	24,9	23,7	22,9	22,4	20,6	19,7	19,7	19,2	18,8	18,2
coeff. variazione	0,21	0,21	0,21	0,21	0,24	0,24	0,24	0,25	0,23	0,23	0,22	0,22

Tabella A.4. Disoccupazione di lunga durata, percentuale della forza lavoro, fonte ISTAT

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Piemonte	2,8	2,1	2,2	2,1	2,3	2,0	1,8	1,8	2,2	2,9	3,6	3,9
Valle d'Aosta	0,9	0,5	0,6	0,7	0,4	0,8	0,9	1,1	1,1	1,6	1,5	2,1
Lombardia	1,5	1,3	1,1	1,3	1,4	1,4	1,3	1,2	1,3	1,8	2,3	2,6
Liguria	3,0	2,1	2,1	2,6	2,5	2,2	2,0	1,5	1,9	2,3	2,7	2,4
Trentino A. Adige	0,8	0,6	0,4	0,5	0,5	0,6	0,5	0,6	0,6	0,7	0,8	1,0
Veneto	0,8	0,6	0,6	0,8	1,2	1,5	1,4	1,2	1,1	1,3	2,2	2,2
Friuli-Venezia Giulia	1,4	1,0	0,9	1,3	1,4	1,3	1,3	1,1	1,4	1,5	2,2	2,4
Emilia-Romagna	0,7	0,8	0,6	0,9	1,0	1,1	1,0	0,8	0,8	1,3	2,0	2,2
Toscana	3,2	2,2	2,2	1,9	1,8	1,7	1,9	1,7	1,7	2,0	2,9	3,0
Umbria	3,1	2,6	3,4	2,6	2,3	2,6	2,0	1,8	1,8	2,3	2,9	2,7
Marche	2,5	2,0	2,2	1,5	1,6	1,7	1,5	1,5	1,6	2,1	2,5	2,9
Lazio	5,2	4,9	3,3	4,4	4,0	3,9	3,9	3,2	3,3	4,2	4,5	4,7
Abruzzo	6,5	4,9	5,2	4,2	3,4	3,6	3,0	2,9	2,8	3,4	4,5	4,3
Molise	6,1	5,6	4,4	5,5	5,9	5,2	5,4	4,0	4,7	4,5	4,1	5,4
Campania	10,5	10,1	8,6	9,0	8,2	8,6	7,3	6,0	7,1	7,3	8,2	9,5
Puglia	8,6	7,4	7,4	8,6	8,9	7,8	7,2	5,8	5,8	6,0	6,9	7,2
Basilicata	8,3	9,1	7,8	7,9	7,1	6,6	5,8	5,2	6,0	6,2	7,4	7,2
Calabria	12,1	11,8	10,0	9,6	8,0	8,4	7,1	6,2	6,1	5,9	6,5	7,4
Sicilia	15,0	13,8	12,7	12,3	10,0	9,4	7,8	7,5	7,7	8,1	8,2	8,0
Sardegna	9,6	8,2	7,2	7,6	6,9	6,9	5,6	4,6	5,9	5,9	6,4	7,1
Nord-O	2,0	1,6	1,5	1,7	1,8	1,6	1,5	1,4	1,6	2,2	2,7	2,9
Nord-E	0,8	0,7	0,6	0,9	1,1	1,2	1,1	1,0	1,0	1,2	2,0	2,1
Centro	4,3	3,7	3,1	3,2	2,9	2,9	2,8	2,4	2,5	3,1	3,7	3,8
Sud, Isole	11,2	10,4	9,3	9,6	8,6	8,4	7,2	6,2	6,7	6,9	7,5	8,1
Italia	5,0	4,5	4,0	4,1	3,8	3,7	3,3	2,8	3,0	3,4	4,0	4,3
coeff. variazione	0,86	0,92	0,91	0,88	0,82	0,81	0,77	0,76	0,78	0,66	0,58	0,58

Tabella A.5. Povertà relativa, percentuale di famiglie, fonte ISTAT

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Piemonte	6,1	5,6	6,9	7,1	6,4	7,1	6,4	6,6	6,1	5,9	5,3	5,9
Valle d'Aosta	7,4	8,9	7,0	7,7	6,0	6,8	8,5	6,5	7,6	6,1	7,5	4,3
Lombardia	5,0	4,7	3,7	4,5	3,7	3,7	4,7	4,8	4,4	4,4	4,0	4,2
Liguria	8,8	6,6	4,7	6,3	5,8	5,2	6,1	9,5	6,4	4,8	6,9	6,2
Trentino A.Adige	7,2	6,1	9,9	8,8	7,4	5,1	6,2	5,2	5,7	8,5	7,6	6,7
Veneto	5,9	4,3	3,9	4,2	4,6	4,5	5,0	3,3	4,5	4,4	5,3	4,3
Friuli-V. Giulia	9,0	8,3	9,8	9,7	5,3	7,2	8,2	6,6	6,4	7,8	5,6	5,4
Emilia-Romagna	3,6	3,8	4,5	4,7	3,6	2,5	3,9	6,2	3,9	4,1	4,5	5,2
Toscana	6,7	5,4	5,8	4,2	5,5	4,6	6,8	4,0	5,3	5,5	5,3	5,2
Umbria	12,2	9,2	6,4	8,7	9,1	7,3	7,3	7,3	6,2	5,3	4,9	8,9
Marche	5,8	6,1	4,9	5,8	7,7	5,4	5,9	6,3	5,4	7,0	8,5	5,2
Lazio	12,5	11,1	7,7	6,5	8,1	6,8	7,0	7,9	8,0	6,0	6,6	7,1
Abruzzo	14,6	15,9	17,9	15,8	16,6	11,8	12,2	13,3	15,4	15,0	14,3	13,4
Molise	22,0	29,1	26,2	23,2	22,4	21,5	18,6	13,6	24,4	17,8	16,0	18,2
Campania	23,1	25,5	23,6	21,2	24,9	27,0	21,2	21,3	25,3	25,1	23,2	22,4
Puglia	22,3	25,0	21,4	20,4	25,2	19,4	19,8	20,2	18,5	21,0	21,1	22,6
Basilicata	25,2	28,3	26,7	25,6	28,5	24,5	23,0	26,3	28,8	25,1	28,3	23,3
Calabria	33,1	25,3	29,9	24,2	25,0	23,3	27,8	22,9	25,0	27,4	26,0	26,2
Sicilia	24,6	24,4	21,2	25,8	29,9	30,8	28,9	27,6	28,8	24,2	27,0	27,3
Sardegna	19,9	22,1	16,8	13,3	15,4	15,9	16,9	22,9	19,4	21,4	18,5	21,1
Nord-O	5,7	5,2	4,7	5,4	4,7	4,8	5,4	5,8	5,1	4,9	4,7	4,9
Nord-E	5,5	4,7	5,3	5,4	4,5	4,1	5,0	4,9	4,6	5,0	5,2	5,0
Centro	10,2	9,2	7,8	6,9	8,3	6,6	7,4	7,1	7,6	6,9	7,1	7,1
Sud, Isole	24,1	24,9	22,7	22,0	25,5	24,9	23,2	23,0	24,3	23,8	23,7	23,9
Italia	12,3	12	11	10,8	11,7	11,1	11,1	11,1	11,3	10,8	11	11,1
coeff. variazione	0,71	0,79	0,82	0,74	0,80	0,81	0,74	0,74	0,82	0,80	0,78	0,77

Appendice B. Effetto di una variazione nell'indicatore elementare j -esimo sull'indice composito IS

$$\begin{aligned}\frac{\partial IS(x)}{\partial x_j} &= \frac{1}{\beta} \left[w_1 v_1(x_1)^\beta + \dots + w_m v_m(x_m)^\beta \right]^{\frac{1-\beta}{\beta}} \beta w_j v_j(x_j)^{\beta-1} v_j'(x_j) \\ &= w_j v_j'(x_j) \left(\frac{\left[w_1 v_1(x_1)^\beta + \dots + w_m v_m(x_m)^\beta \right]^{1/\beta}}{v_j(x_j)} \right)^{1-\beta} \\ &= w_j v_j'(x_j) \left(\frac{IS(x)}{v_j(x_j)} \right)^{1-\beta}\end{aligned}$$

Appendice C. Indicatori normalizzati

Tabella C.1. Valori normalizzati (funzione valore *min-max*) delle 4 variabili di inclusione sociale

	Speranza di vita		Abbandono scolastico		Disoccupazione di lunga durata		Povertà relativa	
	2000	2011	2000	2011	2000	2011	2000	2011
Piemonte	43,1	82,2	70,1	81,1	83,5	76,1	88,3	88,9
Valle D'Aosta	43,1	78,3	68,8	77,9	96,1	87,9	83,8	94,1
Lombardia	49,5	88,1	61,6	77,1	92,5	84,5	91,7	94,4
Liguria	44,3	80,2	64,6	77,1	81,7	86,4	79,5	87,9
Trentino A.adige	54,7	98,5	68,9	75,1	96,8	95,7	84,5	86,2
Veneto	53,4	89,9	70,3	75,1	97,2	87,4	88,9	94,1
Friuli V. Giulia	45,6	79,5	56,1	75,1	92,9	86,1	78,7	90,5
Emilia Romagna	54,7	89,2	47,2	73,5	97,6	87,5	96,3	91,1
Toscana	56,0	91,5	55,1	72,2	80,6	82,2	86,4	91,1
Umbria	59,9	91,5	64,1	70,3	81,1	83,9	68,4	79,1
Marche	61,2	100	45,9	69,6	85,3	82,8	89,3	91,1
Lazio	43,1	80,4	51,6	67,5	66,8	70,5	67,2	84,9
Abruzzo	53,4	82,6	50,3	66,2	58	73,1	60,5	64,4
Molise	46,9	81,3	47,7	63,9	61	65,9	36,3	48,7
Campania	23,4	59,2	43,6	62,8	31	37,9	32,7	35,1
Puglia	46,9	83,3	35,1	60,5	44,1	53,3	35,3	34,3
Basilicata	46,9	84,6	29,8	54,1	45,8	53,1	26,1	32,1
Calabria	44,3	80,6	44,7	52,9	20,1	52,1	0	22,6
Sicilia	36,4	67,7	28,1	46,2	0	47,8	27,7	19,1
Sardegna	44,3	80,8	27,7	45,9	36,7	53,9	43,2	39,2

Appendice D. Indici di inclusione sociale

Tabella D.1. Indice *benchmark* di inclusione sociale, IS ($\alpha|\beta = 1$)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Piemonte	71,3	75,3	73,9	72,7	77,4	75,7	78,2	80,7	79,1	80,6	80,8	82,1
Valle d'Aosta	72,9	71,8	76,5	77,5	77,6	74,2	78,1	77,2	79,3	81,7	81,6	84,6
Lombardia	73,8	74,8	75,9	75,9	80,5	78,7	80,6	82,2	84,0	83,2	84,4	86,1
Liguria	67,6	70,2	73,6	70,6	77,9	78,3	78,5	77,0	79,2	80,1	81,0	82,9
TAA	76,3	75,4	73,7	72,0	76,3	80,4	81,8	84,5	84,5	84,1	85,0	88,9
Veneto	77,5	79,9	81,0	79,1	83,3	81,6	80,1	86,5	84,6	86,5	86,4	86,6
Friuli- Giulia	68,4	69,1	69,9	68,3	76,4	74,9	76,6	80,4	79,9	80,7	82,0	82,8
Emilia- Romagna	74,0	71,7	75,6	75,1	82,4	82,2	84,6	84,1	86,4	87,4	85,1	85,4
Toscana	69,5	72,5	73,3	74,0	80,9	80,7	80,7	83,2	84,3	85,1	82,5	84,3
Umbria	68,4	70,8	73,2	72,6	77,3	77,1	82,6	83,8	83,4	86,7	84,7	81,2
Marche	70,5	70,6	73,5	74,5	76,8	79,0	80,6	83,1	82,5	80,2	82,0	85,9
Lazio	57,2	59,9	67,6	67,0	69,5	70,7	74,4	77,3	76,4	75,9	76,5	75,9
Abruzzo	55,6	58,5	56,8	60,8	64,0	67,8	71,6	71,1	69,1	67,1	69,1	71,6
Molise	48,0	44,1	50,7	52,3	51,8	57,9	59,6	68,0	58,1	66,5	69,6	65,0
Campania	32,7	33,7	39,8	42,4	43,6	42,8	52,4	52,9	50,4	49,9	50,5	48,8
Puglia	40,4	41,5	45,6	44,4	41,3	48,3	51,8	54,4	58,3	56,3	56,8	57,9
Basilicata	37,2	34,4	39,7	41,3	41,4	45,9	50,1	49,3	47,9	53,5	50,7	56,0
Calabria	27,5	34,7	36,8	41,3	47,0	46,6	48,1	51,8	50,1	51,5	54,0	52,1
Sicilia	23,1	25,7	31,5	29,9	33,6	32,9	39,7	42,5	42,2	44,7	44,5	45,2
Sardegna	38,0	38,0	45,5	49,4	51,9	49,1	55,4	57,4	57,6	55,6	59,1	55,0
Italia	57,6	59,2	62,3	62,4	66,1	66,1	69,3	71,5	71,5	71,8	72,2	72,7
Coeff. variazione	0,315	0,304	0,263	0,247	0,255	0,242	0,208	0,201	0,210	0,204	0,197	0,206

Tabella D.2. Indicatore IS(x) per tre valori di β

	IS ($x \beta = 0$)			IS ($x \beta = -1$)			IS ($x \beta = -\infty$)		
	2000	2007	2011	2000	2007	2011	2000	2007	2011
Piemonte	68,7	80,17	81,9	65,8	79,6	81,8	43	67,7	76,0
Valle d'Aosta	69,8	75,60	84,3	66,5	73,8	84,0	43	54,7	77,9
Lombardia	71,3	81,39	85,8	68,7	80,5	85,5	49,5	68,8	77,1
Liguria	65,7	76,52	82,8	63,6	76,0	82,7	44,3	68,5	77,1
TAA	74,5	83,64	88,4	72,8	82,7	87,9	54,7	67,1	75,0
Veneto	75,5	85,97	86,3	73,4	85,4	86,0	53,4	75,5	75,0
Friuli-Venezia Giulia	65,7	79,63	82,5	63,2	78,8	82,3	45,6	65,9	75,0
Emilia-Romagna	70,2	83,60	85,0	66,6	83,1	84,7	47,2	74,5	73,5
Toscana	68,1	82,51	83,9	66,6	81,7	83,5	55	68,3	72,2
Umbria	67,9	83,71	80,8	67,5	83,6	80,4	59,9	78,2	70,3
Marche	68,0	82,40	85,1	65,5	81,6	84,3	45,9	66,2	69,6
Lazio	56,2	77,08	75,5	55,2	76,9	75,2	43	69,0	67,5
Abruzzo	55,4	70,66	71,2	55,3	70,2	70,9	50,3	63,6	64,4
Molise	47,2	67,49	63,9	46,4	66,9	62,8	36,3	56,1	48,7
Campania	31,9	51,81	47,1	31,1	50,6	45,6	23,4	38,6	35,0
Puglia	40,0	53,38	55,1	39,7	52,3	52,3	35	42,2	34,3
Basilicata	35,9	44,30	52,8	34,7	39,3	49,8	26	22,3	32,0
Calabria	14,1	50,13	47,3	3,6	48,3	42,2	1	33,4	22,6
Sicilia	4,5	38,92	41,1	0,6	34,6	36,4	0	18,0	19,0
Sardegna	37,4	55,00	52,9	36,7	52,2	51,1	27,7	33,4	39,2
Italia	53,9	70,45	71,5	51,6	69,3	70,3	38,5	57,6	59,2
Coeff var	0,383	0,216	0,226	0,418	0,235	0,249	0,427	0,32	0,349

Tabella D.3. Indice di inclusione sociale DEA

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Piemonte	90,1	91,9	88,5	89,5	90,2	91,5	92,6	92,7	92,3	92,6	95,8	95,1
Valle d'Aosta	95,4	96,7	96,7	97,1	99,8	95,0	95,8	93,1	93,5	95,1	95,5	98,1
Lombardia	94,7	96,3	99,4	97,3	98,8	96,8	97,3	97,2	97,6	97,7	100	99,9
Liguria	87,4	92,5	96,0	91,2	98,4	98,7	95,7	94,3	100	100	93,7	96,6
Trentino A. Adige	100	100	100	99,9	100	100	100	100	100	100	100	100
Veneto	98,7	100	100	100	99,9	99,0	100	100	100	100	99,3	100
Friuli-Venezia Giulia	100	100	100	97,8	100	100	94,0	100	98,2	98,7	100	98,6
Emilia-Romagna	100	100	100	98,5	100	100	100	98,4	100	100	100	100
Toscana	92,9	96,8	96,1	99,8	98,5	100	98,8	99,1	97,1	96,6	98,6	97,3
Umbria	100	100	100	100	100	100	100	100	98,4	100	100	100
Marche	100	100	100	100	100	100	100	100	100	98,2	100	100
Lazio	89,8	85,2	90,9	93,3	92,9	100	100	100	98,2	100	96,0	91,7
Abruzzo	94,7	90,7	95,3	100	89,7	97,9	96,9	91,9	92,1	89,4	94,3	94,5
Molise	86,2	69,7	79,1	82,9	86,9	92,9	87,8	91,7	82,1	85,9	93,5	91,4
Campania	42,3	44,8	50,5	50,1	53,7	52,9	59,8	60,4	59,0	59,4	63,4	63,5
Puglia	70,4	71,4	73,8	73,7	71,7	76,7	78,3	74,0	82,5	79,7	80,0	77,3
Basilicata	69,5	62,0	67,5	74,2	72,7	82,3	86,2	81,8	76,4	87,1	75,8	84,0
Calabria	16,2	63,1	60,2	71,3	72,1	81,0	71,7	73,6	76,3	71,5	79,1	72,8
Sicilia	15,2	45,6	52,6	54,0	55,0	48,0	58,3	59,3	59,8	62,3	63,1	60,1
Sardegna	66,4	64,0	68,1	69,5	74,5	71,7	77,5	77,1	80,0	74,5	80,3	75,3
Italia (media)	77,3	81,9	84,3	84,9	85,7	86,3	87,8	87,5	88,1	88,0	89,2	88,1

Tabella D.4. Indice IS ($x|\beta = 1$), con normalizzazione v_{media}

	2011	2007	2000
Trentino-Alto Adige	1,35 (1)	1,36 (2)	1,31 (2)
Emilia-Romagna	1,28 (2)	1,32 (4)	1,32 (1)
Friuli-Venezia Giulia	1,26 (3)	1,35 (3)	1,23 (4)
Veneto	1,26 (4)	1,41 (1)	1,24 (3)
Marche	1,24 (5)	1,28 (8)	1,16 (6)
Liguria	1,23 (6)	1,21 (10)	1,02 (10)
Lombardia	1,22 (7)	1,30 (5)	1,20 (5)
Umbria	1,20 (8)	1,28 (7)	1,04 (9)
Valle d'Aosta	1,18 (9)	1,19 (12)	1,16 (7)
Toscana	1,15 (10)	1,29 (6)	0,99 (11)
Piemonte	1,10 (11)	1,23 (9)	1,05 (8)
Lazio	1,02 (12)	1,19 (11)	0,83 (12)
Abruzzo	0,97 (13)	1,05 (13)	0,71 (13)
Molise	0,79 (14)	0,94 (14)	0,58 (14)
Basilicata	0,52 (15)	0,62 (16)	0,24 (15)
Puglia	0,46 (16)	0,54 (17)	0,21 (16)
Sardegna	0,42 (17)	0,63 (15)	0,13 (17)
Calabria	0,40 (18)	0,51 (18)	-0,21 (19)
Campania	0,25 (19)	0,44 (19)	0,01 (18)
Sicilia	0,22 (20)	0,24 (20)	-0,38 (20)

Appendice E. Correlazioni tra ordinamenti

Tabella E.1. Confronto tra gli ordinamenti risultanti da vari modelli di aggregazione e normalizzazione, indici Kendall's τ

	IS_1 vs IS_0	IS_1 vs IS_{-1}	IS_0 vs IS_{-1}	IS_1 vs DEA	IS_1 $v_{min-max}$ vs v_{media}
2000	0.95	0.88	0.93	0,84	0,90
2001	0.93	0.87	0.94	0,86	0,86
2002	0.89	0.85	0.96	0,85	0,83
2003	0.94	0.91	0.97	0,80	0,85
2004	0.92	0.84	0.92	0,81	0,82
2005	0.94	0.89	0.95	0,76	0,85
2006	0.98	0.95	0.97	0,82	0,85
2007	0.97	0.93	0.96	0,85	0,84
2008	0.95	0.91	0.96	0,86	0,88
2009	0.98	0.93	0.94	0,82	0,88
2010	0.97	0.94	0.97	0,84	0,87
2011	0.99	0.95	0.96	0,91	0,87
media	0.95	0.90	0.95	0,83	0,86

(tutti i valori sono significativi al 99%)

Appendice F. Saggi marginali di sostituzione per diverse normalizzazioni

Tabella F1. Saggi marginali di sostituzione, modello IS ($x|\beta = 1$) con normalizzazione $v_{min-max}$

	numero di anni per	punti % di disoccupazione	punti % di povertà relativa	punti % di abbandono scolastico
1 anno di vita	-	1,91	3,99	5,02
1 punto % di disoccupazione	0,52	-	2,09	2,62
1 punto % di povertà relativa	0,25	0,48	-	1,26
1 punto % di abbandono scolastico	0,20	0,38	0,80	-

Tabella F2. Saggi marginali di sostituzione, modello IS ($x|\beta = 1$) con normalizzazione v_{media}

	numero di anni di vita	punti % di disoccupazione	punti % di povertà relativa	punti % di abbandono scolastico
1 anno di vita	-	0,04	0,16	0,2
1 punto % di disoccupazione	22,7	-	3,6	4,6
1 punto % di povertà relativa	6,3	0,3	-	1,3
1 punto % di abbandono scolastico	5	0,2	0,8	-

Abstract

Building on the conceptual framework defined by the Laeken European Council, we select 4 indicators of social exclusion, one of the main targets of the European Social Agenda, and try to build a synthetic index for Italian regions from 2000 to 2011. We face two major challenges: the choice of the value function used to normalize the 4 dimensions and the selection of an aggregation model used to build the synthetic index. We compare a CES-based model, with exogenous equal weights but various degrees of substitutability, with a Data Envelopment Analysis model where weights are endogenously determined. We then present three normalization functions, highlighting the arbitrary trade-offs imposed on the original indicators. Until 2007, our results are quite robust: social exclusion varies significantly across different regions but overall increases showing a trend of convergence between the North and the South. In the years of the economic crisis, results are much more sensitive to the arbitrary hypothesis of each model: since 2008, the choice of the elasticity of substitution parameter or of the normalization function can drive the synthetic index to an increasing, constant or declining path.

Un'analisi del *welfare* regionale italiano mediante metodi di classificazione basati su modelli statistici

Andrea Pastore, Stefano Federico Tonellato

1. Introduzione

Per tipologia si intende la suddivisione di una molteplicità di individui o di oggetti, omogenei o simili, in gruppi caratterizzati dall'appartenenza a determinati tipi formali o funzionali. La classificazione di oggetti che, per la numerosità delle variabili che sono rilevate su di essi, vengono definiti complessi, è di per sé di interesse scientifico. Nel contesto delle scienze sociali, la classificazione può inoltre essere utilizzata per validare una teoria sulla base della sua aderenza alle osservazioni empiriche; in assenza di una teoria precostituita, le partizioni dell'universo oggetto di analisi, prodotte da metodologie induttive, possono fare emergere informazioni variegata e talvolta contraddittorie, riconducibili alle diverse variabili rilevate. Quest'ultimo aspetto sarà di particolare rilievo nell'analisi dei sistemi regionali di *welfare*, basata su numerosi indicatori, che presenteremo in questo capitolo.

In statistica, si identifica con il termine *cluster analysis* l'insieme dei metodi che si propongono di individuare, partendo da un insieme di oggetti, un numero ridotto di sottoinsiemi (gruppi), in modo tale che oggetti appartenenti al medesimo sottoinsieme siano omogenei, mentre oggetti appartenenti a sottoinsiemi diversi siano eterogenei (GORDON 1999; KAUFMAN, ROUSSEEUW 2005; EVERITT ET AL. 2011). In generale, l'omogeneità tra gli oggetti viene valutata con riferimento alle rilevazioni di un certo numero di variabili.

La *cluster analysis* è pertanto la metodologia connessa con la creazione di tipologie. Ci si riferisce alla *cluster analysis* anche con il termine *classificazione non supervisionata*, distinguendola dalla *classificazione supervisionata*, in cui ci si propone di trovare delle leggi per spiegare l'appartenenza di soggetti a classi note a priori.

La definizione di *cluster analysis* precedentemente richiamata nasconde alcuni aspetti che dal punto di vista pratico sono rilevanti. Innanzitutto, il numero di partizioni in k gruppi che si possono ottenere a partire da n oggetti è molto elevato, anche per valori di n contenuti. Ciò rende la ricerca di soluzioni ottimali problematica dal punto di vista algoritmico e pesante dal punto di vista computazionale, a maggior ragione se il valore di k non è conosciuto.

Un secondo aspetto di rilievo, meno tecnico ma decisamente più importante dal punto di vista delle applicazioni, riguarda la costruzione di misure di omogeneità o di eterogeneità con le quali valutare diverse soluzioni possibili. La definizione di tali misure, a partire dalle variabili rilevate, è un passo che ammette diverse possibili alternative (scelta delle variabili rilevanti, scelta di una misura di dissimilarità, trattamento di variabili rappresentate su scale di misura diverse) tra le quali non è sempre immediato individuare quella più sensata rispetto agli obiettivi dell'applicazione (HENNIG, TIAO 2013).

La creazione di tipologie nelle scienze sociali, quando è basata sull'evidenza empirica, si fonda spesso sull'applicazione di tecniche di *cluster analysis*. Questo approccio è stato seguito anche nello studio dei sistemi di *welfare* (ad esempio: HIRSCHBERG ET AL. 1991; SAINT-ARNAUD, BERNARD 2003; BERTIN, CARRADORE 2012), con l'obiettivo di determinare tipologie di regioni o di paesi omogenei rispetto a determinati indicatori. Le tecniche di *cluster analysis* prevalentemente utilizzate, di cui daremo una breve rassegna nel paragrafo 2, sono di tipo esplorativo, come i metodi gerarchici aggregativi e i metodi di riallocazione iterativa, quali ad esempio il noto algoritmo delle k -medie.

Recentemente (AHLQUIST, BREUNIG 2012) è stato evidenziato come, anche nell'ambito delle scienze sociali, sia opportuno fare riferimento a metodi di «classificazione» basati su modelli probabilistici che consentono di affrontare in modo più rigoroso la costruzione di tipologie. Secondo questo approccio, infatti, la definizione di una tipologia è conseguenza immediata della costruzione di un modello probabilistico coerente con i dati osservati e della stima dei suoi parametri. La classificazione, quindi, è prodotta dall'applicazione di metodi inferenziali assai avanzati, i quali, a differenza delle tecniche esplorative menzionate in precedenza, riducono di molto la possibilità che le scelte soggettive del ricercatore possano incidere sensibilmente sui risultati finali dell'analisi. Prendendo spunto proprio da questo contributo, nel paragrafo 3 illustreremo i caratteri salienti dei metodi di classificazione basati su modelli probabilistici di tipo «mistura». Nel paragrafo 4 proporremo diverse classificazioni dei sistemi di *welfare* delle regioni italiane, basate su modelli probabilistici definiti rispetto a molteplici indicatori di *welfare*. L'obiettivo non è tanto

quello di presentare una classificazione diversa da quelle già proposte, quanto evidenziare i punti di forza di questo approccio.

2. Creazione di tipologie e metodi esplorativi di cluster analysis

Si indichi con $U=\{1,2,\dots,n\}$ l'universo costituito dagli n oggetti, o individui, che si intende classificare e che sono denotati con $i=1,\dots,n$. Su ciascun individuo si rilevano le determinazioni di p variabili. Le rilevazioni sull'individuo i -esimo sono indicate con x_i . L'obiettivo è la determinazione di una partizione di U in k gruppi (ovvero sottoinsiemi disgiunti di U), con $k < n$, caratterizzati da una «omogeneità interna», in termini delle rilevazioni sugli individui inclusi in essi, e per una «dissimilarità tra gruppi», ovvero si richiede che le osservazioni rilevate su individui appartenenti a gruppi diversi si discostino notevolmente.

Gli aspetti algoritmico-computazionali da un lato, e le possibili definizioni di omogeneità o di eterogeneità dall'altro, sono tra le principali cause del vastissimo numero di metodi che il ricercatore si trova a poter utilizzare. Una rassegna, o anche solo un elenco, dei metodi di classificazione è al di fuori degli obiettivi di questo capitolo. È tuttavia opportuno ricordare che i più diffusi sono i metodi gerarchici aggregativi e i metodi di riallocazione iterativa. Si tratta di metodi che seguono un approccio esplorativo, utilizzati spesso in combinazione con tecniche di riduzione della dimensionalità, come l'analisi in componenti principali o l'analisi fattoriale.

2.1. Metodi gerarchici aggregativi

I metodi gerarchici aggregativi definiscono degli algoritmi che si sviluppano secondo delle gerarchie articolate su n livelli. Al primo livello, ciascun individuo in U costituisce un gruppo, o *cluster*, a sé stante. Al livello h della gerarchia, il numero di gruppi di cui si compone la classificazione passa da $n-h+1$ a $n-h$, in conseguenza dell'unione dei due gruppi tra di loro più vicini fra quelli definiti nel livello $h-1$. Al livello n della gerarchia, si addivene ad un unico gruppo, coincidente con U . Generalmente, tra le n classificazioni così ottenute, si sceglie quella a cui corrispondono la maggiore omogeneità «entro» i gruppi e la maggiore dissimilarità «tra» gruppi diversi.

In questa descrizione informale e sintetica dei metodi gerarchici aggregativi, si sono enucleati tre concetti fondamentali che portano alla costruzione di n tipologie ed alla scelta, tra queste, di una tipologia otti-

male: distanza tra i *cluster* (consente, a ciascun livello della gerarchia, di unire i due gruppi più vicini), omogeneità entro i *cluster* e dissimilarità tra *cluster* diversi (consentono di costruire un criterio di scelta fra tipologie diverse). Chiaramente, alla base di questi concetti sta la definizione, sull'insieme U , di una distanza (per esempio la distanza euclidea), quando le variabili rilevate hanno natura quantitativa, o di una dissimilarità, quando le variabili rilevate sono di natura qualitativa o mista. La scelta, spesso arbitraria, di distanze (o di dissimilarità) diverse può condurre a tipologie a loro volta notevolmente diverse. Bisogna inoltre sottolineare un secondo elemento di arbitrarietà nell'applicazione dei metodi gerarchici aggregativi: una volta scelta una distanza (o una dissimilarità), la misura della distanza tra gruppi diversi, necessaria per individuare i due gruppi più vicini, che in ciascun livello verranno uniti, non è univocamente definita. Il modo in cui si produce tale aggregazione caratterizza ciascun metodo gerarchico (tra i più popolari ricordiamo il *single linkage*, il *complete linkage* e il metodo di Ward) e la tipologia a cui si perviene come risultato finale. Rinviamo, per una trattazione approfondita, a GORDON (1999).

2.2 Metodi di riallocazione iterativa

Un'assunzione cruciale su cui si basano questi metodi è che il numero di gruppi che costituiscono la classificazione, k , sia noto. Una volta definito un criterio di misura dell'adeguatezza di una classificazione, un algoritmo di riallocazione iterativa si articola essenzialmente in due fasi: una partizione iniziale in k classi e un insieme di trasformazioni che conducono alla partizione finale.

Il più noto tra i metodi di riallocazione iterativa è quello delle k -medie, applicabile quando le p variabili rilevate sono tutte di natura quantitativa. Il funzionamento di questo metodo può essere descritto come segue:

- i) una volta definiti k vettori (baricentri) iniziali di dimensione p , c_1, \dots, c_k , si costruisce la partizione iniziale in k classi associando ciascun oggetto, i , in U al baricentro più vicino a x_i ;
- ii) si calcolano le medie dei k gruppi e, riferendosi a questi nuovi baricentri, si procede, in modo analogo a quanto fatto nel punto precedente, alla riallocazione degli oggetti in una nuova partizione;
- iii) si ripete il passo precedente fino al raggiungimento di un equilibrio, cioè fino a quando non si riesce a pervenire ad una nuova partizione.

Anche nel caso delle k -medie, possiamo rilevare diversi elementi di ar-

bitrarietà che influenzano notevolmente la costruzione di una tipologia. La prima, ovvia, osservazione è che, generalmente, il numero k di gruppi non è noto e che, quindi, la sua determinazione deve legarsi, a priori, a qualche congettura sui fenomeni oggetto di indagine o su informazioni extra-campionarie. In secondo luogo, non esiste un criterio che permetta di fissare in modo univoco i k baricentri iniziali (GORDON 1999). Inoltre, come nei metodi gerarchici aggregativi, si deve scegliere un'opportuna definizione di distanza che consenta l'implementazione dell'algoritmo.

Una generalizzazione del metodo delle k -medie è costituita dal metodo dei k -medoids (KAUFMAN, ROUSSEEUW 2005), che consente di trattare anche variabili qualitative o miste ed è meno sensibile delle k -medie alla presenza di valori anomali, ma presenta sostanzialmente le stesse caratteristiche di arbitrarietà delle k -medie.

2.3. *Commenti*

L'utilizzo di tecniche esplorative lascia alla discrezionalità dell'utilizzatore la scelta di una tra le diverse soluzioni possibili. Tale scelta viene spesso operata sulla base dell'interpretazione che le diverse soluzioni in gioco possono avere. In questo modo, la *cluster analysis* fornisce una tipologia che è solamente una di quelle ottenibili, forse quella che offre l'interpretazione più convincente da qualche punto di vista, ma non necessariamente quella maggiormente supportata dall'evidenza in un approccio inferenziale (su questo aspetto, AHLQUIST, BREUNIG 2010). A tale proposito, è utile sottolineare che qualsiasi metodo esplorativo di «*cluster analysis* basato su una distanza» produce una partizione degli oggetti che si vuole classificare, ma normalmente non si è in grado di valutare se tale partizione sia, *ceteris paribus*, più sensata del considerare gli stessi oggetti come un unico gruppo.

3. *Cluster analysis basata su modelli parametrici*

3.1. *Modelli mistura*

L'approccio probabilistico alla classificazione è relativamente recente e si basa su una particolare classe di distribuzioni di probabilità dette distribuzioni mistura. (MCLACHLAN, BASFORD 1988; MCLACHLAN, PEEL 2000). In questo capitolo si vuole riassumere l'idea sottostante a tali metodi, rimandando per una presentazione esaustiva a MELNYKOV e MAITRA (2010).

Supponendo che il modello preveda k gruppi, si assume che ciascun individuo provenga necessariamente da uno (e uno soltanto) di questi, denotato con t , $t=1, \dots, k$, con probabilità π_t . Se indichiamo con $f_t(x; \theta_t)$ la densità di probabilità specifica del gruppo t , dove θ_t è un insieme di parametri generalmente ignoti, allora le variabili rilevate avranno una distribuzione di probabilità congiunta rappresentata da una funzione di densità di tipo «mistura», data da:

$$f(x, \theta) = \sum_{t=1}^k \pi_t f_t(x, \theta_t)$$

in cui l'insieme di parametri θ include i parametri specifici $\theta_1, \dots, \theta_k$ che caratterizzano le distribuzioni dei singoli gruppi, $f_t(x; \theta_t)$, le quali, tecnicamente, sono chiamate «componenti della mistura», e le probabilità di appartenenza ai gruppi π_1, \dots, π_k (si osservi che, a priori, gli individui in U hanno tutti la stessa probabilità di appartenere a ciascuno dei k gruppi). Il modello presuppone, dunque, che ogni gruppo sia caratterizzato da una specifica distribuzione di probabilità ed il numero di gruppi nella popolazione coincida con il numero di componenti della distribuzione.

Tra i modelli di tipo mistura, hanno particolare rilievo i modelli mistura gaussiani (*Gaussian Mixture Models*, GMM), nei quali si assume che ciascuna componente $f_t(x; \theta_t)$ sia gaussiana. In questo caso, i parametri θ_t relativi a ciascun gruppo comprendono il vettore delle medie, μ_t , e la matrice di varianze e covarianze, Σ_t , generalmente ignoti. È possibile pervenire alla stima di massima verosimiglianza dei parametri utilizzando un metodo di ottimizzazione numerica denominato EM (DEMPSTER ET AL. 1977). Una volta ottenute tali stime, per ogni singola osservazione è determinabile la probabilità (a posteriori) p_{it} di appartenenza al t -esimo gruppo, ovvero la probabilità che l' i -esimo individuo appartenga al t -esimo gruppo, condizionatamente al fatto che su di esso si è osservato il vettore x_i :

$$p_{it} = \frac{\pi_t f_t(x_i, \theta_t)}{\sum_{t=1}^k \pi_t f_t(x_i, \theta_t)}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, k.$$

Ciascun individuo verrà assegnato ad uno dei k gruppi sulla base della massima probabilità di appartenenza a posteriori: l'individuo i -esimo

sarà assegnato pertanto al gruppo s se $p_{is} > p_{it}$ con $t=1, \dots, k$ e $t \neq s$. Si osservi che, a posteriori, le probabilità di appartenenza ai diversi gruppi variano da individuo a individuo.

Dal punto di vista geometrico, ciascun gruppo nella popolazione, è rappresentabile come un ellissoide (MARDIA ET AL. 1979, par. 2.5), le cui caratteristiche sono determinate dai valori assunti da μ_t (posizione) e Σ_t (forma, volume ed orientamento). E' possibile quindi caratterizzare i diversi gruppi in modo abbastanza flessibile. Inoltre, la forma geometrica dei gruppi ottenuti è più varia di quella sferica indotta dalla distanza euclidea nei metodi più tradizionali di *cluster analysis*.

I modelli risultanti dall'applicazione di tali vincoli sono contrassegnati da alcune sigle di cui è opportuno fornire una spiegazione sintetica. Nei modelli univariati (con una sola variabile), nei quali ciascuna matrice Σ_t coincide con una singola varianza, ci potranno essere modelli di tipo E (nei quali le varianze di gruppo sono vincolate ad essere tra loro uguali) e modelli di tipo v, nei quali le varianze possono differire da gruppo a gruppo. Nel caso multivariato, i modelli risultanti sono:

- EII (elissoidi con uguale volume e forma sferica)
- VII (volume variabile, forma sferica)
- EEI (volume e forma uguali, con assi paralleli agli assi cartesiani)
- VEI (volume variabile, forma uguale, con assi paralleli agli assi cartesiani)
- EVI (volume uguale, forma variabile, con assi paralleli agli assi cartesiani)
- VVI (volume e forma variabili, con assi paralleli agli assi cartesiani)
- EEE (volume, forma e orientamento uguali)
- EEV (volume e forma uguali, con orientamento variabile)
- VEV (forma uguale, volume ed orientamento variabili)
- VVV (volume, forma ed orientamento variabili)

È opportuno evidenziare un particolare legame tra il metodo di classificazione basato sui GMM e l'algoritmo delle k -medie: con i modelli di tipo EII si giunge ad una classificazione spesso coincidente con quella prodotta dall'algoritmo delle k -medie (SCOTT, SYMONS 1971).

3.2. Confronto tra modelli

Al variare del numero di gruppi, k , e a seconda dei vincoli introdotti nei parametri delle diverse componenti (vincoli che equivalgono, in sostanza, alla determinazione dei tratti salienti dei k gruppi in cui si ritiene suddivisa la popolazione), è possibile definire molteplici modelli. Per ogni fissato valore di k i parametri rimanenti di ciascuno di questi model-

li possono essere stimati con il metodo della massima verosimiglianza. Il modello ottimale è comunemente scelto massimizzando l'indice BIC (SCHWARTZ 1978), il quale costituisce una funzione obiettivo che, per ciascun modello, coincide con il valore assunto dalla funzione di verosimiglianza nel suo punto di massimo (valore che quantifica l'aderenza del modello ai dati), penalizzato da un termine che rappresenta la complessità del modello stesso (identificabile, con una certa approssimazione, con il numero di parametri ignoti). È stata dimostrata la consistenza del BIC come criterio di determinazione del numero di componenti in un modello mistura (KERIBIN 2000).

Massimizzando l'indice BIC, si determinano sia la scelta del numero di gruppi, k , sia la caratterizzazione (ovvero la forma, il profilo geometrico) di ciascun gruppo.

È possibile che l'indice BIC induca a ritenere ottimale un modello in cui $k=1$. Questa scelta indica che, in relazione alle variabili considerate, non vi è evidenza empirica a favore di una suddivisione in gruppi dell'insieme U e che un modello gaussiano multivariato è sufficiente per rappresentare i fenomeni oggetto di indagine.

Spesso, nei problemi di *cluster analysis*, ogni oggetto è caratterizzabile da un numero molto elevato di variabili. In questo caso l'individuazione di una classificazione potrebbe essere difficoltosa. Infatti, non tutte le variabili potrebbero offrire evidenza di una classificazione, oppure potrebbero esserci diversi sottoinsiemi di variabili indicanti l'esistenza di classificazioni diverse, e a volte sensibilmente diverse, dei medesimi n oggetti. Nell'ambito della *cluster analysis* basata sui GMM, è stato proposto un metodo di selezione delle variabili che utilizza il BIC in modo iterativo. Per una descrizione dettagliata di tale metodo, riteniamo utile rinviare il lettore a RAFTERY e DEAN (2006).

Un possibile inconveniente in cui si può incorrere utilizzando la metodologia della *cluster analysis* basata sui GMM, si ha quando i gruppi ottenuti non risultano sufficientemente separati, o quando essi si caratterizzano per un profilo diverso da quello ellissoidale. In questi casi, si possono definire dei *cluster* caratterizzati da misture di sottoinsiemi (ovviamente disgiunti) delle componenti del GMM stimato originariamente (BIERNACKI ET AL. 2000; BAUDRY ET AL. 2010). Per gestire questo tipo di situazioni, sono state proposte due soluzioni alternative. La prima consiste nell'utilizzare una variante del criterio BIC, denominata ICL (*Integrated Classification Likelihood*, BIERNACKI ET AL. 2000). La seconda (HENNIG 2010; BAUDRY ET AL. 2010) consiste invece nell'utilizzare una procedura che opera sul GMM ottimale secondo il criterio BIC, procedendo ad una aggregazione gerarchica delle sue componenti, ed utilizzando il criterio ICL solo per definire il numero di gruppi.

3.3. Confronto tra classificazioni

Spesso, nella *cluster analysis*, si possono ottenere classificazioni diverse per lo stesso insieme di oggetti, sia perché si utilizzano modelli statistici diversi (ad esempio, si possono considerare variabili diverse, o, per lo stesso insieme di variabili, si ipotizzano distribuzioni di probabilità diverse), sia perché si adottano metodi di classificazione diversi. Un indice che consente di confrontare due partizioni diverse quantificandone il livello di similarità è stato proposto da RAND (1971). La costruzione di questo indice è molto semplice. Si considerano tutte le $m=n(n-1)/2$ coppie che si possono formare con gli n oggetti che si vogliono classificare, il numero di coppie, a , i cui termini appartengono entrambi ad un medesimo *cluster* in ciascuna delle due classificazioni e il numero di coppie, d , i cui elementi sono assegnati a due gruppi distinti in entrambe le classificazioni. Utilizzando una terminologia un po' lontana dal gergo tecnico, potremmo dire che la somma $a+d$ rappresenta il numero di coppie che sono trattate allo stesso modo nelle due classificazioni. L'indice di Rand è dato da:

$$R = \frac{a+d}{m}$$

ovvero dal rapporto tra il numero di coppie di elementi che sono trattate allo stesso modo dalle due classificazioni ed il numero totale, m , delle coppie distinte che si possono formare con gli stessi n elementi. L'indice R assume valori compresi tra 0 e 1: esso è uguale a 1 se le due classificazioni producono esattamente gli stessi gruppi e vale 0 se non esiste alcuna coppia di elementi di U che sia trattata allo stesso modo nelle due classificazioni.

L'indice di Rand ha il difetto di non tenere in considerazione l'aleatorietà di ciò che si osserva, la quale può essere intrinseca alle variabili analizzate, o indotta dal campionamento statistico. Un indice che rappresenta un miglioramento dell'indice di Rand è il cosiddetto *Adjusted Rand Index* (ARI, HUBERT, ARABIE 1985) che consente di valutare la similarità tra le due partizioni ponendo su di esse delle assunzioni non particolarmente restrittive. Esso assume valori minori o uguali a 1, che possono essere anche negativi. Valori dell'indice vicini a 1 denotano classificazioni molto simili, valori vicini a 0 inducono a ritenere che la debole somiglianza tra le due partizioni sia determinata unicamente dal caso. Quando una sola delle due partizioni poste a confronto è costituita da un unico insieme, necessariamente l'ARI assume sempre valore 0.

4. I sistemi di welfare regionale: classificazione

4.1. Descrizione della metodologia e dei dati

Per la costruzione della classificazione seguiamo un approccio in parte simile a quello suggerito da AHLQUIST e BREUNIG (2012). Dato un insieme di variabili di partenza, si utilizza la procedura di selezione delle variabili suggerita da RAFTERY e DEAN (2006) e si costruisce un primo modello con le variabili selezionate. Successivamente viene applicata la procedura di aggregazione delle componenti proposta da (BAUDRY ET AL. 2010). Il numero finale di gruppi è quello ottimo secondo il criterio ICL.

Dal punto di vista computazionale, tutte le elaborazioni sono state eseguite con il sistema GNU-R (R CORE TEAM 2013).

Si è utilizzata una base di dati in cui, per ciascuna delle regioni italiane (che costituiscono l'universo delle unità che si vuole classificare), si sono considerate un insieme di variabili quantitative atte a descrivere le caratteristiche del sistema di *welfare* regionale. A tale proposito, sono stati utilizzati gli indicatori proposti da BERTIN e CARRADORE (2012), i quali individuano tre distinte dimensioni attraverso le quali descrivere quantitativamente i sistemi regionali di *welfare*. Tali dimensioni sono:

- la titolarità nella gestione dei servizi (in breve: «titolarità»): si valuta chi sia il soggetto (pubblico, privato, del terzo settore) che eroga le prestazioni di servizio o di cura;
- le caratteristiche del contesto (in breve: «contesto»): si valuta l'insieme delle condizioni sociali;
- l'estensione del sistema di protezione (in breve: «sistema»): si valuta la struttura delle responsabilità (dalla persona allo Stato) nella produzione del benessere sociale.

Gli stessi Autori, per ciascuna dimensione, individuano un insieme di variabili ritenute caratterizzanti. I dati per le variabili considerate sono ricavati da fonti ufficiali (principalmente: ISTAT, Ministero della Salute, Ministero dello Sviluppo Economico). A causa della eterogeneità nelle fonti dei dati e nelle indagini utilizzate, i dati sono riferiti ad anni diversi. Sono comunque stati utilizzati, per ciascuna variabile considerata, i dati relativi all'ultima rilevazione disponibile, cercando di costruire un set informativo il più possibile aggiornato. Le tabelle 1, 2, 3 contengono, per ciascuna delle tre dimensioni considerate, l'elenco delle variabili con la relativa descrizione e l'anno di riferimento dei dati. Per maggiori specificazioni sul significato delle dimensioni, sul criterio di individuazione delle variabili e sulle fonti dei dati si rinvia a BERTIN e CARRADORE (2012).

Tabella 1. Variabili della dimensione «titolarità»

Variabile	Descrizione	Anno	media (sqm)
T1	Numero di cooperative su popolazione, ogni 100.000 residenti	2005	15,0 (5,8)
T2	Personale dipendente e collaboratore di cooperative, ogni 1.000 residenti	2005	4,5 (1,9)
T3	Numero cooperative con valore produzione > 500000 euro, sul totale delle cooperative	2005	34,2 (14,6)
T4	Spesa media mensile familiare sanità	2007	94,4 (18,8)
T5	Posti letto privati , sul totale dei posti letto	2004	19,3 (10,9)
T6	Associazioni di volontariato , ogni 100.000 residenti	2003	47,9 (36,2)
T7	Nidi pubblici, in percentuale sul totale nidi	2005	65,4 (22,7)
T8	Famiglie che si avvalgono di servizi a pagamento per persone anziane o disabili, in percentuale su famiglie residenti	2003	38,2 (13,0)
T9	Famiglie che si avvalgono di servizi di baby-sitter, su famiglie residenti con figli minori di 15 anni	2003	14,6 (4,7)
T10	Famiglie che nelle ultime quattro settimane hanno ricevuto un aiuto gratuito per l'assistenza ad anziani, sul totale famiglie residenti	2003	12,8 (3,8)
T11	Famiglie che nelle ultime quattro settimane hanno ricevuto un aiuto gratuito per l'assistenza a bambini, sul totale famiglie residenti	2003	26,4 (5,7)
T12	Famiglie che nelle ultime quattro settimane hanno ricevuto un aiuto gratuito per lavori domestici, sul totale famiglie residenti	2003	35,6 (5,2)
T13	Posti letto in servizi residenziali pubblici per anziani, sul totale dei posti letto	2004	35,7 (18,0)
T14	Posti letto in servizi residenziali no profit per anziani, sul totale dei posti letto	2004	43,4 (20,1)

Tabella 2. Variabili della dimensione «contesto»

Variabile	Descrizione	Anno	media (sqm)
C1	Associazioni di volontariato, ogni 100.000 abitanti	2003	47,9 (36,2)
C2	Percentuale di persone di 14 anni e più che hanno svolto negli ultimi 12 mesi precedenti l'intervista almeno un'attività sociale	2003	9,5 (4,0)
C3	Indicatore sintetico di capitale sociale (numero indice, base: Italia=100)	2001	109,1 (35,2)
C4	Fiducia istituzionale (numero indice, base: Italia=100)	2001	108,6 (42,6)
C5	Percentuale di persone di 14 anni e più che nelle ultime quattro settimane hanno dato, come volontari almeno un aiuto gratuito a persone non coabitanti	2003	9,5 (4,0)
C6	Indice di Gini sulla distribuzione del reddito familiare	2007	0,3 (0,0)
C7	Indice di povertà delle famiglie (incidenza)	2007	12,1 (8,2)
C8	Indice di povertà delle famiglie (intensità)	2007	19,8 (2,5)
C9	Speranza di vita a 15 anni in assenza di disabilità	2005	60,6 (0,7)
C10	Tasso di disoccupazione giovanile	2007	25,3 (9,5)
C11	Percentuale di persone obese tra i 18 e i 24 anni	2007	2,0 (1,0)
C12	Percentuale di giovani che abbandonano prematuramente gli studi	2008	17,6 (4,5)
C13	Percentuale di famiglie che valutano insufficienti le proprie risorse economiche, negli ultimi 12 mesi	2007	6,4 (2,7)

Tabella 3. Variabili della dimensione «sistema»

Variabile	Descrizione	Anno	media (sqm)
S1	Giornate di assistenza residenziale e semiresidenziale per le persone oltre i 65 anni, ogni 1.000 residenti di età superiore od uguale a 65 anni	2006	3437,2 (4261,5)
S2	Anziani a carico del servizio di assistenza domiciliare integrata, sul totale della popolazione di età superiore od uguale a 65 anni	2008	3,6 (2,3)
S3	Percentuale di pensioni di invalidità	2007	13,5 (5,4)
S4	Ricettività dei nidi d'infanzia a titolarità pubblica e privata, in rapporto all'utenza potenziale	2003	8,8 (5,7)
S5	Percentuale di bambini e ragazzi di 6-17 anni che partecipano ad attività di associazioni ricreative, culturali, boy-scout, ecc.	2005	14,4 (8,1)
S6	Percentuale di comuni che hanno attivato servizi per l'infanzia (asili nido, micronidi o servizi integrativi e innovativi)	2006	44,0 (22,3)
S7	Percentuale di donne di 65 anni e più che si sono sottoposte a mammografia senza la presenza di sintomi o disturbi	2004	44,4 (13,2)
S8	Percentuale di donne di 65 anni e più che si sono sottoposte a controlli di osteoporosi senza la presenza di sintomi o disturbi.	2004	45,0 (6,2)
S9	Anziani ospiti in presidi residenziali, per 1.000 abitanti di età superiore o uguale a 65 anni	2004	20,2 (12,8)
S10	Anziani ospiti in presidi residenziali pubblici, per 1.000 abitanti di età superiore o uguale a 65 anni	2004	10,8 (9,9)
S11	Percentuale di pensioni di vecchiaia	2007	65,4 (10,0)
S12	Spesa pro-capite per interventi e servizi sociali dei comuni	2006	114,3 (78,0)

4.2. Analisi univariata

Abbiamo eseguito, propedeuticamente all'analisi multivariata, un'analisi univariata, costruendo un modello mistura con componenti gaussiane per ogni singola variabile. In questo caso, dal punto di vista della parametrizzazione delle varianze di gruppo, vi sono solo due alternative: si può permettere alle varianze di gruppo di essere tra di loro diverse (tipo modello: v), oppure si può introdurre il vincolo di uguaglianza (tipo modello: E). Ovviamente, quando il numero di componenti della mistura risulti pari a 1, i due tipi coincidono. I modelli di tipo v devono essere considerati con cautela, in quanto potrebbero produrre dei raggruppamenti poco sensati per questo tipo di applicazione. Infatti, componenti con varianza particolarmente elevata potrebbero determinare dei gruppi con presenza di osservazioni aventi valori estremamente diversi. Per ciascuna variabile, sono stati costruiti il modello ottimo senza vincoli (che quindi può risultare: di tipo v , di tipo E , oppure con un unico gruppo), ed il modello ottimo con il vincolo di varianze uguali (tipo: E). Nel caso in cui il modello vincolato sia risultato uguale a quello non vincolato, non è stato calcolato il valore dell'indice ARI , che ovviamente è pari a 1. Dato che, per un buon numero di variabili, il modello ottimo individuato prevedeva due gruppi, con un gruppo formato unicamente dalla regione Trentino Alto-Adige, si è costruito anche il modello ottimo (con vincolo di tipo E) escludendo questa regione dall'insieme delle osservazioni. Si è inoltre calcolato il valore dell'indice ARI tra questa classificazione (considerando la regione Trentino Alto Adige come un gruppo a sé stante) e quella ottima senza vincoli con tutte le osservazioni. I risultati dell'analisi univariata sono riportati per le variabili delle dimensioni «titolarità», «contesto» e «sistema», rispettivamente nelle tabelle 4, 5 e 6. Le tabelle riportano i risultati della classificazione senza vincolo, quelli della classificazione con vincolo (solo se la classificazione ottima è di tipo v) e quelli della classificazione con vincolo ottenuta senza la regione Trentino Alto Adige (per indicare questa regione, nelle tabelle si è usato l'acronimo TAA). Per una migliore leggibilità delle tabelle, i valori dell'indice ARI non vengono riportati se una delle soluzioni confrontate ha un solo gruppo, in questo caso il valore dell'indice è 0).

La situazione delle variabili riguardanti la «titolarità» è molto particolare. Per 11 delle 14 variabili non vi è evidenza di gruppi. Per le rimanenti 3 variabili (T1, T3, T6) l'evidenza è per due gruppi, di cui uno è costituito solo dalla regione 17, ossia il Trentino Alto Adige. Imponendo il vincolo di uguali varianze, solo per la variabile T1 il modello cambia, evidenziando assenza di gruppi. Rimuovendo la regione Trentino Alto Adige i risultati non cambiano molto, tranne che per le variabili T1 e T6.

Tabella 4. Classificazioni univariate delle variabili della dimensione «titolarità»

variabile	classificazione senza vincolo		classificazione con vincolo		classificazione senza TAA, con vincolo	
	numero gruppi	tipo modello	numero gruppi	ARI	numero gruppi	ARI
T1	2	V	1		2	0,569
T2	1				1	
T3	2				2	0,905
T4	1				1	
T5	1				1	
T6	2	E			2	0,192
T7	1				1	
T8	1				1	
T9	1				1	
T10	1				1	
T11	1				1	
T12	1				1	
T13	1				2	
T14	1				1	

Per quanto riguarda la dimensione «contesto», per tre variabili (C1, C2, C5) l'evidenza è di due gruppi e ancora il Trentino Alto Adige costituisce un gruppo a sé. Per la variabile C7, l'evidenza è di tre gruppi e per la variabile C11 l'evidenza è di quattro gruppi. Per le rimanenti variabili, non vi è evidenza di una stratificazione in gruppi. Imponendo il vincolo di uguali varianze nelle componenti della mistura, cambia solo la classificazione della variabile C7, che diventa a due gruppi. Rimuovendo la regione Trentino Alto Adige i risultati cambiano in modo apprezzabile solo per le variabili C1 e C7.

Tabella 5. Classificazioni univariate delle variabili della dimensione «contesto»

Variabile	classificazione senza vincolo		classificazione con vincolo		classificazione senza TAA, con vincolo	
	numero gruppi	tipo modello	numero gruppi	ARI	numero gruppi	ARI
C1	2	E			2	0,192
C2	2	E			1	
C3	1				1	
C4	1				1	
C5	2	E			1	
C6	1				3	
C7	3	V	2	0,751	2	0,652
C8	1				1	
C9	1				1	
C10	1				2	
C11	4	E			4	0,954
C12	1				1	
C13	1				2	

Per quanto riguarda la dimensione «sistema», solo tre variabili (S6, S8, S9) non mostrano evidenza di gruppi. Due variabili (S3, S4), mostrano evidenza di tre gruppi, mentre per le rimanenti 7 variabili vi è evidenza di due gruppi. Imponendo il vincolo di uguali varianze nelle componenti della mistura, cambia il modello per la variabile S1, ma non la classificazione conseguente, e per la variabile S10, e in questo caso si ottiene anche una classificazione diversa, a parità di numero di gruppi. Le variabili S2 e S3 evidenziano invece, con il vincolo, una assenza di gruppi. Per alcune di queste variabili, la sensibilità dei risultati alla presenza della Regione Trentino Alto Adige è molto rilevante, in particolare per la variabile S2.

Tabella 6. Classificazioni univariate delle variabili della dimensione «sistema»

Variabile	classificazione senza vincolo		classificazione con vincolo		classificazione senza TAA, con vincolo	
	numero gruppi	tipo modello	numero gruppi	ARI	numero gruppi	ARI
S1	2	V	2	0,618	2	0,576
S2	2	V	1		5	0,148
S3	3	V	1		1	-0,031
S4	3	E			3	0,891
S5	2	E			2	0,339
S6	1				1	
S7	2	E			2	0,884
S8	1				2	
S9	1				2	
S10	2	V	2	0,332	2	0,412
S11	2	E			2	0,894
S12	2	E			2	0,983

L'aspetto più rilevante emerso dall'analisi univariata appare la singolarità della Regione Trentino Alto Adige, che per molte delle variabili considerate viene isolata in un gruppo a sé stante. Questa Regione è comunque poco influente nei risultati riguardanti le variabili relative alle dimensioni «titolarità» e «contesto», mentre lo è maggiormente per le variabili della dimensione «sistema».

Un secondo aspetto importante riguarda il numero di gruppi ottimale. Per un buon numero di variabili, il modello ottimo è risultato quello ad una sola componente, quindi con assenza di gruppi. Salvo qualche eccezione, il numero di gruppi ottimo, anche ponendo il vincolo di tipo E, rimane comunque inferiore o uguale a 3, con prevalenza dei valori 1 e 2. Le variabili per le quali vi è una evidenza di presenza di gruppi sono: le variabili T1, T3, T6, per la dimensione «titolarità», le variabili C1, C6, C7, C10, C11, C13, per la dimensione «contesto», le variabili S1, S2, S4, S7, S8, S9, S10, S11, S12, per la dimensione «sistema». È possibile valutare sinteticamente la similarità tra le classificazioni associate a queste variabili (modello con vincolo di tipo E, stimato escludendo la regione Trentino Alto Adige) considerando i coefficienti ARI, riportati nella tabella 7. Si può notare, dall'analisi dei dati riportati nella tabella, che vi sono due classificazioni uguali (variabili T6 e C1, ARI=1) e poche coppie sono molto simili (S4 e S7, ARI =0,89; C7 e S7, ARI =0,87; S9 e S10, ARI =0,81, S7 e S11, ARI =0,81). Nei rimanenti casi, le classificazioni hanno un livello di similarità non particolarmente elevato e in diversi casi il valore del coefficiente ARI risulta prossimo allo zero.

Tabella 7. Matrice di coefficienti ARI tra alcune classificazioni univariate.

	T1	T3	T6	C1	C6	C7	C10	C11	C13	S1	S2	S4	S7	S8	S9	S10	S11	S12
T1	1	0,10	0,05	0,05	0,06	0,25	0,07	0,12	0,05	0,18	0,08	0,18	0,26	0,29	0,05	0,06	0,17	0,22
T3		1	0,37	0,36	0,17	0,50	0,49	0,06	0,18	0,49	0,21	0,56	0,64	0,11	0,64	0,49	0,81	0,15
T6			1	1	0,32	0,37	0,49	0,01	0,37	0,12	0,06	0,28	0,37	0,08	0,18	0,26	0,49	0,13
C1				1	0,32	0,37	0,49	0,01	0,37	0,12	0,06	0,28	0,37	0,08	0,18	0,26	0,49	0,13
C6					1	0,16	0,28	0,04	0,15	0,05	0,08	0,21	0,20	0,03	0,04	0,09	0,28	0,05
C7						1	0,61	-0,02	0,45	0,03	0,02	0,75	0,87	0,17	0,23	0,35	0,67	0,07
C10							1	0,04	0,49	0,18	0,08	0,40	0,49	0,09	0,26	0,36	0,64	0,12
C11								1	0,05	-0,01	0,03	-0,01	0,02	0,00	0,04	0,04	0,04	0,04
C13									1	0,06	0,12	0,28	0,37	0,08	0,18	0,26	0,26	0,13
S1										1	0,27	0,26	0,26	0,08	0,49	0,37	0,36	0,13
S2											1	0,19	0,11	0,15	0,20	0,15	0,15	0,23
S4												1	0,89	0,08	0,33	0,44	0,72	0,10
S7													1	0,12	0,36	0,49	0,81	0,12
S8														1	0,15	0,12	0,11	0,74
S9															1	0,81	0,49	0,22
S10																1	0,64	0,18
S11																	1	0,13
S12																		1

4.3. Analisi multivariata

Il percorso di analisi precedentemente descritto viene a questo punto applicato a ciascun sottoinsieme di variabili («titolarità», «contesto», «sistema») singolarmente. Dati i risultati dell'analisi univariata, si è esclusa dall'analisi la regione Trentino Alto Adige, che può essere considerata, per molte delle variabili a disposizione, un *outlier*.

4.3.1. Dimensione «titolarità»

L'analisi delle variabili della dimensione «titolarità» conferma i risultati dell'analisi univariata. L'evidenza maggiore è infatti per un GMM ad una sola componente, con variabili selezionate T1 e T4. Il grafico riportato in Figura 1 rappresenta i valori dell'indice BIC per i diversi tipi di modello e per valori del numero di componenti compresi tra 1 e 8. Dal grafico si può evincere la chiara evidenza dell'ipotesi di un'unica componente.

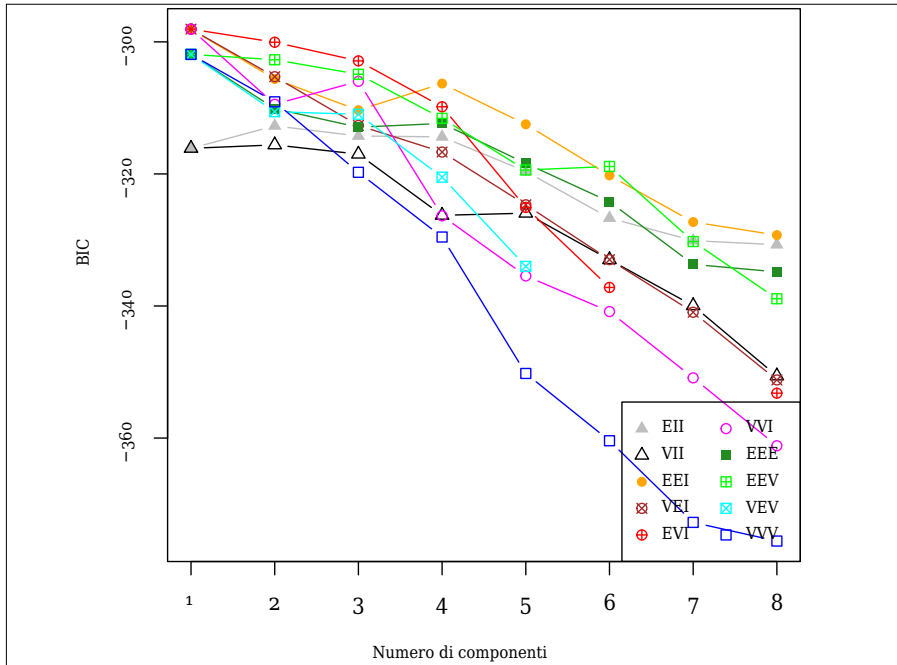


Figura 1. Andamento del BIC per le variabili della dimensione «titolarità»

Pertanto non appare supportata, per le variabili della dimensione «titolarità», l'esistenza di diversi gruppi di regioni, con l'unica eccezione del Trentino Alto Adige. Ovviamente, ottenuto un solo gruppo, non è possibile procedere ulteriormente con la procedura di aggregazione.

4.3.2. Dimensione «contesto»

Per quanto riguarda la dimensione «contesto», la procedura di selezione delle variabili ha individuato due variabili (C4 e C7) ed un modello con due componenti, valore confermato anche dal criterio ICL. Si è quindi omessa la fase di aggregazione delle componenti. Il grafico riportato in Figura 2 rappresenta i valori dell'indice BIC per i diversi tipi di modello e per valori del numero di componenti compresi tra 1 e 8. Si può vedere dal grafico che il modello migliore è di tipo EEV a due componenti. Nel modello EEV, le matrici varianza di gruppo danno luogo a gruppi rappresentabili mediante ellissi aventi uguali volume e forma, ma diverso orientamento.

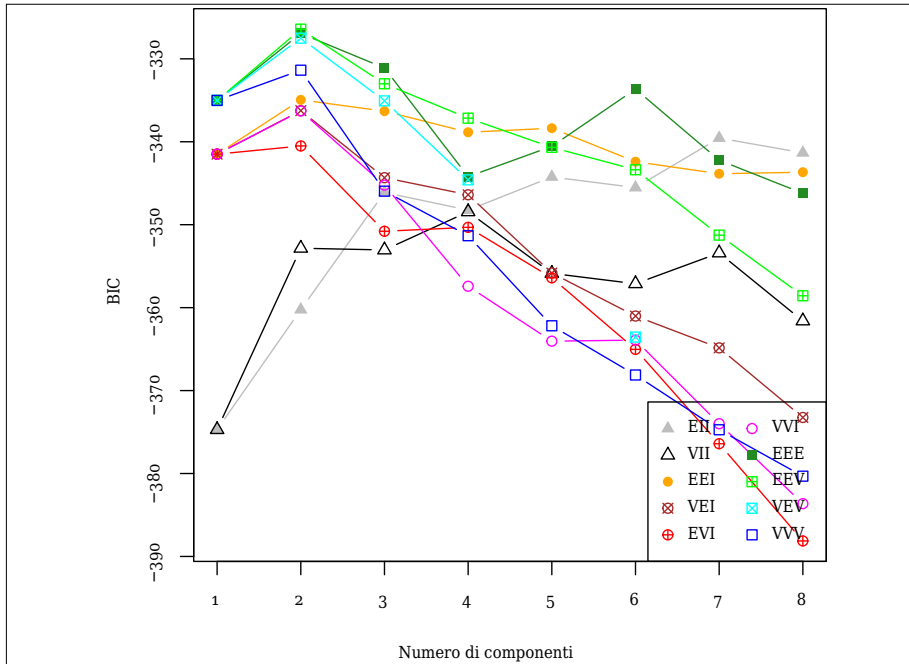


Figura 2. Andamento del BIC per le variabili della dimensione «contesto»

Il risultato è facilmente rappresentabile, come in Figura 3, con un diagramma di dispersione in cui sono rappresentati anche i contorni (a livello 50%) delle distribuzioni Gaussiane bivariate associate ai due gruppi.

Il primo gruppo comprende le seguenti regioni: Basilicata, Calabria, Campania, Puglia, Sicilia, Sardegna. Questo gruppo presenta valori relativamente bassi della variabile C7 (indice medio di fiducia 65,6, contro una media complessiva pari a 106) e relativamente alti per la variabile C4 (indice medio di povertà delle famiglie 23,5, contro una media complessiva pari a 12,5). In questo gruppo, la correlazione tra le due variabili è positiva (0,15).

Il secondo gruppo comprende le rimanenti regioni, ad esclusione del Trentino Alto Adige. Questo gruppo presenta valori relativamente alti della variabile C4 (indice medio di fiducia 124,8) e valori relativamente bassi della variabile C7 (indice di povertà delle famiglie -7,4). In questo gruppo le due variabili presentano invece una correlazione negativa (-0,43).

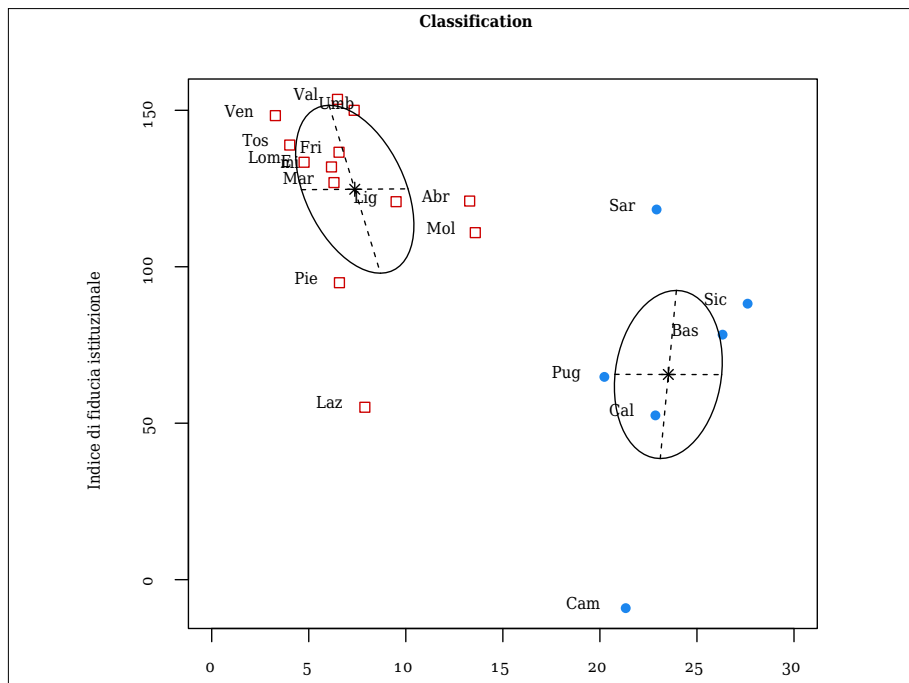


Figura 3. Diagramma di dispersione relativo alla classificazione per la dimensione «contesto»

4.3.3. Dimensione « sistema »

L'applicazione della metodologia di analisi alla dimensione « sistema » ha individuato quattro variabili (S1, S2, S7, S10) ed un modello con cinque componenti. Il grafico riportato in Figura 4 rappresenta i valori dell'indice BIC per i diversi tipi di modello e per valori del numero di componenti compresi tra 1 e 8.

I gruppi sono formati dalle seguenti regioni:

- gruppo 1: Abruzzo, Basilicata, Lazio, Liguria, Marche;
- gruppo 2: Calabria, Campania, Molise, Puglia, Sardegna, Sicilia
- gruppo 3: Valle d'Aosta;
- gruppo 4: Emilia Romagna, Friuli Venezia Giulia, Lombardia, Veneto;
- gruppo 5: Piemonte, Toscana, Umbria.

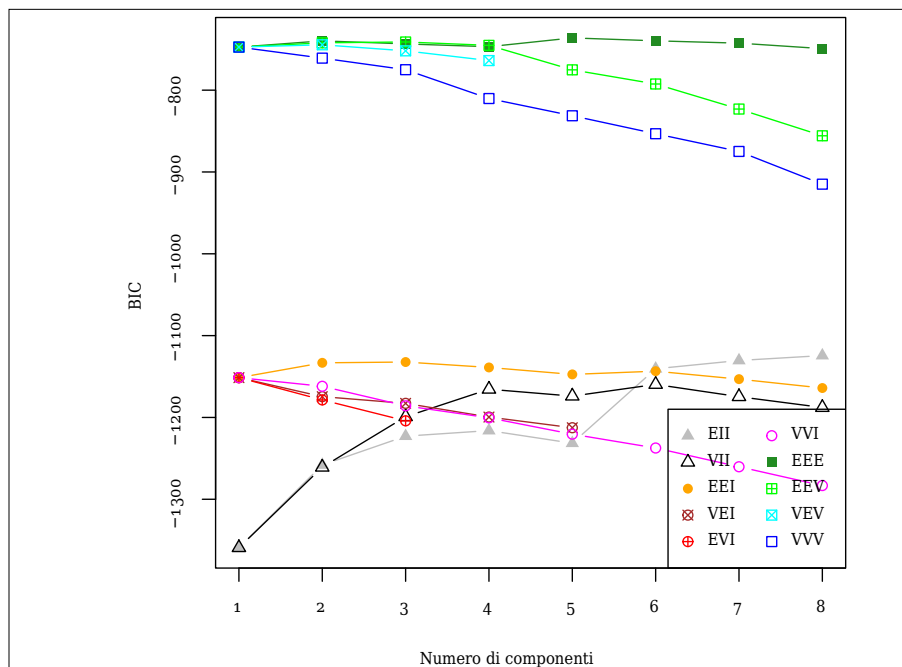


Figura 4. Andamento del BIC per le variabili della dimensione «sistema»

Il criterio ICL ha suggerito di trattenere tre gruppi, che sono stati individuati mediante l'applicazione dell'algoritmo di aggregazione delle componenti del GMM identificato dal BIC (BAUDRY ET AL. 2010). I gruppi individuati dalla procedura sono risultati i seguenti:

- un gruppo formato aggregando le componenti 1, 2 e 5
- un secondo gruppo formato dalla componente 3
- un terzo gruppo formato dalla componente 4.

Pertanto, la classificazione risultante per la dimensione sistema ha 3 gruppi:

- un gruppo formato dalle regioni: Abruzzo, Basilicata, Calabria, Campania, Lazio, Liguria, Marche, Molise, Piemonte, Puglia, Sardegna, Sicilia, Toscana, Umbria
- un gruppo formato dalla regione Valle d'Aosta
- un terzo gruppo formato dalle regioni: Emilia Romagna, Friuli Venezia Giulia, Lombardia, Veneto

In questo caso, mentre la distribuzione associata al secondo e terzo gruppo è una gaussiana multivariata, quella associata al primo gruppo è una GMM a tre componenti. Le tre componenti sono necessarie per

adattarsi ai dati, ma sono, prese singolarmente, troppo poco separate per poterle associare a singoli gruppi.

La Figura 5 riporta la matrice dei diagrammi di dispersione delle variabili individuate, con simboli e colori diversi che evidenziano regioni appartenenti ai cinque gruppi relativi alla soluzione fornita dal BIC, con i profili delle distribuzioni di gruppo.

La Figura 6 è analoga alla Figura 5, ma qui i simboli ed i colori sono relativi ai tre gruppi identificati dalla procedura di aggregazione delle componenti. La Figura 7 rappresenta, a titolo di esempio, il diagramma di dispersione per la classificazione a tre gruppi relativo alla coppia di variabili S2 e S10, con l'indicazione delle singole regioni.

Sinteticamente, si può osservare come le regioni Emilia Romagna, Friuli Venezia Giulia, Lombardia, Veneto costituiscono un gruppo caratterizzato da alti livelli di assistenza sia residenziale che domiciliare (variabili S1 e S2), con una evidente correlazione negativa tra queste variabili. La Valle d'Aosta costituisce una specificità, in particolare per i valori elevati della variabile S10 (anziani ospitati in presidi sanitari pubblici) e per il basso sviluppo dell'assistenza domiciliare (variabile S2). Le rimanenti regioni costituiscono un gruppo caratterizzato da livelli più bassi di prestazioni. Si evidenzia inoltre come in generale la variabile S7, connessa con le attività di prevenzione medica, sia correlata positivamente con le altre variabili selezionate, espressioni dei livelli di assistenza.

4.3.4. Confronto tra le classificazioni

Un confronto tra le classificazioni ottenute per le dimensioni contesto (in due gruppi) e sistema (in tre gruppi) può essere condotto attraverso l'indice ARI, che in questo caso risulta pari a -0,09. L'associazione tra le due classificazioni è pertanto particolarmente bassa.

Un confronto visuale tra le due classificazioni può essere operato esaminando le mappe tematiche nelle Figure 8 e 9, dove emerge, per entrambe le classificazioni, una evidente contiguità territoriale delle regioni appartenenti al medesimo gruppo. E' quindi ipotizzabile, al di là delle variabili selezionate, che le classificazioni ottenute siano influenzate da fattori legati alle caratteristiche socio/economiche della geografia italiana. E' evidente infatti una classificazione che distingue, sia pur con configurazioni diverse, tra le regioni dell'Italia centro-meridionale e quelle dell'Italia del nord.

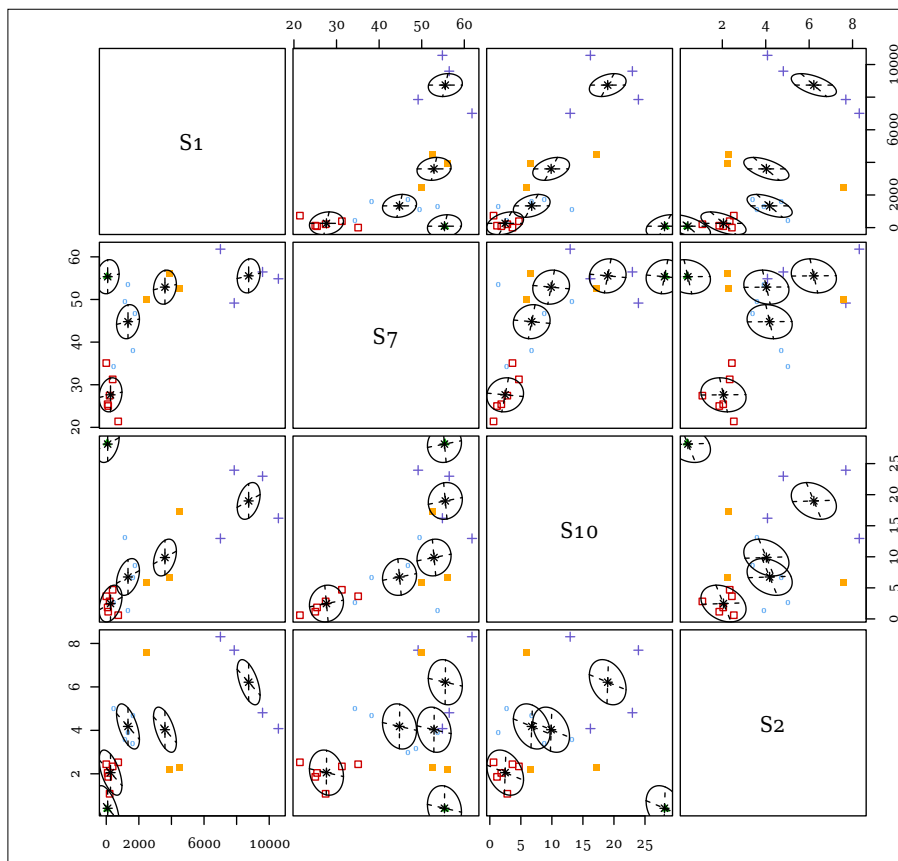


Figura 5. Matrice dei diagrammi di dispersione e classificazione in cinque gruppi, dimensione «sistema»

5. Conclusioni

L'obiettivo di questo lavoro non era proporre e discutere una nuova classificazione dei sistemi di *welfare* regionali, quanto piuttosto presentare una metodologia di analisi alternativa a quelle classicamente utilizzate.

Alcuni punti sono emersi dall'analisi condotta secondo il percorso individuato.

Un primo punto da sottolineare è che, tra le variabili considerate, ce ne sono molte che, prese singolarmente, non evidenziano l'esistenza di gruppi di regioni. Questo conferma come l'ipotesi di assenza di gruppi

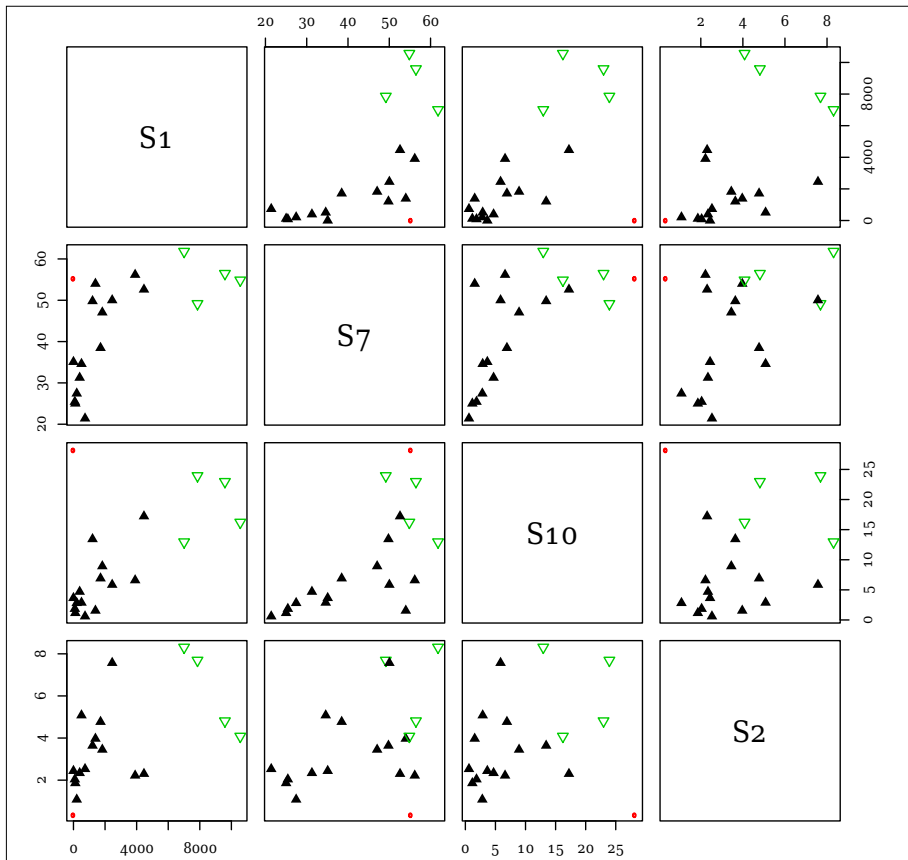


Figura 6. Matrice dei diagrammi di dispersione e classificazione in tre gruppi, dimensione «sistema»

debba sempre essere presa in seria considerazione analizzando dati di questo tipo. La determinazione del numero di gruppi è avvenuta utilizzando i criteri BIC e ICL, fondati sulla verosimiglianza dei modelli in gioco.

Un ulteriore punto da evidenziare riguarda la specificità della regione Trentino Alto Adige, che deve essere considerata decisamente un outlier per molte delle variabili considerate, in particolare per le variabili che descrivono la dimensione «titolarità». Le motivazioni della specificità del Trentino Alto Adige possono essere ricondotte ad una pluralità di motivi (storici, orografici, amministrativi) ed una discussione approfondita di questi aspetti esula evidentemente dagli obiettivi di questo lavoro. Preme invece qui sottolineare che l’inclusione di questa regione tra

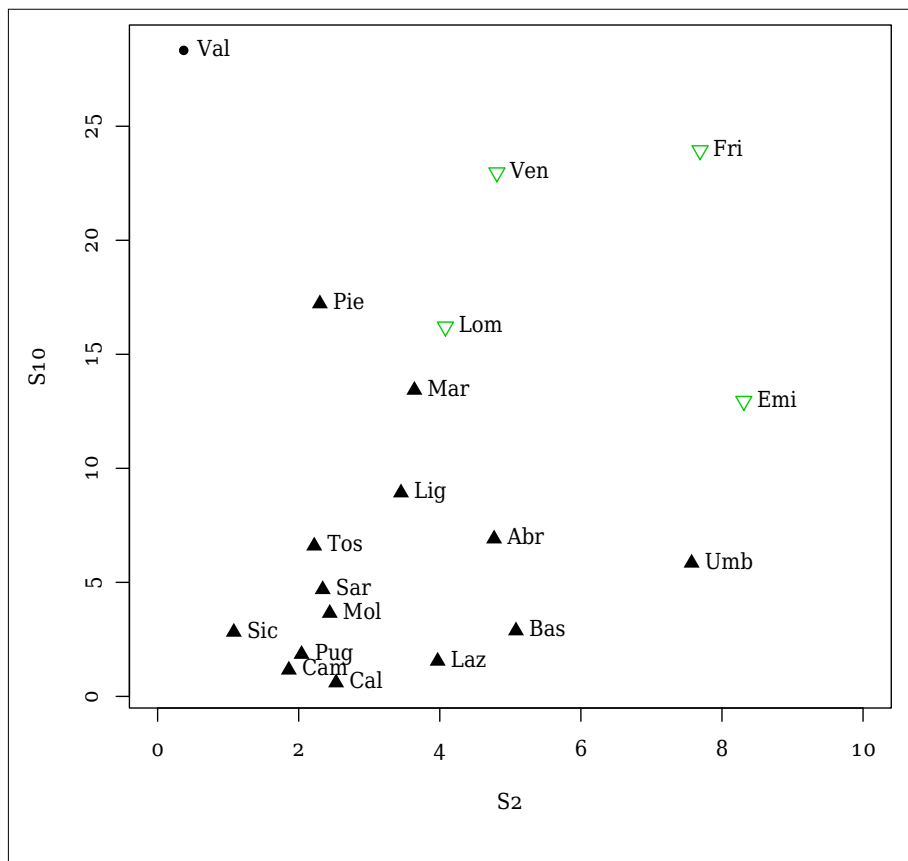


Figura 7. Diagramma di dispersione delle variabili S2 e S10, classificazione in tre gruppi, dimensione «sistema»

quelle da classificare può modificare sensibilmente i risultati, compreso il numero di gruppi complessivo. Il risultato relativo alla dimensione «titolarità», cioè la non evidenza dell'esistenza di gruppi di regioni, conferma quanto trovato nell'analisi univariata.

Dall'analisi della dimensione «contesto» risultano due gruppi, che a grandi linee sono formati dalle regioni del centro-nord, da un lato, e dalle regioni del sud e le isole maggiori, dall'altro, oltre ovviamente al Trentino Alto Adige che va considerato a parte. Questa classificazione è facilmente caratterizzabile con sole due variabili, l'indice di povertà delle famiglie e l'indice di fiducia.

L'analisi della dimensione «sistema» ha prodotto una classificazione a tre

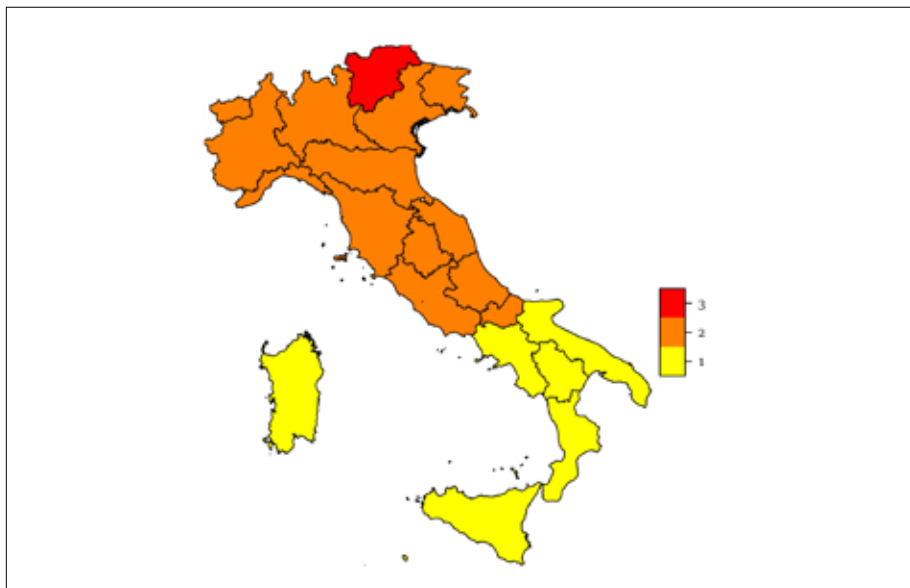


Figura 8. Mappa tematica delle Regioni: dimensione contesto

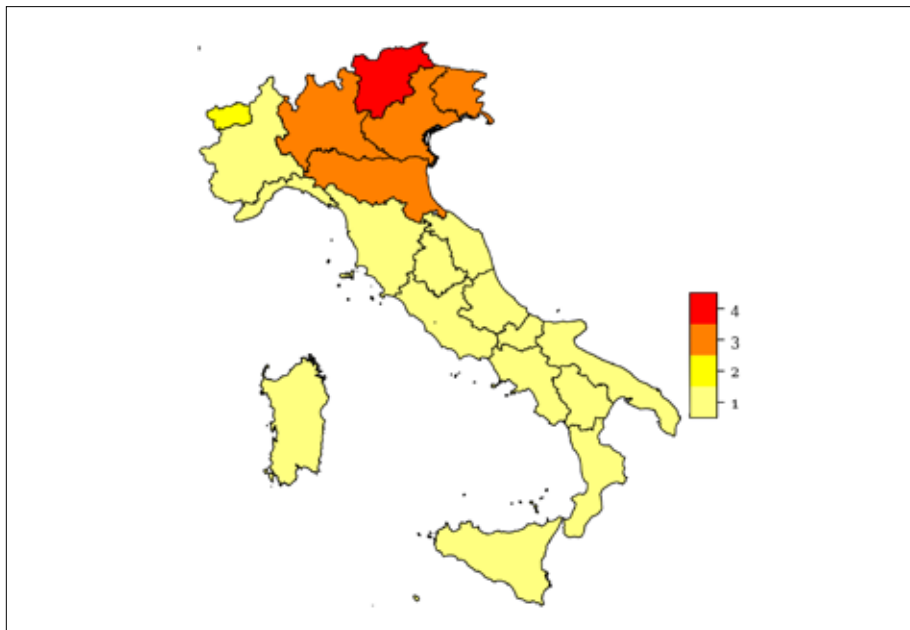


Figura 9. Mappa tematica delle Regioni: dimensione sistema

gruppi, spiegabili da sole 4 variabili. Questa classificazione risulta molto debolmente associata a quella ottenuta per la dimensione «contesto». Anche in questo caso, la regione Trentino Alto Adige viene considerata separatamente.

I risultati ottenuti dipendono ovviamente dagli indicatori scelti per caratterizzare il *welfare* regionale. Utilizzando altri indicatori, i risultati potrebbero essere diversi. Si evidenzia dunque come la scelta delle variabili, in un problema di classificazione, debba essere valutata anche in relazione all'evidenza empirica che esse possono portare a supporto dell'esistenza di gruppi. Si dovrebbe quindi, a nostro parere, procedere in modo sinergico ed interattivo utilizzando sia i metodi statistici, sia le conoscenze specifiche sul problema in esame che il ricercatore possiede. I metodi statistici tendono a fare emergere il diverso contenuto informativo che le variabili hanno rispetto al problema della classificazione, mentre le conoscenze specifiche forniscono il supporto sociologico indispensabile per pervenire a soluzioni classificatorie scientificamente rilevanti.

Bibliografia

- J.S. AHLQUIST, C. BREUNIG, *Model-based clustering and typologies in the Social Sciences*, «Political Analysis», 20, 2012, pp. 92-112.
- J-P. BAUDRY ET AL., *Combining mixture components for clustering*, «Journal of Computational and Graphical Statistics», 19, 2010, pp. 332-353.
- G. BERTIN, *Quali sistemi di welfare regionale, in Italia*, in G. BERTIN (a cura di), *Welfare regionale in Italia*, Venezia, Edizioni Ca' Foscari - Digital Publishing, 2012, pp. 61-81.
- G. BERTIN, M. CARRADORE, *Una classificazione dei sistemi regionali di welfare*, in G. BERTIN (a cura di), *Welfare regionale in Italia*, Venezia, Edizioni Ca' Foscari - Digital Publishing, 2012, pp. 139-165.
- C. BIERNACKI ET AL., *Assessing a mixture model for clustering with integrated completed likelihood*, «IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence», 22, 2000, pp. 719-725.
- A.P. DEMPSTER ET AL., *Maximum likelihood from incomplete data via the EM algorithm*, «Journal of the Royal Statistical Society», 1977, 39, pp. 1-38.
- B.S. EVERITT ET AL., *Cluster analysis*, Chichester, Wiley, 2011.
- C. FRALEY, A.E. RAFTERY, *How many clusters? Which clustering method? Answers via model-based cluster analysis*, «The Computer Journal», 41, 1998, pp. 578-588.
- C. FRALEY, A.E. RAFTERY, *Model-based clustering, discriminant analysis, and density estimation*, «Journal of the American Statistical Association», 97, 2002, pp. 611-631.
- C. FRALEY ET AL., *Mclust Version 4 for R: Normal Mixture Modeling for Model-Based Clustering, Classification, and Density Estimation*, Department of Statistics, University of Washington, Technical Report, 597, 2012.
- A.D. GORDON, *Classification*, Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 1999.
- C. HENNIG, *Methods for merging Gaussian mixture components*, «Advances in Data

- Analysis and Classification», 4, 2010, pp. 3-34.
- C. HENNIG, T.F. LIAO, *How to find an appropriate clustering for mixed-type variables with application to socio-economic stratification*, «Applied Statistics», 62, 2013, pp. 309-369.
- J.G. HIRSCHBERG ET AL., *Cluster analysis for measuring welfare and quality of life across countries*, «Journal of Econometrics», 62, 1991, pp. 131-150.
- L. HUBERT, P. ARABIE, *Comparing partitions*, «Journal of Classification», 2, 1985, pp. 193-218.
- L. KAUFMAN, P.J. ROUSSEEUW, *Finding groups in data: an introduction to cluster analysis*, New York, Wiley-Interscience, 2005.
- C. KERBIN, *Consistent estimation of the order of mixture models*, «Sankhya», 62, 2000, pp. 49-66.
- G. McLACHLAN, G. BASFORD, *Mixture models: inference and application to clustering*, New York, Dekker, 1988, pp. 1-253.
- G. McLACHLAN, D. PEEL, *Finite mixture models*, New York, Wiley, 2000, pp. 1-456.
- K.V. MARDIA ET AL., *Multivariate analysis*, London, Academic Press, 1979, pp. 1-518.
- V. MELNYKOV, R. MAITRA, *Finite mixture models and model-based clustering*, «Statistics Surveys», 4, 2010, pp. 80-116.
- R CORE TEAM, *R: A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- W. M. RAND, *Objective criteria for the evaluation of clustering methods*, «Journal of the American Statistical Association», 66, 1971, pp. 846-850.
- A.E. RAFTERY, N. DEAN, *Variable selection for model-based clustering*, «Journal of the American Statistical Association», 101, 2006, pp. 168-178.
- S. SAINT-ARNAUD, P. BERNARD, *Convergence or resilience? A hierarchical cluster analysis of the welfare regimes in advanced countries*, «Current Sociology», 51, 2003, pp. 499-527.
- G. SCHWARTZ, *Estimating the dimension of a model*, «Annals of Statistics», 6, 1978, pp. 461-464.
- A.J. SCOTT, M.J. SYMONS, *Clustering methods based on likelihood ratio criteria*, «Biometrics», 27, 1971, pp.387-397.

Abstract

Empirical research on the classification of welfare systems is generally based on the use of exploratory methods like agglomerative hierarchical clustering and k-means. Such techniques, however, do not necessarily provide a rigorous method for choosing between alternative clustering solutions. Furthermore, they do not allow to test theory-based typologies and to assess how informative specific welfare indicators are. Model-based clustering allows to overcome these drawbacks by approaching the partitioning of a sample or a population within a more rigorous inferential framework. In this chapter we present an application of model-based clustering to the welfare systems of Italian regions, highlighting the advantages of this method, as well as some open issues.

Crisi economica e riduzione del reddito: effetti sullo stato di salute

Enrica Croda, Noemi Pace

1. Crisi economica e stato di salute

La recente crisi economica e finanziaria, iniziata nell'estate del 2007 negli Stati Uniti e diffusa successivamente in Europa, è considerata la peggiore recessione dalla Grande Depressione. Vi è una diffusa preoccupazione sugli effetti negativi che l'attuale crisi economica potrebbe avere sulla salute pubblica contribuendo all'adozione di stili di vita meno sani ed a possibili problemi di salute, e sul funzionamento dei sistemi sanitari i quali potrebbero essere compromessi da un aumento della domanda di cure in un momento in cui i governi sono sotto pressione per ridurre la spesa pubblica (WHO 2009a, 2009b).

Tali preoccupazioni sono supportate dai risultati di precedenti studi empirici sulla correlazione positiva tra basso livello di reddito, disoccupazione e un cattivo stato di salute (MARMOT, BELL 2009). Tuttavia molte ricerche supportano un'idea completamente contrastante, sostenendo che le recessioni potrebbero, almeno nel breve periodo, migliorare la salute degli individui. Le persone potrebbero adottare stili di vita più sani, dormire di più, avere più tempo da dedicare all'esercizio fisico, e preferire la cucina casalinga al *fast food* (RUHM 2000). Chiaramente le relazioni coinvolte sono complesse, ma alcune delle complessità e dei risultati apparentemente contraddittori riportati nei precedenti contributi possono essere riconciliati con un esame più approfondito. I diversi risultati possono dipendere dalle differenze nel tipo di dati utilizzati, dal periodo di tempo studiato, dal diverso stadio di sviluppo di un Paese e dall'approccio metodologico. In particolare, studi che utilizzano dati a livello individuale suggeriscono che la salute potrebbe peggiorare in una fase di recessione. Al contrario, ricerche basate su dati aggregati, in genere a livello di Paese o Stato, suggeriscono il contrario (RUHM 2000, 2003, 2005 e GERDTHAM, RUHM 2006).

Per far luce su questi temi, in questo lavoro di ricerca utilizziamo congiuntamente dati longitudinali della *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE) e un indicatore di attività economica ag-

gregato a livello regionale. In particolare, si indaga il rapporto tra ambiente macroeconomico, misurato dal tasso di occupazione a livello regionale (*Nomenclature of territorial units for statistics - NUTS - livello 2*), gli shock negativi di reddito e la salute fisica e mentale degli anziani in Europa. La salute fisica e mentale sono dimensioni chiave del benessere, soprattutto in età più avanzata, spesso caratterizzata da un deterioramento delle condizioni di salute.

Capire come possono essere influenzati da condizioni economiche durante la crisi è cruciale per fornire suggerimenti di *policy* a governi che da una parte hanno necessità di ridurre la spesa pubblica e dall'altra devono necessariamente affrontare i cambiamenti demografici, consentendo agli anziani di svolgere un ruolo attivo nella società e di godere di una buona qualità di vita.¹

SHARE è particolarmente adatto a questa analisi, perché ha una struttura *panel* e raccoglie un gran numero di informazioni su vari aspetti delle famiglie e degli individui in diversi paesi europei.

In questo lavoro usiamo il *dataset* bilanciato costituito da tre rilevazioni: la Rilevazione 1 e 2, la cui raccolta di dati ha avuto luogo prima della crisi, e la Rilevazione 4, la cui raccolta dati è iniziata nel 2010/2011. Includiamo nell'analisi solo i Paesi che hanno partecipato alle tre rilevazioni (Svezia, Danimarca, Germania, Olanda, Belgio, Francia, Svizzera, Austria, Italia e Spagna), lasciando così fuori i nuovi entranti e i Paesi che non hanno partecipato a tutte le rilevazioni, in particolare Grecia e Paesi dell'Est Europa.

Abbiamo condotto l'analisi in due fasi. Nella prima parte dell'analisi, studiamo l'effetto delle variazioni macroeconomiche regionali sulle variazioni dello stato di salute. Nella seconda parte, studiamo la relazione tra shock negativi di reddito familiare sullo stato di salute.

Nella prima parte dell'analisi, troviamo che le variazioni negative del tasso di occupazione regionale influiscono solo sui cambiamenti dello stato di salute percepita ma non hanno alcun effetto su salute mentale e condizioni croniche.

Nella seconda parte dell'analisi, i nostri risultati suggeriscono che gli shock negativi di reddito subiti durante la crisi influiscono in maniera significativa sullo stato di salute percepita; questo risultato implica che una perdita di reddito delle famiglie aumenta la probabilità che la salute percepita peggiori.

1. La raccolta dati SHARE è stata finanziata principalmente dalla Commissione Europea attraverso il V, VI e VII programma quadro (progetti QLK6-CT-2001-00360; RII-CT-2006-062193; CIT5-CT-2005-028857; SHARE-PREP (No 211909), SHARE-LEAP (No 227822) and M4 (No 261982)). Altri fondi provengono dall'americano *National Institute on Ageing* (U01 AG09740-13S2; P01 AG005842; P01 AG08291; P30 AG12815; Y1-AG-4553-01; OGHA 04-064; R21 AG025169) e da varie istituzioni nei singoli paesi partecipanti (la lista completa delle istituzioni finanziatrici è riportata nel sito: <http://www.share-project.org/contact-organisation/funding.html>).

Il resto del saggio è strutturato in 4 paragrafi. Nel secondo paragrafo introdurremo le variabili indicative dello stato di salute utilizzate nell'analisi empirica. Nel terzo paragrafo ci soffermiamo sulla relazione tra crisi economica, variazioni negative del reddito e stato di salute. Il quarto paragrafo conclude il lavoro di ricerca.

2. Misure di condizioni economiche e stato di salute

2.1. Condizioni economiche a livello aggregato e familiare

Ci concentriamo su due importanti dimensioni economiche: una misura dell'ambiente macroeconomico regionale, più precisamente il tasso di occupazione a livello regionale (*Nomenclature of territorial units for statistics* - NUTS - livello 2), e una misura più vicina all'esperienza di ogni singolo individuo, vale a dire uno shock negativo del reddito familiare.

In Europa, il declino dell'attività economica ha colpito i vari Paesi in tempi e con intensità diverse. La maggior parte dei precedenti studi economici si è concentrata sugli effetti di aumenti e diminuzioni cicliche del prodotto interno lordo (PIL) sulla salute pubblica. Anche se il PIL è la misura più utilizzata per descrivere lo stato di benessere e dinamismo di una economia, è una misura poco rappresentativa del benessere dei singoli individui. Una misura delle condizioni del mercato del lavoro a livello regionale può essere una migliore misura della stabilità o instabilità e incertezza che gli individui affrontano in un periodo di recessione (STUCKLER ET AL. 2009). In questo lavoro, misuriamo pertanto il livello di attività economica con il tasso di occupazione regionale per gli individui in età lavorativa (tasso di occupazione di individui di età compresa tra i 15 e 64 anni). Crediamo che i tassi di occupazione siano una misura più informativa dei tassi di disoccupazione perché molti Paesi hanno messo in atto differenti politiche sulla disoccupazione e politiche di pensionamento anticipato per far fronte alla crisi.

Il tasso di occupazione medio in Unione Europea per gli individui in età lavorativa ha raggiunto il 65,8 per cento quando la crisi ha colpito l'Europa nel 2008, partendo da un tasso del 63 per cento nel 2004 quando SHARE ha implementato la prima rilevazione dei dati. Durante la crisi, il tasso di occupazione è diminuito al 64,1 per cento nel 2010, allontanandosi così notevolmente dal target del 75 per cento originariamente stabilito per il 2020 in Europa. I dati relativi al 2011 mostrano un aumento contenuto al 64,3 per cento (EUROSTAT 2013a), con accentuate differenze nazionali. Tra i Paesi SHARE, il tasso di occupazione all'inizio

della crisi presentava un livello anche inferiore al 60 per cento, con il livello più basso registrato in Italia al 58,7 per cento fino a livelli compresi tra 77 e 79 per cento in Paesi quali la Danimarca, i Paesi Bassi e la Svizzera. Nel 2011, il tasso di occupazione più basso si registra in Spagna (57,7%), il Paese più severamente colpito dalla crisi nel nostro campione. All'estremo opposto, la Svizzera (79,3%) risulta essere l'unico Paese in cui il tasso di occupazione è aumentato durante il periodo di recessione, mentre in Danimarca e nei Paesi Bassi si sono osservati valori in un intervallo minore tra il 73 e il 75 per cento.

La crisi ha avuto effetti diversi sul mercato del lavoro di ciascun Paese. Le medie a livello europeo e a livello nazionale rischiano di fornire un quadro eccessivamente semplificato, attenuando le differenze regionali presenti anche all'interno dello stesso Paese. Per catturare meglio queste differenze utilizziamo il tasso di occupazione regionale a livello di NUTS 2, la cui distribuzione risulta variare considerevolmente tra le diverse regioni del nostro campione. I valori più alti sono registrati principalmente nei Paesi nordici e centrali, in particolare in Svizzera, Austria, Germania, Paesi Bassi, Svezia e Danimarca, con due regioni (Stoccolma in Svezia e Friburgo in Germania) con tassi di occupazione superiori all'80 per cento. All'altro estremo, i valori più bassi si registrano in Spagna e Italia, con quattro regioni nel Sud Italia (Puglia, Sicilia, Calabria e Campania) caratterizzate da un tasso di occupazione inferiore al 50% (EUROSTAT 2013b).

Oltre alle condizioni del mercato del lavoro locale, l'effetto più diretto che gli individui possono osservare durante una crisi economica è una diminuzione drastica del reddito familiare (CUTLER ET AL. 2002). Per catturare questa dimensione di instabilità economica, abbiamo considerato la distribuzione del reddito familiare in ciascun Paese e per ogni rilevazione dei dati e abbiamo costruito un indicatore per tener conto di shock negativi del reddito, definiti come una diminuzione del reddito di due quintili tra la seconda e la quarta rilevazione (rispettivamente pre e post crisi).

Queste due variabili, il tasso di occupazione a livello regionale e l'indicatore dello shock negativo sul reddito familiare, ci permettono di avere una misura dell'instabilità delle condizioni macroeconomiche e studiare come gli individui possono essere influenzati da shock negativi sul reddito.

2.2. Misure dello stato di salute

Consideriamo tre importanti indicatori dello stato di salute: un indicatore dello stato di salute generale, salute fisica e salute mentale.

Lo stato di salute generale di un individuo è misurato con una variabile di stato di salute percepita. Agli individui intervistati viene chiesto di indicare il loro stato di salute generale utilizzando una scala di ordinamento composta da cinque categorie: ottimo (1), molto buono (2), buono (3), discreto (4), scadente (5). Questa scala di ordinamento è altamente correlata con varie misure oggettive di salute, come mortalità e diagnosi di malattie fisiche (IDLER, BENYAMINI 1997). La Figura 1 mostra il valore medio in ogni Paese e per ciascun anno di rilevazione dei dati: osserviamo una generale differenza tra i vari Paesi e soprattutto un generale peggioramento dello stato di salute percepito, probabilmente dovuto all'invecchiamento degli individui intervistati nel campione.²

La salute fisica è misurata dal numero di condizioni croniche diagnosticate. Questa variabile è generata da una domanda inserita nel questionario che chiede agli intervistati di dichiarare se sono mai state diagnosticate dal medico le seguenti condizioni: attacco di cuore, altri problemi cardiaci tra cui insufficienza cardiaca, ipertensione, colesterolo alto, malattie vascolari o ictus cerebrale, diabete, malattie polmonari croniche, artrite, tra cui l'osteoartrite o reumatismi, cancro o tumore maligno, tra cui la leucemia o linfoma, ulcera peptica gastrica o duodenale, malattia di Parkinson, cataratta, frattura dell'anca, frattura del femore o altre fratture, l'Alzheimer, la demenza, senilità o qualsiasi altro grave deterioramento della memoria. La Figura 2 mostra le differenze per Paese e per ciascun anno di rilevazione dei dati di questo indicatore di salute, che presenta un valore minimo di 0,9 in Svizzera e massimo di 1,7 in Spagna nella prima rilevazione e un valore minimo di 1,1 di nuovo in Svizzera e massimo di 2,1 in Italia nella quarta rilevazione.

Lo stato di salute mentale è misurato dalla scala di depressione EURO-D, che assume valori da 0 a 12, e cattura eventuali sintomi depressivi percepiti dagli intervistati. Tra i vari sintomi depressivi si considerano: pessimismo, desiderio di morte, sensi di colpa, sonno, mancanza di interesse, irritabilità, mancanza di appetito, affaticamento, mancanza di concentrazione pianto frequente. La Figura 3 fornisce una rappresentazione grafica del numero medio di sintomi depressivi per Paese e anno di rilevazione dei dati. Ancora una volta, la figura mostra una elevata eterogeneità geografica e temporale.

2. Si veda in proposito anche ERIKSEN ET AL. 2013. Gli autori confrontano lo stato di salute percepito e vari fattori di rischio per malattie cardiovascolari in 16 Paesi coinvolti nell'indagine SHARE. I loro risultati suggeriscono che c'è una chiara distribuzione geografica delle condizioni di salute: i Paesi SHARE dell'Europa dell'est e del sud sono caratterizzati da un peggior livello generale di salute e da una maggiore incidenza di malattie cardiovascolari, inclusi fattori di rischio quali diabete e ipertensione.

Nell'analisi multivariata, che sarà presentata nel prossimo paragrafo, abbiamo utilizzato sia una versione categorica che dicotomica delle tre misure di salute.

Con la versione categorica degli stati di salute abbiamo generato una nuova variabile continua calcolando la deviazione dalla media delle tre rilevazioni: questa variabile ha permesso di misurare i cambiamenti nello stato di salute individuale. Utilizzando questa nuova variabile, abbiamo generato un nuovo indicatore dicotomico che assume valore 1 se la deviazione è negativa (lo stato di salute è peggiorato) e che assume un valore zero altrimenti (lo stato di salute è migliorato).

Per quanto riguarda la versione dicotomica dello stato di salute, abbiamo utilizzato un indicatore uguale ad 1 se lo stato di salute è percepito come buono, discreto o scadente (al contrario, il valore zero indica uno stato di salute percepito molto buono o ottimo). Il 71,15 per cento del campione dichiara di avere uno stato di salute buono, discreto o scadente. Come misura dello stato di salute fisica abbiamo generato una variabile uguale ad uno se erano state diagnosticate due o più condizioni croniche (43,83% del campione completo). Per quanto riguarda la salute mentale, abbiamo considerato una variabile dicotomica uguale a 1 se l'intervistato dichiarava di aver sperimentato tre o più sintomi depressivi (24% del campione completo).

3. Relazione tra crisi economica, shock negativi di reddito e stato di salute

In questo paragrafo forniamo evidenza empirica sulla relazione tra crisi economica e stato di salute. Come accennato nell'introduzione, adottiamo una duplice strategia empirica che sarà descritta nei prossimi due sottoparagrafi. Nel primo, si indaga l'effetto dei cambiamenti macroeconomici sulle variazioni dello stato di salute. Nel secondo, ci concentreremo sugli effetti degli shock negativi del reddito familiare sullo stato di salute.

3.1. Variazioni del tasso di occupazione e stato di salute

Come misura dei cambiamenti macroeconomici indotti dalla crisi, consideriamo la variazione del tasso di occupazione regionale.³ Generiamo

3. Si veda anche BUCHER-KOENEN, MAZZONNA 2013. Gli autori studiano l'effetto di shock macroeconomici negativi, misurati con le variazioni del tasso di occupazione regionale, sullo stato di salute in vari Paesi europei coinvolti nell'indagine SHARE. I loro risultati sug-

una variabile dicotomica che assume valore 1 se il tasso di occupazione regionale è inferiore alla media calcolata nelle tre rilevazioni, e assume valore 0 altrimenti. Abbiamo poi generato una nuova variabile data dall'interazione tra questo indicatore con una variabile dicotomica che assume valore 1 nella quarta rilevazione (post crisi) e assume valore 0 nella prima e nella seconda rilevazione (pre crisi). Questo termine di interazione è la variabile chiave nella nostra analisi, perché ci permette di controllare per il potenziale effetto di shock negativi avvenuti nel mercato del lavoro sulle variazioni dello stato di salute.

Per analizzare la relazione tra condizioni macroeconomiche regionali e stato di salute individuale adottiamo una semplice strategia econometrica basata sulla stima del seguente modello in forma ridotta:

$$[1] \quad H_{ijc} = \beta X_{ijc} + \gamma_1 CRISI_{ijc} + \gamma_2 MACRO_{jc} + \gamma_3 CRISI_{ijc} * MACRO_{jc} + \delta_c + \varepsilon_{ijc}$$

dove H_{ijc} rappresenta la variazione in una misura dello stato di salute per l'individuo i nella regione j del Paese c , X_{ijc} è in vettore di caratteristiche individuali; $CRISI_{ijc}$ è un indicatore che denota se l'osservazione è stata rilevata prima o dopo la crisi, $MACRO_{jc}$ è un indicatore dei cambiamenti nelle condizioni macroeconomiche indotti dalle crisi, e δ_c è in indicatore usato per tener conto dell'effetto fisso Paese. Infine, ε_{ijc} denota un termine di errore.

Per ciascuna delle tre variabili di salute (stato di salute generale percepito, salute fisica e salute mentale) abbiamo condotto delle regressioni *probit* per stimare la probabilità di una variazione negativa utilizzando il campione *panel* bilanciato e clusterizzando gli errori standard a livello di individuo. Il nostro insieme di variabili esplicative include caratteristiche socio-demografiche quali l'età (misurata in gruppi di età 50-64, 65-74, 75+; la prima fascia di età è considerata come base), sesso, stato civile (*single* vs *no-single*, categoria base), l'istruzione (misurata con il codice ISCED), lo stato di occupazione (se l'individuo è in pensione, occupato, disoccupato, permanentemente malato o disabile, casalinga o altro; lo stato occupazionale «in pensione» è la categoria base) e variabili dicotomiche di controllo per ciascun paese considerato nel campione (consideriamo la Germania come PAESE di riferimento). La Tabella 1 fornisce i risultati della stima. Troviamo che le variazioni negative del tasso di occupazione hanno un effetto significativo solo sulle variazioni dello

geriscono che il peggioramento del mercato del lavoro registrato durante la recente crisi economica ha avuto un effetto negativo sulla salute: un punto percentuale di riduzione del tasso di occupazione regionale rispetto al proprio trend determina un declino nello stato di salute equivalente a 1,2 anni di invecchiamento.

stato di salute percepita, mentre non vi è alcun effetto sui cambiamenti delle condizioni croniche e sui sintomi depressivi. Nella regressione per lo stato di salute percepita, l'effetto marginale del termine di interazione è 0,083, il che significa che una variazione negativa del tasso di occupazione regionale aumenta la probabilità di un peggioramento dello stato di salute dell'8 per cento. Considerando solo lo stato di salute percepito, abbiamo effettuato lo stesso tipo di analisi per fasce di età (50-64, 65-74, 75+). I risultati, riportati in appendice nella Tabella A.1, suggeriscono che le variazioni negative del tasso di occupazione hanno un effetto significativo in tutte le fasce d'età, e non solo nella fascia d'età ancora attiva sul mercato del lavoro.

3.2. Shock negativi sul reddito familiare e stato di salute

Al fine di identificare l'effetto di shock economici a livello familiare causati dalla crisi economica adottiamo un approccio chiamato *Diff-in-Diff*, «differenza nella differenza» (ANGRIST, PISCHKE 2008). Questa procedura di stima ci permette di confrontare i risultati sullo stato di salute delle persone colpite da uno shock negativo sul reddito prima e dopo l'inizio della crisi (13,75% del campione) con i risultati sullo stato di salute di coloro che non hanno subito alcuno shock negativo.

L'analisi si basa sulla stima del seguente modello in forma ridotta:

$$[2] \quad H_{ijc} = \beta X_{ijc} + \gamma_1 CRISI_{ijc} + \gamma_2 SHOCK_{ijc} + \gamma_3 CRISI_{ijc} * SHOCK_{ijc} + \delta_c + \varepsilon_{ijc}$$

dove H_{ijc} rappresenta una misura dello stato di salute per l'individuo i nella regione j del Paese c , X_{ijc} è in vettore di caratteristiche individuali; $CRISI_{ijc}$ è un indicatore che denota se l'osservazione è stata rilevata prima o dopo la crisi, $SHOCK_{ijc}$ è un indicatore che denota se l'individuo è stato colpito da uno shock negativo sul reddito, e δ_c è in indicatore usato per tener conto dell'effetto fisso paese. Infine, ε_{ijc} denota un termine di errore.

Per la versione dicotomica di ciascuna delle tre variabili di salute, stimiamo regressioni *probit* con il campione *panel* bilanciato e clusterizziamo gli errori standard a livello di individuo. Consideriamo lo stesso insieme di variabili di controllo incluse nella Tabella 1 e includiamo anche il tasso di occupazione regionale, per tener conto delle condizioni macroeconomiche. La Tabella 2 riporta i risultati della stima. La variabile chiave di interesse è il termine di interazione tra l'indicatore dello shock negativo sul reddito familiare e la variabile dicotomica pre-post crisi.

Tabella 1. Regressioni *probit* per tre indicatori di stato di salute: effetti marginali stimati

	(1)	(2)	(3)
	Stato di salute percepito	Salute mentale	Condizioni croniche
Variabile dicotomica pre-post crisi	0,103 *** (0,009)	0,094 *** (0,100)	0,221 *** (0,025)
Diminuzione del tasso regionale di occupazione	-0,074 *** (0,008)	0,017 ** (0,008)	-0,038 * (0,020)
Diminuzione del tasso regionale di occupazione *	0,083 ** (0,015)	-0,033 (0,024)	0,036 (0,039)
Variabile dicotomica pre-post crisi			
Difficoltà finanziarie	-0,005 (0,003)	-0,017 *** (0,003)	-0,022 ** (0,009)
Gruppo d'età: 65-75	-0,000 (0,008)	-0,010 (0,008)	0,068 *** (0,021)
Gruppo d'età: 75+	0,030 *** (0,009)	0,021 ** (0,008)	0,140 *** (0,022)
Sesso	-0,005 (0,005)	0,031 *** (0,005)	0,017 (0,014)
Single	-0,001 (0,006)	-0,015 *** (0,005)	-0,045 *** (0,016)
Istruzione (codice ISCED)	-0,002 * (0,011)	-0,000 (0,002)	-0,002 (0,005)
Occupato	0,005 (0,009)	0,007 (0,008)	-0,097 *** (0,024)
Disoccupato	0,036 * (0,019)	0,050 ** (0,018)	-0,014 (0,049)
Disabile	0,086 *** (0,018)	0,052 *** (0,016)	0,215 *** (0,044)
Casalinga	-0,014 (0,010)	-0,000 (0,008)	-0,058 ** (0,024)
Altro tipo di occupazione	-0,027 (0,029)	0,042 (0,008)	0,066 (0,078)
Indicatore Paese	Yes	Yes	Yes
Numero di osservazioni	27.892	27.892	27.892

Significatività: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

Note: Colonne 1, 2 e 3 mostrano i risultati delle regressioni *probit* per lo stato di salute percepita, condizioni croniche e sintomi depressivi. La categoria di riferimento per lo stato occupazionale è «in pensione». Il gruppo di riferimento per l'età è la classe d'età più giovane, 50-65 anni. Riportiamo in parentesi gli errori standard robusti all'eteroschedasticità.

Fonte: SHARE Rilevazione 1, 2 e 4.

Il segno di questo termine di interazione è positivo per tutte e tre le variabili di salute, ma è statisticamente significativo solo per lo stato di salute percepita (l'effetto marginale è 0,031), suggerendo che uno shock negativo sul reddito peggiora lo stato di salute percepito. Infatti, un individuo che vive in una famiglia colpita da uno shock negativo sul reddito durante la crisi ha una probabilità del 3 per cento di veder peggiorare il proprio stato di salute da «ottimo» o «molto buono» a «buono», «discreto» o «scadente».

Tabella 2. Regressioni *probit* per tre indicatori di stato di salute: effetti marginali stimati

	(1)	(2)	(3)
	Stato di salute percepito	Salute mentale	Condizioni croniche
Variabile dicotomica pre-post crisi	0,035 *** (0,005)	0,028 *** (0,005)	0,008 (0,006)
Shock negativo del reddito familiare	-0,004 (0,011)	-0,004 (0,010)	-0,003 (0,013)
Shock negativo del reddito familiare* Variabile dicotomica pre-post crisi	0,031 ** (0,014)	0,014 (0,014)	0,005 (0,015)
Difficoltà finanziarie	-0,001 * (0,001)	-0,003 *** (0,001)	-0,004 *** (0,001)
Gruppo d'età: 65-75	0,030 *** (0,008)	0,006 (0,008)	0,108 *** (0,010)
Gruppo d'età: 75+	0,107 *** (0,009)	0,053 *** (0,010)	0,202 *** (0,012)
Sesso	0,030 *** (0,008)	0,142 *** (0,007)	0,061 *** (0,009)
Single	-0,012 (0,008)	-0,048 *** (0,007)	-0,038 *** (0,009)
Istruzione (codice ISCED)	-0,040 *** (0,003)	-0,017 *** (0,002)	-0,020 *** (0,003)
Occupato	-0,088 *** (0,010)	-0,002 (0,009)	-0,144 *** (0,011)
Disoccupato	-0,008 (0,020)	0,088 *** (0,021)	-0,040 * (0,021)
Disabile	0,220 *** (0,009)	0,218 *** (0,022)	0,237 *** (0,021)
Casalinga	-0,017 * (0,011)	0,022 ** (0,010)	-0,026 *** (0,012)
Altro tipo di occupazione	-0,023 (0,032)	0,022 (0,027)	0,063 * (0,033)
Indicatore Paese	Yes	Yes	Yes
Numero di osservazioni	27.892	27.892	27.892

Significatività: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

Note: Colonne 1, 2 e 3 mostrano i risultati delle regressioni probit per lo stato di salute percepita, condizioni croniche e sintomi depressivi. La categoria di riferimento per lo stato occupazionale è «in pensione». Il gruppo di riferimento per l'età è la classe d'età più giovane, 50-65 anni. Riportiamo in parentesi gli errori standard robusti all'eteroschedasticità.

Fonte: SHARE Rilevazione 1, 2 e 4.

Includendo l'età come variabile di controllo abbiamo «depurato» il potenziale effetto dell'invecchiamento sul deterioramento dello stato di salute nel tempo.

Approfondendo l'analisi, per capire quale gruppo della popolazione abbia sofferto maggiormente la crisi, abbiamo stimato le stesse regressioni *probit* su quattro sotto-campioni sulla base di diversi livelli di difficoltà finanziaria, misurata in termini di capacità di far fronte alle spese di gestione familiare: (i), con grande difficoltà, (ii) con un po' di difficoltà, (iii) abbastanza facilmente, (iv) facilmente. La Tabella 3 fornisce i risultati delle stime per le variabili chiave nel campione di individui caratterizzati da minore e maggiore difficoltà nel far fronte a spese di gestione familiare. I risultati mostrano che il rapporto tra gli shock negativi sul reddito e lo stato di salute è più forte per le persone più vulnerabili rispetto a quelle meno vulnerabili. Infatti, l'effetto marginale per lo stato di salute percepita è maggiore nel primo gruppo rispetto al secondo (rispettivamente: effetto marginale 0,069 e 0,059).

Tabella 3. Regressioni *probit* per lo stato di salute percepito: analisi per difficoltà finanziarie. effetti marginali stimati

	(1)	(2)
	Grandi difficoltà finanziarie	Nessuna difficoltà finanziaria
Variabile dicotomica pre-post crisi	0,017 (0,016)	0,044 (0,011) ***
Shock negativo del reddito familiare	0,007 (0,028)	-0,013 (0,020)
Shock negativo del reddito familiare* Variabile dicotomica pre-post crisi	0,069 (0,024) **	0,059 (0,028) **
Numero di osservazioni	2.188	9.712

Significatività: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

Note: Le regressioni in colonna 1 e 2 includono lo stesso insieme di regressori delle stime mostrate in Tabella 1 e 2. Riportiamo in parentesi gli errori standard robusti all'eteroschedasticità.

Fonte: SHARE Rilevazione 1, 2 e 4.

Abbiamo anche verificato se gli intervistati più giovani del campione, con maggiore probabilità di essere ancora nella forza lavoro, sono stati colpiti di più rispetto agli intervistati più anziani. Abbiamo condotto regressioni probit per lo stato di salute percepito per tre diversi gruppi di età (50-64 , 65-74, 75 +). La tabella 4 fornisce i risultati delle stime per le variabili chiave. L'effetto di uno shock negativo del reddito è maggiore e più significativo per gli individui più giovani e non è significativo per gli individui più anziani. Infatti, l'effetto marginale per gli individui di età compresa tra 50-64 è 0,043, suggerendo che uno shock negativo del reddito aumenta del 4 per cento la probabilità di un peggioramento dello stato di salute.⁴

Tabella 4. Relazione tra shock negativo sul reddito familiare e stato di salute. Analisi di regressione per classi di età: effetti marginali stimati

	(1)	(2)	(3)
	Età: 50-64	Età: 65-74	Età: 75+
Variabile dicotomica pre-post crisi	0,017 (0,011)	0,027 (0,010)	** 0,039 (0,010) ***
Shock negativo del reddito familiare	0,005 (0,016)	-0,020 (0,020)	-0,009 (0,021)
Shock negativo del reddito familiare* Variabile dicotomica pre-post crisi	0,043 (0,022)	** 0,032 (0,024)	* 0,028 (0,022)
Numero di osservazioni	12788	9321	5783

Significatività: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

Note: Le regressioni in colonna 1, 2 e 3 includono lo stesso insieme di regressori delle stime mostrate in Tabella 1 e 2. Riportiamo in parentesi gli errori standard robusti all'eteroschedasticità.

Fonte: SHARE Rilevazione 1, 2 e 4.

4. Conclusioni

Questo saggio ha analizzato il rapporto tra crisi economica, shock negativi del reddito e lo stato di salute degli anziani in Europa, misurata in termini di stato di salute percepita, numero di malattie croniche

4. Si veda anche BUCHER-KOENEN, MAZZONNA 2013.

e sintomi depressivi. In primo luogo, si indaga l'effetto delle variazioni macroeconomiche regionali sulle variazioni dello stato di salute. In secondo luogo, si studia l'effetto degli shock negativi del reddito familiare sullo stato di salute.

I risultati ottenuti suggeriscono che le variazioni negative del tasso di occupazione regionale e gli shock negativi sul reddito subiti durante la crisi non hanno alcun effetto sulle malattie croniche e sui sintomi depressivi. Al contrario, troviamo un effetto negativo e significativo sullo stato di salute percepito. Nelle stime in cui consideriamo gli shock negativi sul reddito questo risultato implica che una perdita di reddito delle famiglie aumenta la probabilità che la salute percepita peggiori. Questo risultato è ancora più chiaro quando eseguiamo l'analisi per i quattro diversi livelli di difficoltà finanziarie. In particolare, troviamo che l'effetto di uno shock negativo di reddito sullo stato di salute percepito è più forte per il gruppo di coloro che sono più in difficoltà da un punto di vista finanziario, rispetto al gruppo di coloro che sono meno in difficoltà finanziarie. Questo risultato suggerisce che la salute dei gruppi più vulnerabili può essere particolarmente colpita dalla crisi, inducendo un inasprimento delle disuguaglianze di salute.

Anche se i risultati ottenuti sono robusti all'inclusione di più variabili di controllo, è importante evidenziare un potenziale limite della nostra indagine. La variabile di stato di salute su cui ci concentriamo è la salute auto-valutata. Nonostante esista evidenza empirica della relazione significativa tra stato di salute auto-valutata e misure oggettive di salute, quali mortalità e diagnosi di malattie fisiche (IDLER, BENYAMINI 1997), la natura soggettiva di questa variabile potrebbe generare problemi di *reporting bias* (BAGO D'UVA ET AL. 2008; KAPTEYN ET AL. 2007). Le variazioni dei tassi occupazionali degli individui e shock negativi di reddito potrebbero avere un effetto semplicemente sul modo in cui la salute è percepita dagli individui e sul modo in cui individui dichiarano il proprio stato di salute, e non sulla salute reale degli individui. Poiché nella nostra indagine non abbiamo tenuto conto di questa problematica, i risultati andrebbero considerati con cautela. Per questo motivo, allo stato attuale della ricerca, non è possibile formulare suggerimenti di *policy* volti ad attutire l'effetto della crisi economica sullo stato di salute. Per poter dare suggerimenti di *policy* è necessario approfondire la problematica del *reporting bias*. Rimandiamo per questo a future indagini empiriche.

Bibliografia

- J.D. ANGRIST, J.S. PISCHKE, *Mostly Harmless Econometrics*, Princeton (NJ), Princeton University Press, 2008
- T. BAGO D'UVA, E. VAN DOORLSAER, M. LINDEBOOM, O. O'DONNELL, *Does reporting heterogeneity bias the measurement of health disparities?*, «Health Economics», 17, 2008, pp. 351-375.
- T. BUCHER-KOENEN, F. MAZZONNA, *The recent economic crisis and old-age health in Europe*, in A. BÖRSH-SUPAN ET AL. (a cura di) *Active ageing and solidarity between generations in Europe*, Berlin-Boston, DE GRUYTER, 2013, pp. 233-242.
- D. CUTLER, M. DAVID, F. KNAUL, R. LOZANO, O. MENDEZ, B. ZURITA, *Financial crisis, health outcomes, and aging: Mexico in the 1980s and 1990s*, «Journal of Public Economics», 84(2), 2002, pp. 279-303.
- M.L. ERIKSEN, S. VESTERGAARD, K. ANDERSEN-RANBERG, *Health among Europeans - a cross-sectional comparison of 16 SHARE countries*, in A. BÖRSH-SUPAN ET AL. (a cura di) *Active ageing and solidarity between generations in Europe*, Berlin-Boston, DE GRUYTER, 2013, pp. 149-160.
- EUROSTAT, *Employment statistics - Statistics Explained (2013/2/0)*, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Employment_statistics/ (2013/02/09), 2013a.
- EUROSTAT, *Labour markets at regional level - Statistics Explained (2013/2/0)*, http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Labour_markets_at_regional_level/ (2013/02/09), 2013b.
- U.G. GERDTHAM, C.J. RUHM, *Deaths rise in good economic times: evidence from the OECD*, «Economics and Human Biology», 4, 2006, pp. 298-316.
- A. KAPTEYN, J. SMITH, A. VAN SOEST, *Vignettes and self-reports of work disability in the us and the Netherlands*, «American Economic Review», 97, 2007, pp. 461-473.
- E.L. IDLER, Y. BENYAMINI, *Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies*, «Journal of Health and Social Behavior», 38, 1997, pp. 21-37.
- M.G. MARMOT, R. BELL, *How will the financial crisis affect health?*, «British Medical Journal», 338, 2009, pp. 13-14.
- C.J. RUHM, *Are recessions good for your health?*, «Quarterly Journal of Economics», 115 (2), 2000, pp. 617-650.
- C.J. RUHM, *Good times make you sick*, «Journal of Health Economics», 22 (2), 2003, pp. 637-658.
- C.J. RUHM, *Healthy living in hard times*, «Journal of Health Economics», 24 (2), 2005, pp. 341-363.
- D. STUCKLER, S. BASU, M. SUHRCKE, M. MCKEE, *The public health effect of economic crises and alternative policy responses in Europe: an empirical analysis*, «The Lancet», 374, 2009, pp. 315-323.
- M. SUHRCKE, D. STUCKLER, *Will the recession be bad for our health? It depends*, «Social Science & Medicine», 74 (5), 2012, pp. 647-665.
- WHO, *Health amid a financial crisis: A complete diagnosis*, «Bulletin WHO», 87, 2009a, pp. 1-80.
- WHO, *Financial Crisis and Global Health: Report of a high-level consultation*, «WHO Information Note», 2009b.

Appendice

Tabella A.1. Regressioni probit per lo stato di salute percepito. Analisi di regressione per classi di età: effetti marginali stimati

	(1)	(2)	(3)
	Età: 50-64	Età: 65-74	Età: 75+
Variabile dicotomica pre-post crisi	0,068 *** (0,015)	0,093 ** (0,015)	0,152 *** (0,019)
Diminuzione del tasso regionale di occupazione	-0,056 *** (0,010)	-0,099 *** (0,013)	-0,082 *** (0,019)
Diminuzione del tasso regionale di occupazione × Variabile dicotomica pre-post crisi	0,059 (0,024)	0,098 *** (0,025)	0,106 *** (0,032)
Numero di osservazioni	12.788	9.321	5.783

Significatività: *** = 1%; ** = 5%; * = 10%.

Note: Le regressioni in colonna 1, 2 e 3 includono lo stesso insieme di regressori delle stime mostrate in Tabella 1 e 2. Riportiamo in parentesi gli errori standard robusti all'eteroschedasticità.

Fonte: SHARE Rilevazione 1, 2 e 4.

Abstract

The global economic and financial crisis which began in the US in the summer of 2007 and spread to Europe in the following months is considered by many the worst recession since the Great Depression. There is a widespread concern among stakeholders that the present economic downturn will adversely affect public health contributing to mental health problems and to the adoption of less healthy lifestyles, and that the health care systems performance will be compromised by increased demand for treatment in a time when governments are under pressure to reduce public spending.

This chapter combines newly available longitudinal individual level data from the Survey of Health Ageing and Retirement in Europe (share) with an aggregate regional level indicator of economic activity to investigate the relationship between macroeconomic environment, measured by the regional employment rate, negative income shocks and the physical and mental health of older Europeans in the context of economic instability. Physical and mental health are key dimensions of wellbeing, especially at older ages. Understanding how they might be affected by economic conditions during the crisis is crucial for policymakers facing the challenge of reducing government spending while dealing with demographic changes that require enabling older people to take an active part in society and to enjoy an independent and good quality of life as they age.

Riforme nel settore sanitario in Cina: rassegna degli effetti sulla domanda di cure sanitarie, spese *out-of-pocket* e risparmio familiare

Noemi Pace

1. Introduzione

Il principale obiettivo di questo lavoro di ricerca è la valutazione dell'impatto delle recenti riforme del sistema sanitario nella Repubblica Popolare Cinese (RPC), sulla domanda di cure sanitarie, spese *out-of-pocket*, risparmio familiare e *welfare*. Questa ricerca è motivata dalla crescente importanza che la RPC sta acquisendo a livello internazionale e dalla rilevanza dei possibili effetti, a livello nazionale e internazionale, degli interventi governativi nel settore della sanità. Infatti, le riforme in campo sanitario, così come le recenti riforme del sistema pensionistico e della regolamentazione del mercato immobiliare, potrebbero avere importanti implicazioni sul benessere sociale ed economico di milioni di persone.

Queste riforme si inseriscono nell'ambito di un processo di rinnovamento e decentralizzazione economica iniziato alla fine degli anni '70 ed hanno aperto la strada ad uno straordinario sviluppo economico: negli ultimi venticinque anni dello scorso secolo, l'economia cinese è cresciuta ad un ritmo del 9 per cento all'anno. Questo eccezionale sviluppo economico è stato accompagnato da un generale e netto miglioramento delle condizioni di vita della popolazione. Tuttavia, le nuove politiche hanno portato nel tempo ad un collasso del sistema di *welfare*. Con particolare riferimento al settore sanitario, il numero di persone prive di assicurazione sanitaria era enormemente aumentato, mentre l'assistenza sanitaria primaria era sotto utilizzata. Il finanziamento governativo della spesa corrente dei fornitori dei servizi sanitari è stato notevolmente ridotto, causando di fatto un aumento dei pagamenti diretti (*out-of-pocket*) effettuati dai fruitori dei servizi sanitari. Alla fine degli anni '80, la scarsa possibilità di accesso alle cure sanitarie e l'impovertimento causato dalle eccessive spese mediche erano diventati un problema comune, e la mancanza di fornitura dei servizi sociali essenziali aveva iniziato ad

alimentare il malcontento tra i gruppi più svantaggiati della popolazione.

Alla fine degli anni '90, la Cina ha cominciato a riconoscere le carenze del suo sistema sanitario, mettendo in atto gradualmente, anche sulla scia di riforme più ampie in ambito economico, misure volte a ripristinare il ruolo del governo in termini di finanziamento e di pianificazione del settore sanitario. Le riforme nel sistema sanitario puntano ad un miglioramento dell'accesso alle cure, non solamente aumentando la quantità ma anche la qualità dei servizi sanitari, e ad una maggiore protezione finanziaria degli individui contro spese eccessive per cure mediche, determinando potenziali effetti indiretti sul risparmio precauzionale e sul consumo interno. Questa analisi si propone quindi di dare un contributo alla comprensione del comportamento familiare in termini di risparmio, compito considerato particolarmente rilevante dati gli alti e crescenti tassi di risparmio e considerando le implicazioni della «politica del figlio unico» sulla ripartizione del rischio intergenerazionale.

Questo articolo si sviluppa attorno a tre temi principali che consistono nella valutazione dell'impatto della copertura assicurativa sulla domanda di servizi sanitari, sulle spese mediche *out-of-pocket* e su risparmio e consumo. Per quanto riguarda il primo tema, il rafforzamento di un servizio sanitario pubblico potrebbe in principio modificare la domanda di servizi sanitari in diversi modi. Da una parte, potrebbe aumentare la domanda di servizi sanitari. Dall'altra parte, si potrebbe verificare un *trade-off* tra quantità e qualità delle cure, a favore di una maggiore qualità di cure più costose, e questo potrebbe ridurre l'utilizzo complessivo dei servizi. Poiché uno degli obiettivi di un'assicurazione sanitaria pubblica è quello di garantire l'utilizzo dei servizi necessari, è di estrema importanza per la valutazione delle riforme capire se si sta verificando un aumento o una diminuzione della domanda di servizi sanitari. Per quanto riguarda il secondo tema, nei Paesi in via di sviluppo e nei Paesi emergenti, il costo delle prestazioni sanitarie coperte da pagamenti *out-of-pocket* può rappresentare una parte significativa delle risorse familiari. Si potrebbe verificare una riduzione del consumo di altri beni (compresi cibo e istruzione) e si potrebbe avere anche un effetto intergenerazionale sulla povertà delle famiglie e sulla distribuzione dei servizi sanitari. Tale valutazione, non solo è interessante di per sé, ma porta direttamente al terzo tema affrontato in questa ricerca che consiste nella valutazione dell'impatto della copertura assicurativa sul risparmio. In assenza di un sistema sanitario efficace, le famiglie possono decidere di aumentare il proprio risparmio per assicurarsi nei confronti di un futuro incerto in termini di salute.

Questi temi saranno approfonditi attraverso l'analisi dei contributi empirici più rilevanti e attraverso l'analisi di dati a livello familiare

e individuale raccolti nel *Chinese Household Income Project surveys* (CHIPS), un dataset rappresentativo dell'intera popolazione rurale e urbana e ricco di informazioni su caratteristiche demografiche (età, stato maritale, relazione con il capofamiglia) e variabili socio-economiche (caratteristiche dell'occupazione, salario, tasse e fonti di reddito, spese e condizioni di vita).

Questo articolo è strutturato in 7 sezioni. La seconda sezione presenta le caratteristiche principali del sistema sanitario cinese nelle zone urbane e rurali e le riforme intraprese negli ultimi anni. Le sezioni 3, 4 e 5 descrivono i principali lavori empirici pubblicati rispettivamente sui temi degli effetti delle riforme sulla domanda di servizi sanitari, sulle spese mediche *out-of-pocket* e su risparmio e consumo. La sesta sezione presenta i principali risultati di una indagine empirica svolta in un mio precedente lavoro con ATELLA ET AL. (2013) utilizzando dati a livello familiare e individuale per stimare l'effetto di una delle più rilevanti riforme intraprese nelle zone urbane sul risparmio delle famiglie. La settima sezione fornisce alcune considerazioni conclusive.

2. Riforme del sistema sanitario nelle zone urbane e rurali

In questa sezione saranno presentate le principali caratteristiche del settore sanitario nelle zone urbane (sezione 2.1) e nelle zone rurali (sezione 2.2) con particolare attenzione ai processi di cambiamento che hanno caratterizzato le due aree geografiche. Tali caratteristiche sono riassunte e completate nella Tabella 1 alla fine della sezione.

2.1. Riforme del sistema sanitario nelle zone urbane

Fino alla fine degli anni '90, l'assicurazione sanitaria pubblica nelle zone urbane era basata principalmente su due schemi assicurativi: i) il *Labor Insurance Scheme* (LIS) che sosteneva tutti i costi dei trattamenti medici, medicine e ospedalizzazione dei lavoratori e dei loro familiari a carico; ii) il *Government employee Insurance Scheme* (GIS) all'interno del quale tutti i costi erano coperti da allocazioni di bilancio del governo. Anche se il GIS e LIS hanno giocato un ruolo rilevante nell'offrire protezione sanitaria ai lavoratori nelle zone urbane cinesi (LIU 2002), alcuni aspetti degli schemi originali hanno contribuito ad una rapida inflazione dei costi nel settore sanitario e ad un'allocazione delle risorse inefficiente. I motivi sono vari. In primo luogo sia GIS che LIS erano schemi assicurativi che fornivano una grande varietà di servizi con una minima condivisione

dei costi per vincolare i beneficiari nel loro consumo di servizi medici. In mancanza di una quasi totale responsabilità finanziaria nell'uso dei servizi, gli assicurati nelle zone urbane non hanno avuto alcun incentivo a ricercare la cura più efficace e meno costosa. In secondo luogo, con l'eccezione dei lavoratori nelle grandi imprese che hanno la possibilità di accedere direttamente ai servizi del proprio ospedale o clinica convenzionata, sia i beneficiari del GIS che LIS hanno usufruito di servizi medici forniti nelle strutture pubbliche, generalmente rimborsati sulla base di un pagamento per servizio (*fee-for-service*) definito da un tariffario governativo. Questo ha comportato un generale uso eccessivo dei servizi sanitari.

Per risolvere questi problemi, durante gli anni '80, la Cina ha implementato una serie di riforme nel settore sanitario urbano che si sono sviluppate principalmente in quattro fasi. La prima è stata implementata dagli inizi degli anni '80 fino al 1991, la seconda dal 1992 al 1998 con riforme pilota in varie città, la terza annunciata alla fine del 1998 e implementata agli inizi del 1999, e la quarta iniziata nel 2007. Durante la prima fase, il principale obiettivo è consistito nel contenimento dei costi e nell'introduzione di sistemi di divisione dei costi nel lato della domanda e nel lato dell'offerta. Durante la seconda fase, le riforme hanno cercato di risolvere il problema dell'inadeguato *risk-pooling*. Due città nelle province di Jiangxi e Jiansu hanno intrapreso programmi pilota che utilizzavano una combinazione di conti di risparmio individuali e fondi sociali per finanziare le spese mediche. Alla fine del 1998, il governo cinese ha annunciato la decisione di istituire un nuovo programma di assicurazione sociale per i lavoratori nelle zone urbane, chiamato *Basic Insurance Scheme* (BIS) che ha sostituito gli schemi GIS e LIS. L'ultima fase, iniziata nel 2007, introduce l'*Urban Resident Basic Medical Insurance* (URBMI) per cercare di risolvere alcune delle inefficienze dei precedenti sistemi.

Rispetto ai vecchi schemi GIS e LIS, il nuovo programma BIS espande la copertura alle imprese private e alle piccole imprese pubbliche. Possono inoltre essere ammessi nel programma anche lavoratori autonomi. I dipendenti familiari non sono però più coperti dall'assicurazione. Il programma è finanziato da premi di contribuzione da parte dei datori di lavoro (6 per cento del salario dei lavoratori)¹ e dei lavoratori (2 per cento del proprio salario annuo). Il contributo totale consiste quindi in un valore medio dell'8 per cento del salario annuo del lavoratore. Per informazioni più dettagliate sul funzionamento del BIS si rimanda a LIU (2002) e ad ATELLA ET AL. (2013). In questo paragrafo ci concentreremo sulle principali differenze tra i vecchi schemi GIS e LIS e sul BIS.

1. La contribuzione del datore di lavoro differiva tra province e città. Sei per cento del salario annuo rappresenta il valore medio.

Rispetto ai vecchi schemi del GIS e LIS, il nuovo schema assicurativo ha due principali carenze in termini di copertura. In primo luogo i familiari a carico del lavoratore, che sotto GIS e LIS godevano di copertura assicurativa, con il nuovo schema non risultavano più essere coperti da alcuna assicurazione. In secondo luogo, il nuovo sistema prevede un massimale sull'ammontare di spese mediche che possono essere assicurate (equivalente a quattro volte il salario medio annuale nella regione). L'imposizione di questo massimale era motivata da un vincolo di bilancio stringente, ma ha avuto come conseguenza l'esclusione dalla copertura assicurativa delle cure sanitarie che richiedono maggiori spese ed esborsi da parte delle famiglie. Si stima infatti che il premio contributivo basato su una media dell'8 per cento del salario corrente può solo ricoprire circa il 70 per cento dell'esborso complessivo sotto i vecchi sistemi GIS e LIS. Inoltre, GAO ET AL. (2007) mostrano che la proporzione di anziani coperti dall'assicurazione sanitaria nelle zone urbane della Cina è diminuita nel periodo 1998-2007. Questo può essere parzialmente attribuito alla riforma delle *State-Owned Enterprises* (SOE) che ha portato alla chiusura di molte imprese ed al licenziamento di un numero consistente di lavoratori (GAO ET AL. 2001). I lavoratori più anziani che erano stati licenziati o i dipendenti di imprese che sono state successivamente chiuse a seguito del continuo processo di riforme economiche, potrebbero aver perso completamente il diritto all'assicurazione sanitaria. YIP e HSIAO (2009) hanno stimato che circa 420 milioni di residenti nelle zone urbane erano stati esclusi dalla copertura assicurativa per mancanza di un contratto di lavoro formale.

Al fine di fornire copertura assicurativa ai residenti delle zone urbane non coperti dal BIS, nel 2007 il Governo cinese ha lanciato un nuovo programma di assicurazione sanitaria chiamato *Urban Resident Basic Medical Insurance* (URBMI). Questo nuovo programma fornisce copertura assicurativa ai residenti nelle zone urbane senza un formale contratto di lavoro, includendo i bambini, gli anziani e altri residenti urbani disoccupati. Il programma è finanziato da contributi individuali e sussidi governativi. I contributi individuali differiscono a livello di città, ma sono generalmente più bassi dei contributi previsti dal BIS e più alti dei contributi previsti nel *New Cooperative Medical System* (NCMS) nelle zone rurali a causa delle maggiori spese dei servizi sanitari nelle aree urbane. Formalmente, l'obiettivo del URBMI è quello di coprire le spese di ospedalizzazione e servizi ambulatoriali per malattie definite come «catastrofiche» e generalmente non copre servizi ambulatoriali generali, ad eccezione delle malattie croniche come il diabete e malattie cardiache nelle province più ricche. Nella realtà, l'insieme dei benefici garantiti dal programma è caratterizzato da una notevole eterogeneità tra città.

Nella maggior parte delle città pilota infatti sono state istituite regole non omogenee per il rimborso della spesa per i servizi ospedalieri, e il rimborso risulta essere meno generoso per i servizi forniti da strutture sanitarie ad alto livello.

L'ammontare dei rimborsi per i costi ospedalieri è circa quattro volte il salario medio annuale dei lavoratori nelle zone urbane, e il livello di rimborso medio è circa 45 per cento (STATE COUNCIL EVALUATION GROUP FOR THE URBMI PILOT PROGRAM, 2008).

Nelle sezioni 3, 4 e 5 saranno analizzati gli effetti delle diverse riforme descritte in questa sezione rispettivamente su domanda di cure sanitarie, spese *out-of-pocket* e risparmio.

2.2. Riforme del sistema sanitario nelle zone rurali

Prima delle riforme economiche iniziate dalla fine degli anni '70 l'assicurazione sanitaria nelle zone rurali era parte integrante di un sistema cooperativo chiamato *Rural Cooperative Medical System* (RCMS). Sotto questo sistema assicurativo, ciascun membro della comunità partecipava ad un fondo medico di base con un contributo variabile che dipendeva dalle caratteristiche occupazionali. A seconda del contributo versato, i benefici includevano generalmente visite mediche gratuite presso le cliniche di villaggio, medicine gratuite o ad un prezzo ridotto e un sistema di pagamento condiviso per alcune tipologie di ospedalizzazione. Il RCMS aveva quindi il ruolo di fondo di condivisione del rischio per gli agricoltori e le proprie famiglie. Tuttavia, il RCMS ha subito un collasso in tutte le zone rurali dopo l'introduzione delle riforme di mercato alla fine degli anni '70. Anche se i Ministeri della Salute, dell'Agricoltura e della Finanza hanno continuato a promuovere il RCMS dopo la dissoluzione del sistema di cooperative agricole, la perdita dei fondi di previdenza collettiva ha forzato molte comunità ad optare per un sistema di pagamento basato sui servizi medici (*fee-for-service*) e il tasso di copertura è diminuito dal 90 per cento a circa il 5 per cento tra il 1980 e il 1985. Nel 1994 il Consiglio di Stato ha iniziato un progetto per ristabilire il RCMS in 14 contee e 7 province pilota (CARRIN ET AL. 1999). Il Governo aveva stabilito che il finanziamento sarebbe stato congiuntamente a carico del Governo centrale, dell'amministrazione locale dei villaggi e dei partecipanti al programma, e che la partecipazione sarebbe stata volontaria. Nonostante il modesto successo in alcune province pilota, si è stimato che nel 2002 il 96 per cento delle famiglie rurali era priva di assicurazione sanitaria e il 38 per cento dei malati non ha usufruito dell'assistenza medica necessaria.

Per risolvere il problema dell'inefficienza del vecchio sistema assicurativo nelle zone rurali e ridurre il peso delle spese *out-of-pocket* sostenute dalla popolazione rurale, nel 2002 il Governo centrale è intervenuto con l'introduzione di un nuovo programma nazionale, il *New Cooperative Medical System* (NCMS). Il NCMS è stato implementato agli inizi del 2003 solo in determinate contee selezionate sulla base del livello di sviluppo economico e della qualità dei servizi locali (BROWN ET AL. 2009). La partecipazione è cresciuta del 67 per cento tra il 2006 e il 2007 e la percentuale di partecipanti del NCMS che hanno effettivamente beneficiato del programma è raddoppiata tra il 2005 e il 2006 (NIE 2007).

Il NCMS ha diverse caratteristiche importanti che lo distinguono dal vecchio RCMS. BROWN e THEOHARIDES (2009) forniscono una discussione esaustiva degli obiettivi e della struttura del nuovo programma. Possiamo riassumere le caratteristiche più importanti in quattro punti. In primo luogo, il NCMS opera su base volontaria. Per affrontare il problema della selezione avversa e per raggiungere un elevato livello di copertura, il Governo centrale ha condizionato i finanziamenti corrisposti ai governi locali al raggiungimento dell'80 per cento di popolazione registrata nel programma. I Governi locali hanno risposto all'incentivo del finanziamento, esortando le famiglie ad iscriversi, visitandole una ad una. In secondo luogo, anche se il Governo centrale e i governi locali hanno sottoscritto il programma, ciascun individuo è obbligato a pagare una quota di partecipazione il cui ammontare cambia da contea a contea. BROWN ET AL. (2009) analizzano i dati a livello di famiglia nelle province di Anhui e Jiangsu e forniscono una panoramica dettagliata delle differenze nelle quote di partecipazione scoprendo come le differenze dipendano sostanzialmente dal generale livello di ricchezza della contea. In terzo luogo, molti aspetti della progettazione, realizzazione e gestione del NCMS sono determinati a livello locale. Ogni amministrazione locale ha la possibilità di definire i tassi di rimborso, di escludere dalla copertura determinate cure e di limitare o meno l'ammissibilità a cliniche ed ospedali. Infine, mentre il NCMS è molto generoso nella copertura di cure mediche ospedaliere, solo in alcune province e contee il programma copre le spese associate a cure ambulatoriali, anche per trattamenti di *follow-up*.

Questo ha avuto conseguenze sul peso delle spese *out-of-pocket* che saranno presentate in dettaglio nella sezione 4. Nelle sezioni 3 e 5 saranno analizzati gli effetti delle diverse riforme descritte in questa sezione rispettivamente su domanda di cure sanitarie e risparmio.

Tabella 1. Caratteristiche principali dei sei schemi assicurativi descritti

	Labor Insurance Scheme (LIS)	Government Insurance Scheme (GIS)	Basic Insurance Scheme (BIS)	Urban Resident Basic Medical Insurance (URBMI)	Rural Cooperative Medical System (RCMS)	New Cooperative Medical System (NCMS)
Anno	1951-1998	1952-1998	1998	2007 (in 79 città pilota), 2010 in tutte le città	1950-2003s	2003
Aree	urbane	urbane	urbane	urbane	rurali	rurali
Partecipazione	obbligatoria (assicurazione automatica dal momento dell'assunzione)	obbligatoria (assicurazione automatica dal momento dell'assunzione)	obbligatoria	volontaria	obbligatoria	volontaria
Beneficiari	lavoratori impiegati in State-Owned Enterprises (SOEs), imprese collettive e familiari a carico.	personale delle istituzioni governative in servizio o in pensione e familiari a carico.	lavoratori impiegati in State-Owned Enterprises (SOEs), personale delle istituzioni governative in servizio, lavoratori impiegati nel settore privato. Sono esclusi i familiari a carico e pensionati.	disoccupati residenti nelle zone urbane, familiari a carico, studenti, pensionati, disabili	residenti nelle zone rurali	residenti nelle zone rurali
Schemi di rimborso	Il Labor Insurance Scheme è una assicurazione per conto terzi. I servizi ambulatoriali ed ospedalieri in strutture pubbliche sono rimborsati sulla base di un pagamento per servizio, definito dal governo attraverso un tariffario.	Il Government Insurance Scheme è una assicurazione per conto terzi. I servizi ambulatoriali ed ospedalieri in strutture pubbliche sono rimborsati sulla base di un pagamento per servizio, definito dal governo attraverso un tariffario.	2 componenti principali: fondi comuni sociali e conti di risparmio sanitari (medical savings accounts - MSA). Le spese ambulatoriali sono rimborsate attraverso MSA fino ad esaurimento; i fondi comuni sociali coprono le spese di ospedalizzazione e le spese catastrofiche.	Fondi comuni usati principalmente per le spese di ospedalizzazione e particolari malattie curate ambulatorialmente. Alcune città hanno stabilito conti di risparmio sanitari.	Fondo di previdenza locale collettivo per i servizi ambulatoriali ed ospedalieri. Poiché la copertura assicurativa dipende dalla solvibilità del fondo di previdenza collettivo locale, il rimborso deve essere sospeso o limitato quando il fondo si esaurisce.	4 diversi schemi di rimborso: a) 47% delle contee rimborsa i servizi ospedalieri sulla base di un formulario; i servizi ambulatoriali sono pagati attraverso conti di risparmio sanitari (medical savings accounts - MSA).
	Labor Insurance Scheme (LIS)	Government Insurance Scheme (GIS)	Basic Insurance Scheme (BIS)	Urban Resident Basic Medical Insurance (URBMI)	Rural Cooperative Medical System (RCMS)	New Cooperative Medical System (NCMS)
Schemi di rimborso						
Rimborso per degenza ospedaliera	100% (50% di rimborso per i familiari a carico)	100% (50% di rimborso per i familiari a carico)	65% in media (2008): grandi differenze a livello di città, capacità finanziaria, condizione clinica	45% in media (studio pilota 2007)	100% fino ad esaurimento del fondo di previdenza cooperativo locale	b) 41% delle contee adotta lo stesso modello per i servizi ospedalieri ma senza MSA. I servizi ambulatoriali sono rimborsati con fondi comuni. c) 8% delle contee rimborsa i servizi ambulatoriali e ospedalieri per malattie catastrofiche con franchigie separate e limiti al rimborso. d) 4% rimborsano servizi ospedalieri e ambulatoriali attraverso MSA e fondi comuni.

3. Effetti delle riforme sulla domanda di servizi sanitari

Nonostante l'importanza del tema, pochi articoli pubblicati hanno studiato l'effetto delle riforme del sistema sanitario in Cina sulla domanda di cure sanitarie.

Facendo riferimento alle riforme nelle aree urbane, WAGSTAFF e LINDELOW (2008) e LIU e ZHAO (2006) studiano l'effetto del *Basic Insurance Scheme* (BIS). I risultati ottenuti nel primo studio suggeriscono che l'introduzione del BIS ha aumentato il generale uso dei servizi sanitari pubblici e ha ridotto la probabilità di uso dei servizi privati. I risultati ottenuti nel secondo studio mostrano che l'introduzione del BIS in Zhenjiang nel 1995 (associato ad un maggiore *cost-sharing*) ha avuto un duplice effetto sulla domanda di servizi sanitari. Da una parte ha determinato un aumento della domanda dei servizi ambulatoriali, dall'altra ha indotto una diminuzione dell'uso di servizi ospedalieri e di servizi di emergenza. In un successivo studio gli stessi autori (LIU, ZHAO 2012) studiano l'effetto dell'*Urban Resident Basic Medical Insurance* (URBMI) sull'utilizzo di servizi medici. I loro risultati, ottenuti da due rilevazioni di dati del *China Health and Nutrition Survey* (CHNS), suggeriscono un impatto positivo del programma sull'utilizzo di cure mediche. In particolare, gli autori trovano che il programma abbia migliorato l'utilizzo di cure mediche soprattutto per gli anziani, per le famiglie a basso e medio reddito, e per i residenti nelle regioni occidentali relativamente più povere.

Per quanto riguarda l'effetto nelle zone rurali, vari contributi si soffermano sull'effetto del *New Community Medical Scheme* (CHNS) sulla domanda di servizi sanitari. YIP ET AL. (2008) mostrano che franchigie più basse e rimborsi immediati hanno l'effetto di aumentare l'uso di servizi ambulatoriali, ma non hanno alcun effetto sull'uso di servizi ospedalieri. BROWN e THEOHARIDES (2009) esaminano come la variazione nel disegno di politiche a livello di contea influenzi il comportamento in termini di scelte sanitarie e scelte ospedaliere. Gli autori trovano che quando i limiti sul rimborso aumentano, le famiglie, soprattutto quelle con più anziani a carico, scelgono di rivolgersi ad ospedali ad un livello amministrativo più alto. WAGSTAFF ET AL. (2009) trovano che l'introduzione del NCMS è associato ad un aumento di cure mediche ospedaliere ed ambulatoriali. BABIARZ ET AL. (2010) studiano l'effetto del NCMS sul funzionamento e sull'uso di cliniche di villaggio. Trovano che l'introduzione del NCMS è associata a un aumento dell'afflusso di pazienti nelle cliniche di villaggio del 26 per cento e ad un aumento dell'uso individuale del 5 per cento.

4. Effetti delle riforme sulle spese mediche out-of-pocket

Vari studi recenti analizzano l'effetto delle riforme sulle spese mediche *out-of-pocket* nelle zone urbane e rurali e i risultati sono spesso contrastanti. Tra gli studi più rilevanti, LIN, LIU, CHEN (2009) esaminano l'impatto della partecipazione all'*Urban Resident Basic Medical Insurance* (URBMI) sul peso finanziario delle visite mediche: il 57 per cento dei beneficiari dichiara che il peso finanziario delle cure mediche è diminuito significativamente dopo la registrazione nell'URBMI I. I loro risultati mostrano inoltre che l'effetto è stato maggiore tra le famiglie a basso reddito. Al contrario, LIU e ZHAO (2012) non trovano alcun effetto significativo sulla riduzione delle spese *out-of-pocket*. Questo risultato è parzialmente dovuto ad un aumento nell'uso di servizi sanitari, e parzialmente dovuto al fatto che l'URBMI incentiva un uso maggiore di servizi erogati da fornitori di livello superiore. SUN ET AL. (2010) hanno raccolto dati successivi all'introduzione del NCMS sulle famiglie che sostenevano spese «catastrofiche» (secondo la definizione adottata nell'articolo, una spesa è definita «catastrofica» se la famiglia ha utilizzato più del 40 per cento del reddito disponibile in cure sanitarie). Successivamente, gli autori hanno simulato quale sarebbe stata la spesa in assenza dei rimborsi da parte del NCMS. I loro risultati mostrano che il NCMS ha determinato una riduzione dell'8 per cento della proporzione di famiglie che sostengono spese catastrofiche - una riduzione che gli autori considerano solamente modesta.

YIP e HSIAO (2009) applicano lo stesso metodo di simulazione per confrontare la protezione finanziaria offerta dal NCMS con quella offerta dallo schema disegnato nell'ambito di un progetto diretto dall'università di Harvard. Il NCMS è costituito dal *Medical Savings Account* per le spese familiari ambulatoriali, e il *Social Pooling Account* per le spese ospedaliere, con franchigie e massimali di rimborso. Lo schema disegnato da Harvard invece copre sia le spese ambulatoriali che ospedaliere (con inclusione dei medicinali), senza franchigia. Gli autori confrontano le spese *out-of-pocket* familiari in tre diversi scenari: lo schema assicurativo designato da Harvard, il NCMS e la totale assenza di copertura assicurativa. I loro risultati mostrano che il NCMS riduce la frazione di famiglie al di sotto della soglia di povertà di 1 dollaro al giorno del 3-4 per cento. Invece, lo schema disegnato da Harvard sembra ridurre la percentuale di poveri del 6-7 per cento. Gli autori suggeriscono che, nel disegnare schemi assicurativi, le autorità governative dovrebbero rivolgere maggiore attenzione alla crescita dell'incidenza delle malattie croniche, principale causa di spese sanitarie catastrofiche.

I risultati ottenuti da SUN ET AL. (2010) e YIP e HSIAO (2009) andrebbero

però letti ed interpretati con cautela perché i loro esercizi di simulazione sono effettuati assumendo che non si siano verificate variazioni in termini di uso dei servizi sanitari o in termini dei diversi tipi di fornitori di servizi. WAGSTAFF ET AL. (2009) risolvono questo problema, prendendo in considerazione queste variazioni nella domanda di servizi sanitari indotte dal NCMS. Gli autori combinano un approccio basato sul metodo *differences-in-differences* con il *propensity score matching* per confrontare cambiamenti nell'uso dei servizi e spese *out-of-pocket* nel periodo 2003-2005 (prima e dopo l'introduzione del NCMS). I risultati dimostrano che il NCMS ha avuto un effetto di breve periodo considerevole. Tuttavia, a causa di un maggiore uso dei servizi e un apparente effetto limitato sul costo delle visite, il NCMS sembra non aver ridotto affatto le spese *out-of-pocket*. Un simile risultato è in LEI e LIN (2009).

5. Effetti delle riforme su risparmio e consumo

L'enorme importanza economica che la Cina ha ricoperto nel contesto internazionale negli ultimi dieci anni ha portato molti ricercatori ad indagare le determinanti del risparmio familiare. La maggior parte degli studi mostrano che le famiglie cinesi hanno tassi di risparmio più elevati rispetto ai tassi registrati per la maggior parte dei Paesi sviluppati dopo gli anni '70. Tra i vari contributi, CHAMON e PRASAD (2011), BRUGIAVINI ET AL. (2013) e FENG ET AL. (2011) studiano le determinanti del tasso di risparmio analizzando dati a livello familiare. CHAMON e PRASAD (2011) stimano le variazioni del tasso di risparmio nel tempo, per classi di età e coorte del capofamiglia utilizzando i dati dell'*Urban Household Survey* per il periodo 1990-2005. Gli autori trovano un sentiero del risparmio a forma di U, secondo il quale le famiglie più giovani e più anziane presentano tassi di risparmio più alti. I loro risultati suggeriscono che tra le varie possibili determinanti del risparmio familiare: i) la proprietà della casa è un'importante determinante; ii) il peso privato delle spese per istruzione e per le cure sanitarie hanno influito maggiormente sulla crescita del tasso di risparmio nel tempo. BRUGIAVINI ET AL. (2013) usano gli stessi dati per studiare l'effetto sul tasso di risparmio di varie caratteristiche familiari e individuali, tra cui il trattamento pensionistico. Gli autori trovano che vari fattori sono in grado di spiegare i cambiamenti avvenuti nel tempo sul tasso di risparmio. In particolare, famiglie immigrate dalle zone rurali alle zone urbane tendono a risparmiare di più. Inoltre, i proprietari di nuove abitazioni che hanno acquistato la propria casa sul mercato tendono a risparmiare di più rispetto a proprietari di abitazioni che hanno acquistato la propria casa in anni precedenti du-

rante il periodo della riforma del sistema immobiliare nelle zone urbane. FENG ET AL. (2011) utilizzano i dati del *Chinese Household Income Project* per cercare di rispondere ad una domanda di ricerca simile: si concentrano in particolare sull'effetto della riforma pensionistica avvenuta nel 1995-1997 sui tassi di risparmio familiari nelle zone urbane. Le loro stime mostrano che la riforma pensionistica intrapresa tra il 1995-1997 ha aumentato il tasso di risparmio di circa 6-9 punti percentuali per la coorte di età 25-29 e di circa 2-3 punti percentuali per la coorte di età 50-59. Il mio lavoro di ricerca con ATELLA ET AL. (2013) ha in comune con i tre lavori di ricerca descritti l'obiettivo principale - una maggiore comprensione delle determinanti del risparmio familiare - anche se il nostro *focus* è sulla potenziale relazione tra la riforma del settore sanitario intrapresa nel 1998 e il tasso di risparmio familiare.

Per quanto è a nostra conoscenza, ad oggi non ci sono contributi che studiano la relazione tra le riforme nel settore sanitario e risparmio familiare utilizzando dati a livello individuale o familiare.

Gli unici due *paper* che si concentrano sulla relazione tra le riforme nel settore sanitario e risparmio sono BARNETT e BROOKS (2010) e BALDACCI ET AL. (2010), ma utilizzano dati a livello macroeconomico. BARNETT e BROOKS (2010) studiano la relazione tra le variazioni nella spesa governativa a livello di provincia e le variazioni del tasso di risparmio familiare negli anni 1994-2008. I loro risultati suggeriscono l'esistenza di una relazione statisticamente significativa tra spese governative nel settore sanitario e risparmio nelle aree urbane. Il coefficiente stimato è circa -2, valore che suggerisce che ciascun yuan addizionale speso dal governo nel settore sanitario comporta un aumento di 2 yuan nel consumo e una conseguente riduzione del risparmio di 2 yuan. Le implicazioni di questo risultato sono molto rilevanti: un aumento delle spese governative nel settore sanitario dell'1 per cento del PIL determina un aumento del consumo di 2 punti percentuali del PIL e un conseguente aumento della domanda totale di 3 punti percentuali del PIL. BALDACCI ET AL. (2010) esaminano l'impatto di un'estensione dei programmi di sicurezza sociale, pensioni, istruzione e sanità, su consumo e risparmio in Cina. Gli autori simulano gli effetti di diverse riforme nei programmi di sicurezza sociale sul consumo aggregato utilizzando stime della propensione marginale al consumo specifica per classi di età e diversi gruppi di reddito. Gli autori trovano che l'effetto sul consumo totale assume valori compresi tra 1,6 per cento del PIL per le riforme nel sistema pensionistico, 0,8 per cento per le riforme nel settore dell'istruzione e 1,3 per cento per le riforme nel settore sanitario. Questo implica che un aumento di un punto percentuale di spesa allocato tra pensioni, istruzione e sanità implica un aumento permanente del consumo pari all'1,2 per cento del PIL.

6. Effetti delle riforme su risparmio e consumo: un'indagine empirica con l'uso di microdati

L'analisi empirica del lavoro di ricerca ATELLA ET AL. (2013) è basata sull'analisi di dati a livello familiare e individuale ottenuti dal *Chinese Household Income Project surveys* (CHIPS). Tali dati, rappresentativi dell'intera popolazione, sono stati raccolti dalla *Chinese Academy of Social Science* (CASS) in tre diversi anni: 1988, 1995 e 2002. Per lo scopo della nostra analisi, ci siamo concentrati esclusivamente sulle rilevazioni del 1995 e 2002 che rappresentano rispettivamente il periodo pre e post riforma. Abbiamo escluso dall'analisi la rilevazione del 1988 perché presenta informazioni incomplete sul reddito e sulle spese. Inoltre, non prendiamo in considerazione le riforme intraprese nelle zone rurali e ci concentriamo sugli effetti dell'introduzione del *Basic Insurance Scheme* nel 1998 su spese mediche *out-of-pocket* e risparmio. Il campione comprende individui e famiglie di 11 diverse province e municipalità.²

I dati del CHIP offrono un vasto insieme di informazioni su ciascun membro della famiglia su status sociale ed economico, caratteristiche occupazionali, salario, tasse e fonti di reddito, variabili demografiche e relazione con il capofamiglia. I dati contengono inoltre precise informazioni sulle spese familiari e sulle generali condizioni di vita. In aggiunta a questi dati, la rilevazione del 2002 include anche due speciali *dataset* contenenti informazioni individuali e familiari sugli immigrati dalle zone rurali. Purtroppo l'indisponibilità di questi stessi dati nel 1995 non ci consente di effettuare alcuna analisi sulle famiglie che si sono trasferite dalle zone urbane alle zone rurali. Tali famiglie sono state pertanto escluse dalla nostra analisi.

L'analisi è stata condotta a livello di famiglia, anche se alcune informazioni saranno considerate a livello individuale. In particolare, ab-

2. Nella rilevazione del 1995, le 11 province e municipalità sono Anhui, Beijing, Gansu, Guangdong, Henan, Hubei, Jiangsu, Liaoning, Shanxi, Sichuan, e Yunnan. Nella rilevazione del 2002, è stata inserita anche la municipalità di Chongqing. Poiché si trattava inizialmente di una città della provincia di Sichuan ed è diventata una municipalità nel 1997, nella rilevazione del 2002 abbiamo considerato Chongqing e Sichuan come un'unica entità. Queste 11 province e municipalità coprono 6 aree geografiche (Nord, Nordest, Est, Centro e Sudest, Sudovest, Nordovest) e riflettono interamente la situazione economica in Cina. Purtroppo non è stato possibile inserire il numero totale di province del territorio cinese perché il *dataset* in uso raccoglie informazioni solo sulle 11 province sopra elencate. Nonostante i dati non raccolgano informazioni su tutte le province del vasto territorio cinese, non ci sono problemi di rappresentatività del campione. Infatti il CHIP include informazioni su sottocampioni del principale programma nazionale di rilevazione dei dati sulle famiglie condotto dal *Chinese National Bureau of Statistics* nelle aree urbane e rurali, specificatamente disegnato per essere rappresentativo dell'intera popolazione.

biamo considerato le caratteristiche demografiche e le caratteristiche occupazionali del capofamiglia, mentre tutte le informazioni sul reddito, spese e risparmio sono a livello di famiglia. Considerando la struttura del sistema sanitario cinese e il nostro *focus* sul comportamento di risparmio, abbiamo ristretto il campione ai capofamiglia di età compresa tra i 25 e i 65 anni. Inoltre, per evitare possibili errori di misurazione, abbiamo eliminato i valori estremi del tasso di risparmio (valori del tasso di risparmio inferiore al primo percentile e superiore al novantanovesimo percentile). Abbiamo ottenuto quindi un campione di 6.496 famiglie nel 1995 e 6.252 famiglie nel 2002. Nell'analisi empirica il campione si riduce ulteriormente (5.337 famiglie nel 1995 e 4.551 nel 2002) perché nelle due rilevazioni la variabile di reddito e le variabili relative alle caratteristiche occupazionali, inserite nell'analisi di regressione, contengono alcuni valori mancanti.

La nostra misura di reddito disponibile include il reddito da lavoro, il reddito immobiliare, trasferimenti e altri redditi secondari meno l'imposta sul reddito. La variabile delle spese di consumo include un insieme molto ampio di categorie: cibo, abbigliamento, elettrodomestici, beni e servizi, spese mediche e sanitarie, trasporto e comunicazioni, servizi ricreativi, educativi e culturali, e spese relative alla gestione della casa.

Abbiamo definito le spese mediche *out-of-pocket* come la differenza tra la spesa sanitaria totale della famiglia e i rimborsi corrisposti da qualsiasi tipo di assicurazione sanitaria. Tutte le variabili di flusso sono espresse in dollari Statunitensi (anno 2011), aggiustate per la PPP (*Purchasing Power Parity*), e le variabili nominali nel 2002 sono deflazionate utilizzando il CPI nazionale (*Consumer Price Index*, anno base 1995=100). Misuriamo il risparmio come la differenza tra reddito disponibile e spese di consumo e definiamo il tasso di risparmio come il rapporto tra risparmio e reddito disponibile. In media, osserviamo che il reddito disponibile familiare è aumentato in maniera significativa dal 1995 al 2002 (Tabella 2). Allo stesso tempo, anche le spese familiari totali sono aumentate in maniera significativa, anche se il tasso di crescita delle spese è inferiore al tasso di crescita del reddito. Inoltre, la media delle spese mediche *out-of-pocket* è aumentata in maniera significativa dal 1995 al 2002, evidenza coerente con i risultati di GAO ET AL. (2001) e WAGSTAFF e LINDELOW (2008). Infine, il rapporto medio tra spese mediche *out-of-pocket* e reddito disponibile è 0,025 nel 1995 (compreso tra 0 e 0,97) e 0,047 nel 2002 (compreso tra 0 e 3,36).

Tabella 2. Reddito familiare, spese, tasso di risparmio e spese mediche *out-of-pocket*

Variabili	1995	2002	T-STAT
Reddito disponibile familiare totale	5.099,23	7.306,24	35,4
Spese familiari totali	4.260,42	5.439,25	26,35
Tasso di risparmio	13,20%	21,80%	16,79
Spese mediche <i>out-of-pocket</i>	127,22	345,11	17,48

Fonte: CHIP, rilevazioni del 1995 e del 2002.

Ci sono due principali spiegazioni del drastico aumento delle spese *out-of-pocket* totali. In primo luogo, nel 1995, le spese mediche effettuate dai membri della famiglia di un beneficiario del LIS e del GIS potevano essere rimborsate, mentre nel 2002 con il BIS non più. In secondo luogo, il periodo considerato nell'analisi (1995-2002) è stato caratterizzato da un notevole aumento dei costi sanitari che ha indotto maggiori spese sanitarie. Inoltre, la proporzione di individui coperti da assicurazione sanitaria pubblica è diminuita significativamente dal 1995 al 2002. Questo risultato non è sorprendente se si pensa che il Ministero del Lavoro e della Sicurezza Sociale (1999) ha riportato che il BIS avrebbe potuto solo ricoprire il 70 per cento della spese totale sostenuta sotto il GIS e LIS. Questo può essere attribuito alla riforma delle *State Own Enterprises* (SOE) che ha avuto come conseguenze indesiderate la chiusura di molte imprese e il licenziamento di un numero consistente di lavoratori (GAO ET AL. 2001).

Poiché siamo interessati a scoprire la correlazione tra assicurazione sanitaria e tasso di risparmio, un altro aspetto interessante da esplorare è l'evoluzione del tasso di risparmio per tipologia di assicurazione sanitaria e classi di età. Nelle zone urbane della Cina le famiglie potevano essere coperte da assicurazione sanitaria pubblica, da assicurazione sanitaria privata o potevano rimanere non assicurate. Con i dati a nostra disposizione abbiamo osservato che l'assicurazione pubblica poteva essere offerta da LIS o GIS nel 1995, secondo il tipo di occupazione del capofamiglia, e dal BIS nel 2002. Nel 1995, il 70,58 per cento dei capofamiglia era coperto da LIS o GIS, 17,23 per cento era coperto da assicurazione sanitaria private e il rimanente 12,19 per cento dei capofamiglia risultava non assicurata. Nel 2002, il 68,79 per cento dei capofamiglia era coperto dal BIS, 5,31 per cento era coperto dall'assicurazione private e il restante 25,9 per cento dei capofamiglia risultava privo di qualsiasi assicurazione. La Tabella 3 mostra il tasso di risparmio medio per anno di rilevazione, tipologia di copertura assicurativa (pubblica, privata, assenza di copertura) e gruppi di età. Nel 1995 non si osserva nessuna differenza significativa tra i tassi di risparmio per tipologia di copertu-

ra assicurativa. Nel 2002, se si considera l'intero campione, il tasso di risparmio è significativamente più alto per le famiglie con capofamiglia coperto da assicurazione pubblica. Analizzando le diverse fasce di età si osservano differenze significative nelle fasce di età 30-34 e 45-54. Nella fascia di età compresa tra i 30 e i 34 anni il tasso di risparmio è significativamente più alto per i capofamiglia coperti da assicurazione sanitaria privata mentre nella fascia di età compresa tra i 45 e i 54 anni il tasso di risparmio è significativamente più alto per i capofamiglia coperti da assicurazione sanitaria pubblica. Per completare la descrizione dei dati, la Tabella 4 mostra il tasso di risparmio in relazione alla composizione familiare e alla tipologia di copertura assicurativa (pubblica, privata, no assicurazione). In particolare la tabella distingue le famiglie con nessun figlio, un solo figlio, e due o più figli a carico, che rappresentano rispettivamente il 14, 72 e 14 per cento del campione. Analizzando il campione completo, senza distinzione tra tipologia di copertura assicurativa, osserviamo subito che il tasso di risparmio è più alto nelle famiglie con nessun figlio a carico. Analizzando il campione completo, senza distinzione tra tipologia di copertura assicurativa, osserviamo subito che il tasso di risparmio è più alto nelle famiglie con nessun figlio a carico (circa nove punti percentuali maggiore dei tassi delle famiglie con 1 o 2 figli). Questa evidenza empirica può avere due possibili spiegazioni: i) le famiglie prive di figli a carico sono caratterizzate da un reddito più alto e quindi una maggiore propensione al risparmio; ii) i figli rappresentano per le famiglie cinesi una forma di assicurazione informale: in assenza di figli è necessario risparmiare di più per far fronte a possibili futuri shock negativi di salute e di reddito.. Analizzando inoltre il tasso di risparmio per tipologia di copertura assicurativa si può osservare che il tasso di risparmio dei capofamiglia con copertura assicurativa pubblica sia aumentato dal 1995 al 2002 in misura di gran lunga maggiore rispetto al tasso di risparmio dei capofamiglia privi di copertura assicurativa e la differenza è massima se si considerano le famiglie prive di figli a carico.

Tabella 3. Statistiche descrittive del tasso di risparmio (in %) per anno di rilevazione dei dati, classi di età e copertura assicurativa

Età	1995				2002			
	copertura pubblica	copertura privata	no copertura	<i>p-value</i>	copertura pubblica	copertura privata	no copertura	<i>p-value</i>
tutte le età	13,0	13,4	13,6	0,734	23,2	22,8	18,7	0,000
25-29	14,3	14,9	16,9	0,430	22,6	25,5	19,7	0,923
30-34	10,4	14,2	14,9	0,143	23,9	34,3	23,5	0,005
35-39	12,2	13,4	12,5	0,982	20,3	20,9	17,4	0,066
40-44	11,8	11,4	10,9	0,800	21,1	18,1	17,6	0,256
45-49	12,6	13,7	13,1	0,737	22,6	20,3	16,2	0,000
50-54	15,9	13,4	16,4	0,345	27,5	23,8	20,6	0,014
55-59	16,6	17,9	16,1	0,767	28,7	31,8	23,9	0,060
60-65	15,7	10,2	12,7	0,174	24,1	14,7	17,4	0,447

Fonte: CHIP, rilevazioni del 1995 e del 2002.

Nota: la quinta e la nona colonna della tabella mostrano il *p-value* del test Kruskal-Wallis di eguaglianza della distribuzione.

Tabella 4. Statistiche descrittive del tasso di risparmio (in %) per anno di rilevazione dei dati, numero di figli a carico e copertura assicurativa

Numero di figli a carico	1995				2002			
	campione completo	copertura pubblica	copertura privata	no copertura	campione completo	copertura pubblica	copertura privata	no copertura
0	15,1	14,8	16,1	15,3	29,4	31,1	36,2	22,8
1	12,5	12,3	13,3	13	20,5	21,6	21,2	17,1
2+	14,2	14,6	12,0	14,8	21,0	24,0	19,3	17,5

Fonte: CHIP, rilevazioni del 1995 e del 2002.

Per stimare l'effetto della riforma del settore sanitario varata nel 1998 sulle spese *out-of-pocket* e sul risparmio adottiamo una semplice strategia basata sulla stima, tramite il metodo di regressione lineare, del seguente modello in forma ridotta:

$$[1] \quad y_{i,t} = \alpha_o + \alpha_1 PI_{i,t} + \alpha_2 PR_{i,t} + \alpha_3 D_t + \gamma X_{i,t} + \beta_1 PI_{i,t} * D_t + \beta_2 PR_{i,t} * D_t + \mu_{i,t}$$

dove $y_{i,t}$ è il tasso di risparmio della famiglia i o il rapporto tra spese mediche *out-of-pocket* e reddito della famiglia i , $PI_{i,t}$ è una variabile dicotomica che indica la copertura assicurativa pubblica (questa variabile

assume valore 1 se il capofamiglia è coperto da LIS o GIS nel 1995, o dal BIS nel 2002, e assume valori pari a 0 altrimenti), $PR_{i,t}$ è una variabile dicotomica che indica la copertura assicurativa privata, D è una variabile dicotomica che indica l'anno di rilevazione (assume un valore pari a 1 se la rilevazione è avvenuta nel 2002, dopo la riforma), $X_{i,t}$ è un vettore di variabili di controllo che include le caratteristiche demografiche del capofamiglia (età ed età al quadrato), una variabile relativa alla composizione della famiglia (numero di membri della famiglia divisi per fasce di età), variabili indicative del livello di benessere (anni di istruzione e proprietà della casa) e caratteristiche occupazionali (unità lavorativa, contratto di lavoro permanente vs temporaneo, occupazione e settore economico) ed indicatori dicotomici per indicare la provincia o la municipalità di residenza. Inoltre, i termini di interazione $PI_{i,t} * D_t$ e $PR_{i,t} * D_t$ dovrebbero catturare l'effetto causale della riforma nel settore sanitario sulle variabili dipendenti (tasso di risparmio e rapporto spese *out-of-pocket* sul reddito). In particolare, i coefficienti β_1 e β_2 offrono una misura quantitativa dell'effetto della copertura assicurativa pubblica e privata, rispettivamente, dopo la riforma del 1998 sulle variabili dipendenti. Infine, $\mu_{i,t}$ è il termine di errore e t si riferisce all'anno di rilevazione dei dati (con $t=1995, 2002$).

I coefficienti stimati sono riportati in Tabella 5. Le colonne da *a* a *c* mostrano i coefficienti stimati nella regressione per le spese *out-of-pocket*. Le colonne da *d* a *f* mostrano i coefficienti stimati per il tasso di risparmio. Abbiamo stimato varie specificazioni del modello. La prima include solo variabili demografiche e gli indicatori dicotomici della provincia o municipalità di residenza (colonne *a* e *d*). La seconda specificazione aggiunge gli anni di istruzione e la proprietà della casa (colonne *b* ed *e*). Infine, la terza specificazione, la più completa, include anche le caratteristiche occupazionali del capofamiglia (colonne *c* e *f*). Osservando questi risultati osserviamo che l'effetto della riforma del sistema sanitario sul rapporto spese *out-of-pocket*/reddito (colonne *a-c*) è negativo e statisticamente significativo. Questi risultati suggeriscono due importanti considerazioni: 1) dopo la riforma, sia l'assicurazione pubblica che privata ricoprono un ruolo di copertura nei confronti del rischio di salute, dal momento che il rapporto tra spese *out-of-pocket*/reddito sembra diminuire; 2) l'effetto di interazione è maggiore per i beneficiari di un'assicurazione sanitaria privata rispetto ai beneficiari dell'assicurazione sanitaria pubblica. Questo secondo punto merita un approfondimento. L'assicurazione sanitaria pubblica dopo la riforma non copre le spese per l'acquisto di medicinali, richiede alti livelli di condivisione dei costi e offre piani assicurativi non flessibili e quindi incapaci di rispondere alle potenziali esigenze e caratteristiche dell'as-

sicurato. Al contrario, le assicurazioni sanitarie private possono offrire un maggior grado di flessibilità e richiedono livelli di condivisione dei costi minimi (NG ET AL. 2012). Analizzando i risultati relativi al numero di individui della famiglia per fasce d'età troviamo che un maggior numero di individui di età superiore ai 25 anni aumenta in maniera significativa il rapporto spese *out-of-pocket*/reddito. Questo risultato potrebbe essere motivato dalla necessità di adottare nel tempo medicinali e cure che risultano invece superflue nei primi venticinque anni di età. In particolare, CHEN ET AL. (2005) documenta un aumento preoccupante delle malattie croniche quali cancro, ictus, malattie cardiache o malattie polmonari croniche che richiedono spesso interventi non coperti dall'assicurazione sanitaria pubblica.

Gli anni di istruzione non hanno alcun effetto significativo, anche se questo può essere dovuto alla correlazione positiva e significativa tra reddito e istruzione (coefficiente di correlazione: 0,2295, *p-value*: 0,000). Le caratteristiche occupazionali non ricoprono alcun ruolo.

Tabella 5. Regressioni OLS per spese rapporto *out-of-pocket*/reddito e tasso di risparmio

Variabili	Spese <i>out-of-pocket</i> /reddito			Tasso di risparmio		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Assicurazione pubblica	-0,006	-0,006	-0,005	0,003	0,004	-0,002
Assicurazione privata	-0,002	-0,002	-0,002	0,001	0,001	-0,001
Anno di rilevazione	0,033***	0,034***	0,032***	0,051***	0,043***	0,054***
Assicurazione pubblica* anno di rilevazione	-0,010**	-0,010*	-0,009*	0,048***	0,041***	0,037***
Assicurazione privata* anno di rilevazione	-0,016*	-0,016*	-0,016*	0,03	0,025	0,02
Età	-0,001	-0,001	-0,001	0	0	-0,001
Età ² /1000	0,012	0,012	0,01	0,007	0,008	0,007
Numero membri di età 0-24	0,003	0,003	0,003	-0,029***	-0,029***	-0,030***
Numero membri di età 25-49	0,005**	0,005**	0,005**	0,018***	0,018***	0,018***
Numero membri di età 50+	0,007	0,007***	0,007**	0,029***	0,028***	0,027***
Anni di istruzione	-	0,000	0,000	-	0,002***	0,000
Proprietà della casa	-	-0,002	-0,003	-	0,032***	0,030***
Contratto lavorativo permanente	-	-	-0,002	-	-	0,013*
Unità lavorativa: impresa	-	-	-0,003	-	-	-0,008
Anni nella stessa occupazione	-	-	0	-	-	0,000
Occupazione	no	no	si	no	no	si
Settore Economico	no	no	si	no	no	si
Provincia/municipalità di residenza	si	si	si	si	si	si
Costante	0,036	0,042*	0,040*	0,092	0,057	0,083
Osservazioni	9.888	9.888	9.888	9.888	9.888	9.888

Fonte: CHIP, rilevazioni del 1995 e del 2002.

Passando ora all'analisi del modello per le determinanti del tasso di risparmio (colonne *d-f*), solamente il coefficiente del termine di interazione tra copertura assicurativa pubblica e variabile dicotomica post-riforma è positivo e significativo all'1 per cento e questo risultato è robusto a varie specificazioni del modello. Questo suggerisce che la riforma del sistema sanitario ha avuto un effetto positivo sul tasso di risparmio per le famiglie coperte dall'assicurazione sanitaria pubblica, o, detto diversamente, che la copertura assicurativa pubblica induce le famiglie a risparmiare di più. In particolare i risultati suggeriscono che le famiglie con copertura assicurativa pubblica risparmiano dai 3,7 ai 4,8 punti percentuali in più rispetto alle famiglie non coperte da alcuna copertura assicurativa. A differenza delle regressioni per il rapporto spese *out-of-pocket*/reddito, l'assicurazione sanitaria privata dopo la riforma non gioca alcun ruolo significativo nel comportamento di risparmio familiare. Il coefficiente dell'interazione tra assicurazione sanitaria privata e anno di rilevazione è positivo ma non statisticamente significativo. Questo risultato suggerisce che famiglie coperte da assicurazione sanitaria privata non hanno necessità di risparmiare per fini precauzionali dal momento che l'assicurazione fornisce effettivamente una copertura completa.

Analizzando i risultati relativi al numero di individui della famiglia per fasce d'età troviamo che la composizione familiare gioca un ruolo determinante nelle decisioni di risparmio. Un alto numero di membri della famiglia di età compresa tra 0 e 24 anni riduce significativamente il tasso di risparmio mentre la presenza di individui di età superiore ai venticinque anni aumenta il tasso di risparmio. Il primo risultato può essere spiegato tenendo conto che la categoria di membri della famiglia di età compresa tra 0 e 24 anni include anche i figli a carico che, da una parte richiedono maggiori risorse economiche per istruzione e crescita che potrebbero sottrarre una parte rilevante di reddito e rendere impossibile il risparmio, dall'altra rappresentano nel futuro un fonte importante di assicurazione informale. In entrambi i casi, un più alto numero di membri di età 0-24 determina un minor risparmio. Questo risultato è coerente con la Tabella 4 che mostra un tasso di risparmio più alto nelle famiglie prive di figli a carico.

Il secondo risultato può avere due possibili spiegazioni: i) risparmio per l'acquisto della prima casa, e ii) risparmio precauzionale per far fronte a potenziali spese mediche dovute all'invecchiamento. La prima spiegazione è in linea con la riforma del mercato immobiliare, intrapresa negli stessi anni, volta a sviluppare il mercato immobiliare nelle zone urbane e incentivare l'acquisto della prima casa con prestiti agevolati e fondi di accumulazione creati dal datore di lavoro (DENG e FEI 2008;

DENG ET AL. 2009). La seconda spiegazione è coerente con il risultato ottenuto nelle regressioni per il rapporto tra spese *out-of-pocket* e reddito. Con il processo di invecchiamento aumentano le spese mediche *out-of-pocket* e questo ha effetto anche sul comportamento di risparmio, inducendo le famiglie a risparmiare di più.

Il coefficiente della proprietà della casa è positivo e altamente significativo. Questo risultato è supportato da recenti contributi nella letteratura, BRUGIAVINI ET AL. (2013) e CHAMON e PRASAD (2011), già descritti nella sezione 5, e può essere spiegato con la necessità da parte delle famiglie di risparmiare per ripagare il mutuo contratto per l'acquisto della prima casa.

Infine, ad eccezione del tipo di contratto lavorativo del capofamiglia (significativo solo al 10 per cento), le caratteristiche occupazionali non giocano nessun ruolo significativo.

7. Conclusioni

La Cina non solo è un Paese caratterizzato da un tasso di crescita molto elevato e persistente nel tempo, ma è anche un Paese che risponde in maniera dinamica alle forze di mercato interne e internazionali modificando la propria struttura ed organizzazione attraverso continue riforme in vari settori economici.

In questo saggio mi sono concentrata sull'analisi degli effetti delle riforme intraprese nel settore sanitario nelle zone urbane e nelle zone rurali sulla domanda di servizi sanitari, sulle spese mediche *out-of-pocket* e sul risparmio delle famiglie. Dopo una breve spiegazione delle riforme intraprese nel settore sanitario nelle zone urbane e nelle zone rurali dalla fine degli anni '90 ad oggi, sono stati presentati alcuni dei principali contributi empirici presenti in letteratura sugli effetti delle riforme su domanda di cure sanitarie, spese *out-of-pocket* e risparmio.

L'esame dei precedenti contributi permette di ricavare alcune indicazioni importanti sul ruolo delle riforme e sulle conseguenze di tali riforme in termini di benessere della popolazione e copertura verso rischi finanziari. Per quanto riguarda l'effetto delle riforme sulla domanda di servizi sanitari, la letteratura suggerisce che le riforme avvenute nelle zone urbane hanno portato ad un generale aumento dell'uso di servizi sanitari pubblici. L'introduzione dell'*Urban Resident Medical Insurance Scheme* ha inoltre migliorato l'utilizzo di cure mediche soprattutto per gli anziani e per le famiglie a basso e medio reddito. Per quanto riguarda l'effetto sulle spese mediche *out-of-pocket*, i contributi empirici precedenti trovano risultati poco chiari e talvolta contrastanti. Da una parte

c'è evidenza di una diminuzione del peso finanziario delle spese mediche, dall'altra c'è evidenza di un effetto nullo sulle spese *out-of-pocket*, probabilmente dovuto anche ad un incremento dell'uso dei servizi sanitari. Per quanto riguarda l'effetto delle riforme su risparmio e consumo, la letteratura è ad oggi priva di contributi che utilizzano dati microeconomici a livello di individuo o di famiglia. Oltre a due soli contributi che però fanno uso di dati macroeconomici, l'unico contributo che esplora l'effetto delle riforme sanitarie sul risparmio delle famiglie utilizzando dati micro è un mio lavoro di ricerca, coautorato da Atella, Brugiavini e Chen (ATELLA ET AL. 2013). In questo lavoro di ricerca ci soffermiamo sull'analisi degli effetti dell'introduzione del *Basic Insurance Scheme* nel 1998 nelle zone urbane su spese *out-of-pocket* e risparmio familiare. I risultati suggeriscono che dopo la riforma l'assicurazione sanitaria pubblica induce le famiglie a risparmiare di più. Questo risultato sembra suggerire che l'assicurazione sanitaria pubblica non riesca ad avere un ruolo di protezione nei confronti delle perdite di reddito e induca le famiglie a risparmiare di più per fare fronte a potenziali aumenti delle spese sanitarie future dovute ad un naturale peggioramento dello stato di salute. Nonostante l'accuratezza con cui queste stime sono state ottenute, è necessario evidenziare anche i limiti di questo lavoro di ricerca e quindi considerare con cautela i risultati ottenuti. In particolare, il *dataset* su cui si basa la nostra analisi non include variabili sullo stato di salute.³ Se lo stato di salute fosse un'importante determinante delle spese *out-of-pocket* e del risparmio familiare, avremmo nelle stime una forma di eterogeneità non osservabile e la nostra stima dell'effetto della copertura assicurativa potrebbe essere interpretata come un effetto medio tra individui caratterizzati da un cattivo e da un buono stato di salute. Nella peggiore delle ipotesi, la nostra stima dell'effetto della copertura assicurativa sulle variabili dipendenti potrebbe essere distorta. Nei successivi studi sarà pertanto necessario includere nel modello una proxy dello stato di salute per tener conto del possibile effetto su spese *out-of-pocket* e risparmio.

3. Nel *dataset* è disponibile una variabile che indica il numero di giorni di assenza dal lavoro per motivi di malattia nella rilevazione del 1995 e una misura di stato di salute percepito nel 2002. Queste due informazioni potrebbero essere, in linea di principio, combinate per ottenere un unico indicatore del generale stato di salute e delle variazioni avvenute nelle due rilevazioni basate sulle distribuzioni delle risposte date ad entrambe le domande. Sfortunatamente, il gran numero di valori mancanti per il numero di giorni di assenza dal lavoro per motivi di malattia non rende fattibile questa strategia poiché si ridurrebbe drasticamente la dimensione del campione per l'analisi.

Bibliografia

- V. ATELLA, A. BRUGIAVINI, H. CHEN, N. PACE, *The chinese health care system reforms and household saving patterns: some stylized facts*, In TAYLOR ET AL. (a cura di) *The Globalisation of chinese business; implications for multinational investors*, Edizione Chandos, Oxford, c.s.
- K.S. BABIARZ, G. MILLER, H. YI, L. ZHANG, S. ROZELLE, *New evidence on the impact of China's New Rural Cooperative Medical Scheme and its implications for rural primary healthcare: multivariate difference-in-difference analysis*, «BMJ», 2010.
- E. BALDACCI, G. CALLEGARI, D. COADY, D. DING, M. KUMAR, P. TOMMASINO, J. WOO, *Public expenditures on social programs and household consumption in China*, «IMF Working Paper», 10, 69, 2010.
- S.L. BARBER, L. YAO, *Health insurance system in China: a briefing note*, «World Health Report», 37, 2010.
- S. BARNETT, R. BROOKS, *China: does government health and education spending boost consumption?*, «IMF Working Paper», 10, 16, 2010.
- P. BROWN, C. THEOHARIDES, *Health seeking behavior and hospital choice in China's New Cooperative Medical System*, «Health Economics», 18, 2009, S47-S64.
- P. BROWN, A. DE BRAUW, D.D. YANG (2009), *Understanding variation in the design of China's New Co-Operative Medical System*, «The China Quarterly», 198, 2009, pp. 304-329.
- A. BRUGIAVINI, G. WEBER, B. WU, *Saving rates of urban households in China*, In G. GOMEL ET AL. (a cura di), *The Chinese Economy*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2013.
- G. CARRIN, A. RON, Y. HUI, W. HONG, Z. TUOHONG, Z. LICHENG, Z. SHUO, Y. YIDE, C. JIAYING, J. QICHENG, Z. ZHAOYANG, Y. JUN, L. XUESHENG, *The reform of the rural co-operative medical system in the People's Republic of China: interim experience in 14 pilot counties*, «Social Science & Medicine», 48 (7), 1999, pp. 961-972.
- M. CHAMON, E. PRASAD, *Why are saving rates of urban households in China rising?*, «American Economic Journal: Macroeconomics», 2 (1), 2011, pp. 93-130.
- Z. CHEN, L. LEE, J. CHEN, R. COLLINS, F. WU, Y. GUO, P. LINKSTED, R. PETO, *Cohort Profile: the kadoorie study of chronic disease in China (KSCDC)*, «International Journal of Epidemiology», 34 (6), 2005, pp.1243-1249.
- Y. DENG, P. FEI, *The emerging mortgage markets in China*. In D. BENSHAHER, C.K.Y. LEUNG, S.E. ONG (a cura di), *Mortgage market worldwide*, Blackwell Publishing, 2008.
- L. DENG, Q. SHEN, L. WANG, *Housing policy and finance in China: a literature review*. Documento preparato per l'US Department of Housing and Urban Development, 2009.
- J. FENG, L. HE, H. SATO, *Public pension and household saving: evidence from urban China*, «Journal of Comparative Economics», 39 (4), 2011, pp. 470-485.
- J. GAO, J. RAVEN, S. TANG, *Hospitalization among elderly in urban China*. «Health Policy», 84, 2007, pp. 210-219.
- X. LEI, W. LIN, *The New Cooperative Medical Scheme in rural China: does more coverage mean more service and better health?*, «Health Economics», 18, 2009, pp. 25-46.

- Y. LIU, *Reforming China's urban health insurance system*, «Health Policy», 60, 2002, pp 133-150.
- Y. LIN, Y. LIU, H. CHEN, *The Urban Resident Basic Medical Insurance: a landmark reform towards universal coverage in China*, «Health Economics», 18, 2009, S83-S96.
- G.G. LIU, Z. ZHAO, *Urban employee health insurance reform and the impact on out-of-pocket payment in China*, «The International Journal of Health Planning and Management», 21 (3), 2006, pp. 211-228.
- G.G. LIU, Z. ZHAO, *Impact of China's Urban Resident Basic Medical Insurance on health care utilization and expenditure*, «IZA Working Paper», 6768, 2012.
- C. NIE, *Institutional development of the New Cooperative Medical System*, «International symposium on health care in rural China: progress and prognosis», Beijing, 2007.
- STATE COUNCIL EVALUATION GROUP FOR THE URBMI PILOT PROGRAM, *Report on URBMI pilot programs*, (in cinese), 2008, mimeo.
- X. SUN, A. SLEIGH, G. CARMICHAEL, S. JACKSON (2010), *Health payment-induced poverty under China's New Cooperative Medical Scheme in rural Shandong*, «Health Policy and Planning», 25, 2010, pp. 419-426.
- A. WAGSTAFF, M. LINDELOW, *Can insurance increase financial risk? The curious case of health insurance in China*, «Journal of Health Economics», 27 (4), 2008, pp. 990-1005.
- A. WAGSTAFF, W. YIP, M. LINDELOW, W. HSAIO, *China's health system and its reform: a review of recent studies*, «Health Economics», 18, 2009, S7-S23.
- A. WAGSTAFF, M. LINDELOW, J. GAO, L. XU, J.C. QIAN, *Extending health insurance to the rural population: an impact evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme*, «Journal of Health Economics», 28 (1), 2009, pp. 1-19.
- W. YIP, H. WANG, W. HSAIO, *The impact of rural mutual healthcare on access to care: evaluation of a social experiment in rural China*, Working Paper, 2008.
- W. YIP, W.C. HSAIO, *Non-evidence-based policy: how effective is China's New Cooperative Medical Scheme in reducing medical impoverishment?*, «Social Science & Medicine», 68 (2), 2009, pp. 201-209.

Abstract

This paper is motivated by the increasing importance that the People's Republic of China is gaining at the international level and by the relevance of the effects, at the national and international levels, of Government policy interventions in the health care sector. These reforms, together with other important reforms in the pension system, may have important consequences on the social and economic well-being of millions of people. Through a review of the literature, this paper aims at evaluating the impact of the recent health care reforms in the urban and rural areas on health care demand, out-of-pocket expenses and household saving.

Ticket o franchigia? Considerazioni per una riforma delle compartecipazioni alla spesa sanitaria

Vincenzo Rebba, Dino Rizzi

1. Introduzione

L'aumento della domanda di prestazioni sanitarie è legata a elementi demografici e tecnologici, essenzialmente l'invecchiamento della popolazione e la dilatazione delle possibilità di intervento curativo e riabilitativo indotta dal progresso scientifico; ma è legata anche a elementi economici, quali l'aumento del reddito pro capite, che porta a dilatare più che proporzionalmente le cure per la propria persona, e la tendenza a saturare la domanda in assenza di meccanismi di razionamento. Una parte considerevole della spesa sanitaria è generata da prestazioni ben lontane dalla tradizionale visione della medicina che contemplava cure essenziali ed esclusive rispetto alle quali la domanda si presentava rigida al prezzo fino a che non incontrava un limite di reddito (limite che ovviamente va rimosso per elementari considerazioni di solidarietà). Da tempo si è enormemente allargato il comparto delle prestazioni con elasticità positiva rispetto al prezzo, associata spesso ad un'alta elasticità incrociata tra metodi terapeutici. Si pone quindi un rischio di dilatazione della domanda in mancanza di prezzo; e ciò si aggiunge al tradizionale connotato del mercato sanitario che è rappresentato dalla fortissima asimmetria informativa tra medico e paziente e dalla conseguente capacità dell'offerta di generare domanda (MURARO, REBBA 2001, p. 180).

I sistemi sanitari cercano di tenere sotto controllo i costi crescenti della sanità, legati ai due fattori anzidetti - eccessiva domanda formulata direttamente dai pazienti e induzione di domanda da parte delle strutture e degli operatori sanitari - attuando vari interventi sia dal lato della domanda sia dal lato dell'offerta, talora con effetti negativi in termini di equità nell'accesso. Dal lato della domanda, i controlli più frequentemente adottati prevedono compartecipazioni (*cost-sharing*) al costo delle prestazioni sanitarie, che creano spesso ostilità sociale per la loro regressività fiscale nonché per il loro possibile impatto negativo sulla

prevenzione e quindi per l'elevato rischio di aumento di costi ritardati (REBBA 2009). Nella maggioranza dei sistemi sanitari dei Paesi industrializzati, tuttavia, lo strumento della compartecipazione alla spesa appare consolidato anche se si riconosce comunque la necessità di applicarlo in modo oculato ed in combinazione con altri strumenti, volti soprattutto a prioritizzare la domanda e a responsabilizzare e incentivare i medici prescrittori, per evitare conseguenze inaccettabili in termini di efficienza allocativa e di equità. Peraltro, in mancanza di *cost-sharing*, il manifestarsi di un meccanismo di razionamento reale «implicito» rappresentato dai tempi di attesa si può configurare come una soluzione inferiore in termini di benessere: lunghi tempi di attesa possono infatti inibire il consumo anche in presenza di necessità effettiva e determinano un forte incentivo a spostarsi verso prestazioni private a pagamento, riducendo così l'equità nell'accesso ai servizi sanitari (MURARO 2003; REBBA 2009; REBBA, RIZZI 2011 e 2012a).

Alle compartecipazioni al costo dei beni e servizi sanitari viene affidato tipicamente un duplice ruolo: di governo della domanda e di finanziamento della spesa sanitaria. Solo il primo configura un utilizzo appropriato mentre utilizzare le compartecipazioni come strumento di finanziamento dell'assistenza sanitaria può essere fonte di iniquità distributiva anche in presenza di esenzioni per reddito e patologia, come dimostra la recente esperienza negativa del «superticket» (maggiorazione fissa di 10 euro sui ticket già esistenti sulle prestazioni specialistiche) adottato in Italia nel 2011 (CISLAGHI, SFERRAZZA 2013).

Considerando il primo ruolo, a partire dagli articoli pionieristici di ARROW (1963, 1968), PAULY (1968) e ZECKAUSER (1970), si è sviluppato un ricco filone di letteratura economica che mostra come l'introduzione di forme di compartecipazione alla spesa possa consentire di limitare i fenomeni di «azzardo morale» (*moral hazard*) che si determinano in presenza di ampia copertura assicurativa e che portano ad un sovraconsumo (al di sopra del livello appropriato) di beni e servizi sanitari. L'azzardo morale si determina in quanto – dopo l'attivazione della copertura dei rischi sanitari garantita dall'assicurazione privata o pubblica («terzo pagante») – l'assicurato può adottare comportamenti non conosciuti e non facilmente controllabili dall'assicuratore, il quale a sua volta in genere non dispone di informazioni precise sullo stato di salute dell'assicurato. In particolare, se l'assicurazione copre tutto, la persona assicurata, non pagando direttamente le prestazioni sanitarie, potrebbe aumentare la propria domanda (mediata dal medico) al di sopra del livello previsto dal terzo pagante sulla base di considerazioni di appropriatezza e di efficacia. I costi sociali associati all'espansione eccessiva dei consumi sanitari possono più che controbilanciare i benefici sociali determinati

dalla copertura dei rischi sanitari da parte dell'assicurazione. Si può quindi avere una perdita netta di benessere per la collettività degli assicurati (dei contribuenti nel caso di un sistema di assicurazione sociale o di un servizio sanitario nazionale).¹ Si osservi peraltro che se, invece, il terzo pagante (assicurazione privata ma anche assicurazione sociale o servizio sanitario nazionale) disponesse di perfetta informazione circa lo stato di salute e il comportamento dell'assistito, verrebbe meno l'azzardo morale in quanto l'assicurazione potrebbe limitarsi a finanziare il livello appropriato di cure per l'assistito e non si dovrebbe applicare alcuna compartecipazione. Questa però configura una situazione ideale (di *first best*) che ben difficilmente può realizzarsi nella realtà dal momento che l'informazione a disposizione dell'assicurazione è imperfetta e asimmetrica (rispetto all'assistito). Ne consegue che la situazione di azzardo morale è una conseguenza piuttosto diffusa della copertura assicurativa, che richiede opportuni correttivi.

Nel caso di terzo pagante pubblico (sistemi di assicurazione sociale e servizi sanitari nazionali), una possibile opzione per fronteggiare l'aumento della spesa originato dall'azzardo morale, analoga alla revisione verso l'alto dei premi tipica delle compagnie assicurative private, è data dall'aumento dei contributi obbligatori o delle imposte. Si tratta di un'opzione che non appare attualmente percorribile in buona parte dei Paesi industrializzati in ragione dei limiti posti all'aumento della pressione fiscale dalla globalizzazione e dall'opportunità di non appesantire ulteriormente il già elevato peso tributario gravante sui contribuenti in una fase di recessione. Un'opzione che peraltro conduce a una perdita di benessere per la collettività, trattandosi di finanziare spese per consumi sanitari al di sopra del livello appropriato. Appare quindi più efficiente, in termini allocativi, controllare l'azzardo morale utilizzando forme di compartecipazione che tendono a responsabilizzare i cittadini-utenti rendendoli in qualche misura consapevoli dei vincoli di scarsità delle risorse.

Le forme di compartecipazione alla spesa da parte degli utenti utilizzate nei diversi sistemi sanitari sono piuttosto variegate e assumono in genere le seguenti configurazioni: compartecipazione proporzionale (*coinsurance*), ovvero una quota percentuale del costo della prestazione a carico del paziente; compartecipazione fissa (*copayment* o *ticket*), cioè un ammontare fisso posto a carico del paziente e indipendente dal costo effettivo della prestazione sanitaria; «franchigia», cioè un ammontare per caso o per anno a carico del paziente prima che intervenga la

1. Per una analisi delle diverse tipologie di sistema sanitario e delle relative modalità di copertura del rischio di malattia, si veda MURARO, REBBA 2008.

copertura assicurativa; «massimale», un ammontare massimo a carico dell'assicurazione con spese in eccesso a carico del paziente.

Il presente contributo intende analizzare le caratteristiche distintive e gli effetti di un ticket e di una franchigia avendo come riferimento istituzionale il servizio sanitario nazionale (SSN), cioè considerando un'assicurazione sanitaria pubblica che copra «livelli essenziali di assistenza sanitaria» (LEA) finanziandoli con imposte generali. In particolare, vengono confrontati gli effetti dei due strumenti sia sul piano dell'efficienza allocativa (rispetto all'obiettivo di limitare i fenomeni di azzardo morale e di domanda inappropriata che possono caratterizzare le prestazioni sanitarie garantite dal SSN) sia sul piano dell'equità distributiva. Vengono inoltre discusse alcune proposte alternative che potrebbero essere applicate nel contesto del SSN, quali l'applicazione di ticket proporzionali al reddito e l'adozione di un massimale di spesa coperto dall'assicurazione pubblica, che potrebbero rivelarsi più efficaci per controllare il *moral hazard* limitando nel contempo gli effetti regressivi delle compartecipazioni.

2. Il ticket

La teoria economica mostra che, se le persone sono avverse al rischio di subire perdite monetarie determinate dall'acquisto di cure in caso di malattia, il loro benessere è massimo quando esse si assicurano completamente contro tale rischio pagando un prezzo pari al premio equo, dato dal prodotto tra il costo delle cure e la probabilità di malattia (BARIGOZZI 2006; LEVAGGI, CAPRI 2008; ARTONI 2010).² Il risultato Pareto-efficiente è però ottenibile dal mercato assicurativo solo in presenza di alcune condizioni: i) rischi individuali da assicurare perfettamente indipendenti; ii) probabilità (rischio) di malattia misurabile; iii) informazione simmetrica tra assicurazione e consumatori «prima» della stipulazione del contratto

2. Se l'assicurazione intendesse coprire i costi amministrativi necessari a gestire le polizze ed i reclami e puntasse eventualmente ad un profitto, allora il premio proposto ai clienti sarebbe maggiore del premio equo. In tal caso, la teoria economica mostra che il consumatore è disposto a pagare un premio anche superiore a quello equo purchè l'esborso complessivo non determini un reddito al netto del premio inferiore all'«equivalente certo» (valore monetario posseduto con certezza che porta allo stesso livello di benessere raggiungibile senza assicurazione). Qualora il mercato assicurativo fosse perfettamente concorrenziale, per cui i profitti delle diverse compagnie tendono a zero, i consumatori sarebbero indifferenti tra assicurarsi nel libero mercato ed assicurarsi presso un assicuratore pubblico senza scopo di lucro: in entrambi i casi il benessere dei consumatori è massimizzato, la copertura offerta è completa e il premio pagato è quello equo.

assicurativo (assenza di *adverse selection*); iv) informazione simmetrica tra assicurazione e consumatori «dopo» la stipulazione del contratto assicurativo (assenza di *moral hazard* da parte degli assicurati che non devono essere in grado di modificare né la probabilità di malattia né il costo delle cure).³ Qualora una di queste condizioni venisse a mancare, il mercato assicurativo non sarebbe più in grado di offrire a tutti gli individui una copertura completa al premio equo e sarebbe quindi inefficiente («fallimento del mercato»). Una copertura pubblica universale e obbligatoria potrebbe migliorare l'efficienza nell'allocazione delle risorse solo nei primi tre casi di fallimento del mercato, mentre il problema del *moral hazard* affligge sia l'assicurazione pubblica che quella privata: la copertura assicurativa riduce (fino ad azzerare in caso di assicurazione completa) il costo marginale del trattamento e il paziente acquista più cure mediche di quanto sarebbe socialmente desiderabile (BARIGOZZI 2006). Va precisato che l'asimmetria informativa che caratterizza la relazione tra assicurazione ed assicurato nel caso di azzardo morale *ex post* non riguarda la quantità di cure consumata dal paziente, che è osservabile. Ciò che, invece, non è osservabile (o troppo costoso da verificare) da parte dell'assicurazione è lo stato di salute del paziente, ovvero se questo è tale da giustificare le cure che vengono richieste.

Numerosi contributi teorici ed empirici nell'ambito dell'economia sanitaria (a partire da PAULY 1968) mostrano come l'introduzione di una compartecipazione a carico degli utenti (sotto forma di *coinsurance*, *co-payment* o franchigia) possa consentire di limitare i fenomeni di azzardo morale che si determinano in presenza di ampia copertura assicurativa (privata o pubblica) e che portano ad un sovraconsumo di alcuni beni e servizi sanitari oltre il livello ritenuto appropriato.⁴ I fenomeni di azzardo morale possono determinare perdite di benessere, anche molto rilevanti, per la collettività degli assicurati: i costi sociali associati all'espansione eccessiva dei consumi sanitari oltre livelli ritenuti appropriati possono, infatti, più che controbilanciare i benefici sociali determinati dalla

3. Nel presente contesto, ci limiteremo a considerare i fenomeni di *moral hazard ex post*, per cui i consumatori possono mettere in atto comportamenti (non controllabili dall'assicurazione) che influenzano l'ammontare della spesa sanitaria nel caso di malattia. Non consideriamo invece fenomeni di *moral hazard ex ante*, cioè la tendenza, da parte di chi gode di una copertura assicurativa, a non adottare uno stile di vita appropriato e non a mettere in atto tutte le azioni utili a prevenire le patologie cui può essere esposto, non essendo poi chiamato a pagare per le cure che si rendessero necessarie.

4. Sul problema del *moral hazard* e sui meccanismi correttivi di compartecipazione, oltre al lavoro di PAULY (1968), si possono citare i contributi di ZECKAUSER 1970, SHAVELL 1979 e le rassegne contenute in CUTLER, ZECKAUSER 2000 e ZWEIFEL, MANNING 2000.

copertura dei rischi sanitari da parte dell'assicurazione.⁵ Le compartecipazioni tenderebbero a responsabilizzare i «pazienti-consumatori» rendendoli in qualche misura consapevoli dei vincoli di scarsità delle risorse, riducendo per questa via i fenomeni di azzardo morale.

Nel caso del SSN italiano, la compartecipazione alla spesa sanitaria da parte degli utenti ha assunto tipicamente la configurazione del *co-payment* (compartecipazione in quota fissa) ed è stata indicata con il termine «ticket», secondo l'accezione francese del cosiddetto *ticket modérateur*. Per semplicità espositiva, nel presente contesto, il termine ticket viene usato per contrassegnare indifferentemente un *co-payment* oppure una *coinsurance*, senza distinguere quindi tra compartecipazione fissa o proporzionale rispetto al costo della prestazione sanitaria.

La fissazione di un ticket può consentire di limitare i fenomeni di eccesso di domanda. Ciò può essere chiarito con l'ausilio della Figura 1, che riporta sull'asse orizzontale la quantità di assistenza sanitaria erogata (intesa qui genericamente, anche se l'esempio potrebbe riguardare uno specifico farmaco o una particolare prestazione diagnostica o terapeutica) e sull'asse verticale il prezzo dell'assistenza sanitaria.

In assenza di copertura assicurativa, il paziente-consumatore dovrebbe pagare il prezzo pieno dell'assistenza P (ipotizzato pari al costo marginale) rivolgendosi al mercato. In tal caso, l'equilibrio sarebbe rappresentato dall'incrocio tra la retta del prezzo di mercato P e la retta di domanda individuale del paziente (avente una certa elasticità al prezzo), per cui la quantità di assistenza domandata si arresterebbe a Q_0 .

5. In particolare, analizzando il servizio sanitario nazionale (*National Health Service-NHS*) britannico a circa vent'anni dalla sua istituzione, James Buchanan ne rilevava una «incoerenza logica» (*inconsistency*): da un lato, i cittadini, agendo individualmente come «pazienti-consumatori», in assenza di prezzo (prevedendo il NHS la copertura gratuita universale dell'assistenza sanitaria), spingono la domanda (mediata dal medico) fino al punto di saturazione, in cui il beneficio marginale delle prestazioni sanitarie si annulla; dall'altro lato, gli stessi cittadini nella veste di contribuenti, agendo collettivamente attraverso i loro rappresentanti politici, tengono invece conto del costo dei beni e servizi sanitari. Secondo Buchanan, la conseguenza di tutto ciò è che in un SSN, essendo la domanda dominata dalle scelte private e l'offerta dalle scelte pubbliche, si tende a manifestare un costante eccesso di domanda che provoca effetti di congestione per alcuni servizi (aumento dei tempi di attesa) e determina squilibri finanziari per i sistemi sanitari pubblici. Da qui si determina la necessità di ricorrere a misure tendenti a governare la domanda nei limiti fissati per l'offerta (BUCHANAN 1965).

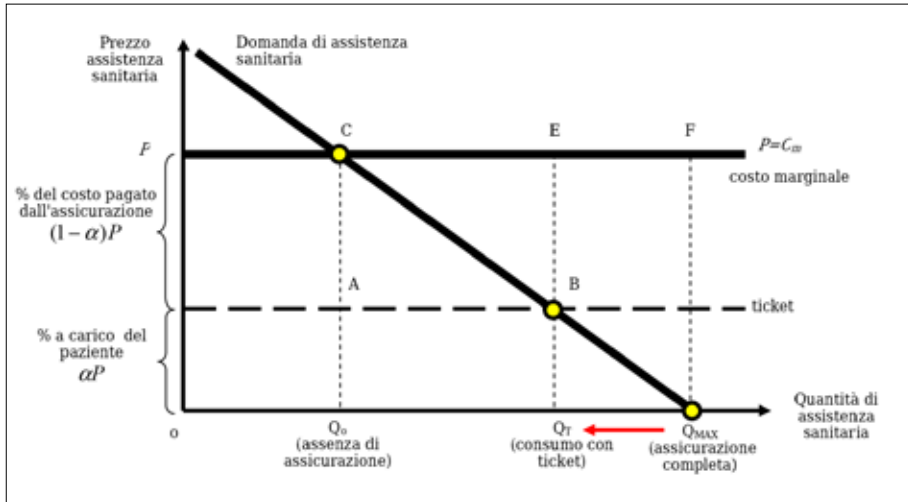


Figura 1. Riduzione dell’azzardo morale con applicazione di un ticket

In presenza di una copertura assicurativa completa garantita dal servizio sanitario nazionale, che assume il ruolo di «terzo pagante», il paziente non dovrebbe invece pagare alcun prezzo per le prestazioni sanitarie rientranti nei «livelli essenziali di assistenza» (LEA) e potrebbe spingere la sua domanda (via il medico che lo assiste) fino al punto in cui il beneficio marginale che ottiene dalle prestazioni ricevute si annulla, cioè fino al livello Q_{MAX} . In altri termini, con una copertura assicurativa completa la quantità consumata di servizi sanitari aumenterebbe da Q_0 a Q_{MAX} , determinando un «sovracconsumo» pari alla differenza $Q_{MAX}-Q_0$.⁶ Questa particolare situazione si verrebbe a determinare per tutti i beni e servizi sanitari rientranti nei LEA offerti gratuitamente dal SSN. Tale sovracconsumo genera una perdita di benessere pari all’area CFQ_{MAX} in

6. Prendendo spunto dall’analisi di PAULY (1968), anche quando il singolo individuo fosse consapevole del fatto che il suo sovracconsumo potrà determinare un aumento della spesa per il SSN, con la possibilità di un conseguente aumento della pressione fiscale, egli non modificerebbe comunque il suo comportamento dal momento che il beneficio individuale aggiuntivo che ottiene (in Figura 1 l’area del triangolo $CQ_{MAX}Q_0$) è ampio mentre il costo addizionale determinato dal suo comportamento (l’area del rettangolo $CFQ_{MAX}Q_0$) si ripartisce sull’intera collettività coperta dal SSN per cui ne sopporterà eventualmente solo una piccola frazione. Si tratta cioè di un tipico problema di *free riding*: l’eventuale rinuncia del paziente a consumare le quantità addizionali $Q_{MAX}-Q_0$ determinerebbe un beneficio impercettibile per il resto della collettività e d’altro canto egli non è sicuro che tutti gli altri lo seguirebbero nell’astenersi da un consumo eccessivo di servizi.

quanto il beneficio dell'assistenza sanitaria in eccesso (misurato dall'area $CQ_{MAX}Q_0$) è inferiore al costo addizionale (pari all'area $CFQ_{MAX}Q_0$). In generale, tale perdita di benessere sociale tende ad essere più consistente quanto più è elevata l'elasticità al prezzo della domanda individuale di assistenza sanitaria.

Nella letteratura economica si evidenzia che la perdita di benessere dovuta al sovraconsumo è controbilanciata dal beneficio derivante dalla copertura assicurativa dei rischi di malattia che riduce l'incertezza degli individui circa possibili perdite monetarie future (FOLLAND et AL. 2004). In particolare, è possibile definire un livello «appropriato» di assistenza sanitaria Q_T che garantisca l'eguaglianza tra beneficio sociale addizionale dell'assicurazione (in termini di copertura dei rischi) e costo sociale addizionale del sovraconsumo (in termini di azzardo morale). Tale definizione appare coerente con il concetto di appropriatezza intesa come «uso corretto delle risorse disponibili per rispondere in modo adeguato e sicuro (in base agli standard clinici e alle evidenze disponibili) ad una specifica domanda di assistenza sanitaria definita rispetto a specifiche caratteristiche del paziente a cui l'intervento è rivolto». Il concetto è alla base della cosiddetta «medicina fondata su prove di efficacia» (*Evidence based medicine* - EBM).⁷

Il livello di consumo appropriato Q_T , superiore al livello Q_0 (che verrebbe scelto autonomamente dal paziente in assenza di copertura assicurativa) può essere incentivato attraverso l'introduzione di un ticket T , pari ad una quota α del prezzo di mercato della prestazione sanitaria: $T=\alpha P$),⁸ riducendo quindi il consumo al livello appropriato ed eliminando l'eccesso di domanda $Q_T - Q_{MAX}$.⁹ Con l'applicazione di un ticket così definito si verrebbe ad eliminare la perdita di benessere per la colletti-

7. Sul concetto di appropriatezza si veda, ad esempio, BROOK (1994) e il sito della Rand Corporation (www.rand.org). Un'ulteriore estensione del concetto di appropriatezza potrebbe anche tener conto non solo del beneficio individuale immediato per il singolo paziente (rappresentato dalla retta di domanda in Figura 1), ma anche delle esternalità positive che il consumo di prestazioni sanitarie e il conseguente miglioramento di salute individuale può determinare per l'intera collettività (maggiore produttività, migliore qualità della vita, riduzione dei costi sanitari futuri a carico della collettività, ecc.).

8. Si tratta quindi di una forma di compartecipazione del tipo *coinsurance*, anche se è facile mostrare che potremmo ottenere effetti del tutto simili considerando un *copayment* non commisurato al prezzo di mercato.

9. Ad esempio, se l'equazione della domanda inversa individuale di assistenza rappresentata in Figura 1 fosse così definita: $P=150-10Q$, nell'ipotesi in cui il prezzo di mercato della prestazione fosse $P=100$, si avrebbe: $Q_0=5$ e $Q_{MAX}=15$. Qualora il livello di consumo sanitario ritenuto appropriato fosse $Q_T=13$, si dovrebbe quindi applicare un ticket pari al 20% del prezzo di mercato. Nel caso degli Stati Uniti, MANNING e MARQUIS (1996) stimano un tasso medio ottimale di compartecipazione, α , pari al 45%.

vità determinata dall'eccesso di consumo oltre il livello appropriato, che viene rappresentata in Figura 1 dall'area del trapezio $BEFQ_{MAX}$ (ottenuta come differenza netta tra i costi addizionali $EFQ_{MAX}Q_T$ e i benefici addizionali $BQ_{MAX}Q_T$ determinati dal consumo oltre il livello appropriato).

Tale situazione corrisponderebbe di fatto ad una situazione di *first best*, rappresentata da un contratto assicurativo ottimale in assenza di asimmetria informativa. In tal caso il SSN coprirebbe esattamente il valore monetario delle cure efficienti Q_T (quelle per cui il costo marginale sociale è pari al beneficio marginale sociale) e il paziente, pagando il ticket ottimale, domanderebbe proprio tale ammontare di cure.

L'esistenza di vincoli informativi o di altro tipo - ad esempio, il fatto che il livello appropriato di consumo varia a seconda del paziente e richiederebbe quindi un ticket «personalizzato», mentre nella realtà la compartecipazione viene definita in maniera uniforme per tutti i pazienti - porta tuttavia a definire generalmente un livello di compartecipazione non ottimale (*second best*) che può consentire di attenuare, ma non di eliminare completamente, la perdita di benessere.

Nella letteratura economica sono stati sviluppati modelli che determinano la struttura del contratto assicurativo e il livello di compartecipazione che sono in grado di garantire congiuntamente l'equilibrio ottimale (di *first* o di *second best*) tra *pooling* dei rischi degli assicurati e riduzione della perdita di benessere legata all'azzardo morale (ZECKHAUSER 1970; MANNING, MARQUIS 1996; BLOMQUIST 1997; ZWEIFEL et AL. 2009, pp. 233-244).

Una regola generale che si può derivare dalla letteratura menzionata è che la compartecipazione dovrebbe essere fissata ad un livello più basso (o nullo) per le forme di assistenza contraddistinte da bassa (o nulla) elasticità della domanda al prezzo. È il caso, ad esempio, delle prestazioni urgenti, dei farmaci salva-vita, delle terapie richieste dalle persone più vulnerabili e affette da gravi patologie croniche, nonché delle forme di assistenza che non presentano alternative terapeutiche. In questi casi il ticket risulterebbe inutile come strumento di controllo degli eccessi di domanda, mentre sarebbe invece molto efficace come strumento di finanziamento poiché garantirebbe un gettito sicuro e stabile. Un tale utilizzo del ticket, però, appare particolarmente iniquo in quanto pone un onere finanziario maggiore proprio a carico delle persone caratterizzate da più elevato rischio sanitario e maggiore bisogno di assistenza. L'uso corretto del ticket richiede, quindi, che la compartecipazione a carico del paziente/consumatore sia più elevata per i servizi non urgenti e meno essenziali caratterizzati da una più elevata elasticità della domanda (ad esempio, le prestazioni ambulatoriali e diagnostiche

differibili, i farmaci non essenziali, le cure termali, ecc.).¹⁰ Come si può osservare dalla Figura 2, un ticket appare più efficace come strumento di contenimento di consumi inappropriati (riduzione dell'effetto azzardo morale) nel caso della domanda più elastica D' mentre appare meno efficace in presenza di domanda più rigida rispetto al prezzo (D'').

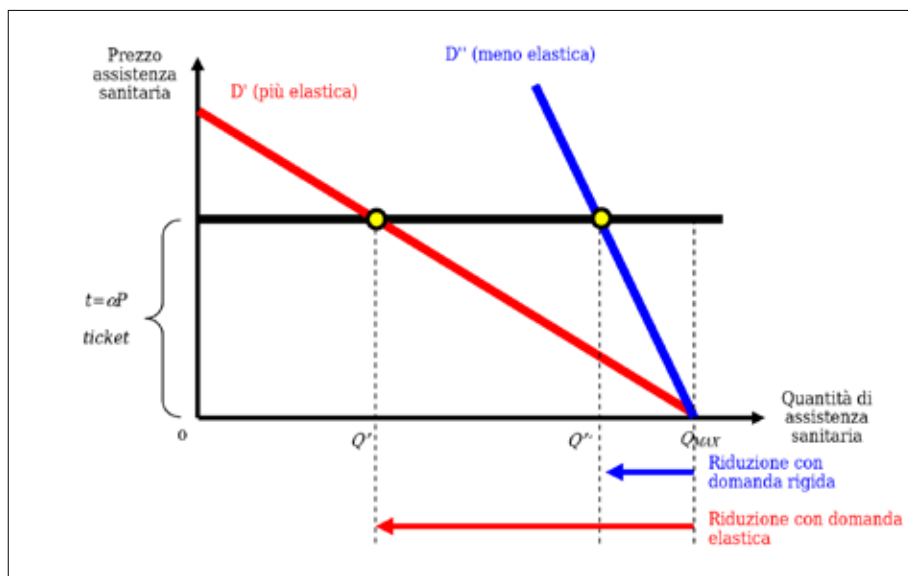


Figura 2. Efficacia del ticket a seconda dell'elasticità della domanda al prezzo

Va peraltro osservato che una prestazione sanitaria difficilmente può essere definita a priori non essenziale o non urgente. La scelta delle prestazioni sanitarie da assoggettare a ticket dovrebbe quindi essere effettuata sulla base di una preliminare valutazione implicita o esplicita - in base a criteri di prioritizzazione e di EBM (*Evidence based medicine*) - del grado di «urgenza» e di «essenzialità» delle prestazioni rispetto a particolari categorie di pazienti. La previsione di esenzioni soggettive, legate all'esistenza di patologie croniche o a particolari condizioni di fragilità (che rendono rigida la domanda) avviene invece considerando la singola situazione individuale (REBBA 2009, p. 226).

Inoltre, occorre anche considerare che le persone in condizioni eco-

10. In effetti, nella maggior parte dei sistemi sanitari pubblici i ticket vengono applicati soprattutto in questi casi e in particolare sui farmaci. Si veda, ad esempio, le rassegne relative ai Paesi OCSE ed europei contenute in DOCTEUR, OXLEY 2004, PAMMOLLI, SALERNO 2006, ESPIN, ROVIRA 2007.

nomiche disagiate sono caratterizzate da una domanda di assistenza sanitaria molto elastica al prezzo e potrebbero, in presenza di un ticket, ridurre eccessivamente i loro consumi anche nel caso in cui questi fossero appropriati ed efficaci. In questo caso, il ticket potrebbe determinare un sottoconsumo di prestazioni sanitarie (sia di prevenzione e che curative) da parte delle classi sociali più deprivate, con un impatto negativo sulla salute e un possibile aumento della spesa sanitaria nel medio-lungo periodo. Ciò comporterebbe una riduzione sia dell'equità nell'accesso ai servizi, sia dell'efficienza allocativa attraverso un peggioramento del benessere della collettività. Si ritiene quindi preferibile esentare dal ticket le persone che, a causa di una situazione economica personale particolarmente sfavorevole, potrebbero essere disincentivate ad accedere a prestazioni sanitarie essenziali (REBBA 2009; REBBA, RIZZI 2012b).

L'analisi teorica e quella empirica segnalano inoltre che un'applicazione solo parziale del ticket potrebbe determinare effetti indesiderati nella misura in cui vi fosse un'elevata sostituibilità tra diverse forme di assistenza. Infatti, se in sostituzione delle prestazioni gravate da ticket si ricorre impropriamente ad altre prestazioni completamente gratuite, si potrebbe determinare un aumento della spesa pubblica (si veda ad esempio, CHANDRA ET AL. 2010). Potrebbe essere quindi opportuna l'introduzione di ticket per un'ampia gamma di prestazioni, in modo da evitare il processo di deviazione della domanda verso forme di assistenza sostitutive inappropriate e più costose non colpite dal ticket (REBBA 2009, pp. 226-227).¹¹

Dalla precedente discussione, emerge come l'utilizzo dei ticket venga giustificato dalla necessità di responsabilizzare l'utente circa il costo dei consumi sanitari, spingendolo a ridurre esclusivamente l'utilizzo di beni e servizi inappropriati e con ridotti (o nulli) benefici sociali.

A questo punto, però emergono due problemi (REBBA 2009). Il primo riguarda l'effettiva capacità delle compartecipazioni a contenere solo la domanda di prestazioni inappropriate e con bassa efficacia senza che venga invece pregiudicata anche la domanda di prestazioni sanitarie con elevata produttività in termini di salute. Recentemente si è cercato di affrontare il problema sviluppando un nuovo approccio che tende ad affinare il modello standard basato sul controllo dell'azzardo morale attraverso compartecipazioni positivamente correlate con l'elasticità al prezzo della domanda di prestazioni sanitarie. Secondo il nuovo

11. Il ticket può essere utilizzato anche: per promuovere un uso più appropriato dei servizi (ad esempio, riducendo il numero di prestazioni non urgenti richieste al pronto soccorso); per scoraggiare il ricorso a prodotti farmaceutici per i quali esistano sostituti di pari efficacia meno costosi (ad esempio, sostituzione dei prodotti di marca con farmaci generici).

approccio, definito *value-based cost-sharing*, si dovrebbero applicare compartecipazioni più basse per i beni e servizi sanitari contraddistinti da maggiori evidenze di efficacia clinica e di costo-efficacia per specifici gruppi di pazienti,¹² evidenze ottenute grazie alla sempre maggiore diffusione dell'*health technology assessment* (HTA) come metodica per valutare la desiderabilità sociale delle prestazioni sanitarie innovative.¹³ Un approccio di questo tipo potrebbe, tuttavia, essere caratterizzato da costi applicativi piuttosto rilevanti, soprattutto quando sono le caratteristiche del paziente stesso a determinare il valore più o meno elevato da assegnare alla prestazione. Effetti correttivi sulla domanda potrebbero essere ottenuti anche attraverso campagne informative mirate, ma queste appaiono un valido strumento di governo della domanda, alternativo al ticket, solo nel caso di servizi caratterizzati da una domanda poco reattiva al prezzo.

Il secondo problema, ancora più rilevante, riguarda il fatto che in sanità la domanda dei pazienti viene quasi sempre determinata dai medici per cui, tenendo conto dell'effetto di « induzione della domanda da parte dell'offerta » (il cosiddetto effetto SID: *supply-induced demand*), l'applicazione del ticket sugli utenti non porterebbe ad alcun effetto in termini di contenimento di una domanda decisa in realtà dai medici. È soprattutto sulla base di tale considerazione che si ritiene che la domanda di prestazioni sanitarie sia di fatto rigida al prezzo, per cui il ticket o qualunque altro tipo di compartecipazione (anche una franchigia) non avrebbero alcun effetto di contenimento dei consumi inappropriati, mentre solo una corretta attività prescrittiva da parte del medico potrebbe aumentare il grado di appropriatezza.¹⁴ Tale argomentazione viene spesso fondata sull'assunto di non sostituibilità dei trattamenti per un dato stato di salute,¹⁵ ma per molte prestazioni (visite

12. In particolare, PAULY e BLAVIN (2008) dimostrano che il livello ottimale del ticket dovrebbe dipendere non solo dall'elasticità della domanda al prezzo ma anche dal grado di imperfezione delle informazioni degli utenti. Ad esempio, se questi sottovalutassero molto i benefici di una data prestazione, al contrario di quanto indicato dall'approccio tradizionale, il ticket ottimale dovrebbe essere tanto più basso quanto più elevata è l'elasticità della domanda, in quanto ciò consentirebbe di avvicinarsi più facilmente al livello di consumo socialmente desiderato. Per approfondimenti sul tema del *value-based cost sharing* si rimanda a CHERNEW ET AL. 2007, CHERNEW ET AL. 2010, BAICKER, GOLDMAN 2011, DRUMMOND, TOWSE 2012.

13. L'HTA rappresenta un importante strumento di governo attivo dell'innovazione che si sta progressivamente diffondendo nei sistemi sanitari pubblici con l'obiettivo di fornire ai responsabili delle politiche sanitarie e delle scelte assistenziali informazioni trasparenti, affidabili e scientificamente rigorose sugli effetti delle tecnologie mediche (SORENSEN ET AL. 2008).

14. È questa, ad esempio, la posizione assunta da EVANS 1995, BARER ET AL. 1998 e HOLST 2010.

15. La non sostituibilità riguarda, ad esempio, le prestazioni urgenti, quelle complesse

mediche generiche, visite specialistiche, prestazioni diagnostiche, alcuni farmaci tra cui in particolare quelli «di conforto») si è talora in presenza di domanda elastica e quindi il fatto che il medico orienti la richiesta del paziente può attenuare ma non eliminare del tutto l'utilità del ticket come strumento di governo della domanda. Inoltre, occorre considerare che la presenza di compartecipazioni può contrastare in alcuni casi una sorta di collusione implicita tra medico e paziente a danno del terzo pagante (assicurazione o SSN) (MURARO 1987). In conclusione, a certe condizioni, il ticket può conservare una certa efficacia come strumento diretto di governo della domanda, anche considerando l'induzione della domanda da parte dei medici. L'esistenza contemporanea di azzardo morale e di effetto «domanda indotta dall'offerta» suggerisce tuttavia di controllare i consumi sanitari agendo sia dal lato della domanda, attraverso il ticket, sia dal lato dell'offerta, attraverso meccanismi di responsabilizzazione dei medici prescrittori (*managed care*, *pay-for-performance*) che li incentivino a orientare i pazienti verso prestazioni appropriate ed efficaci (MA, RIORDAN 2002; OECD 2010, capitolo 4).

Molti studi empirici hanno analizzato l'efficacia delle compartecipazioni a contrastare l'azzardo morale e a determinare un contenimento della spesa per il terzo pagante.¹⁶ Il più importante e citato (oltre che costoso)¹⁷ studio sperimentale sugli effetti delle compartecipazioni è rappresentato dal *Rand Health Insurance Experiment* (RHIE) condotto negli Stati Uniti tra il 1974 e il 1981 (MANNING ET AL. 1987). I principali risultati di questo studio possono essere così sintetizzati:

- all'aumentare dell'aliquota di compartecipazione si riduce la percentuale di persone che domandano prestazioni sanitarie e il numero annuo di visite mediche pro capite;
- le componenti più elastiche al prezzo riguardano la domanda di farmaci, le cure odontoiatriche e l'assistenza ambulatoriale generica, mentre quelle meno elastiche riguardano la domanda di prestazioni specialistiche e di ricoveri ospedalieri;
- la compartecipazione riduce l'utilizzo delle cure a bassa produttività di salute ma talora può scoraggiare anche la domanda di

(ricoveri ospedalieri) o programmate in percorsi prestabiliti (*follow-up* e accertamenti diagnostici per patologie tumorali). In questi casi la domanda è rigida in quanto definita completamente dal medico.

16. Un'ampia rassegna è offerta, ad esempio, da CARRIERI 2010. Una *survey* recente degli studi empirici sugli effetti dei ticket sui farmaci si può trovare in AUSTVOLL-DAHLGREN (2009) mentre FLORIO e SICILIANI (2010) riportano le evidenze relative agli effetti della reintroduzione dei ticket sui farmaci nel 2001 in Italia.

17. Il costo del RHIE è stato di circa 295 milioni di dollari (Us \$ 2011) (ARON-DINE ET AL. 2013).

- prestazioni efficaci e appropriate;
- le categorie più vulnerabili (persone a basso reddito e/o affette da patologie croniche) evidenziano indicatori di morbilità e di mortalità significativamente peggiori quando siano soggette a compartecipazioni elevate.

Tali risultati sono stati recentemente oggetto di un approfondito riesame, sulla base di tecniche statistiche più sofisticate, da parte di ARON-DINE ET AL. (2013) che hanno sostanzialmente confermato la robustezza delle principali conclusioni del RHIE. Occorre però essere molto cauti nell'estensione di tali risultati al contesto europeo dove i sistemi sanitari prevedono generalmente una copertura pubblica universale dei cittadini a differenza del sistema statunitense dove le coperture assicurative private sono molto differenziate.

Le diverse analisi empiriche rilevano come i ticket, anche di importo ridotto, possano determinare un contenimento dei consumi e della spesa per il terzo pagante, ma non offrono evidenze conclusive circa la capacità delle compartecipazioni di limitare la domanda solo delle prestazioni inappropriate e poco efficaci (si veda ad esempio, l'analisi di COSTA FONT, GEMMILL TOYAMA 2011). Sarebbe quindi importante verificare se le compartecipazioni possano avere conseguenze negative in termini di salute, ma su questo aspetto le evidenze portate dagli studi realizzati appaiono contrastanti, anche perché molti Paesi che utilizzano le compartecipazioni, in particolare quelli europei, prevedono esenzioni per le persone più fragili e vulnerabili, quali i malati cronici, i disabili, gli anziani e i soggetti in condizioni economiche disagiate. Nei Paesi che non prevedono un'applicazione diffusa di esenzioni di questo tipo, come ad esempio gli Stati Uniti, le evidenze empiriche segnalano invece effetti dannosi per la salute delle categorie vulnerabili.

A prescindere dalle misure correttive appena menzionate, si può inoltre osservare che la valutazione degli effetti distributivi del ticket è in realtà più complessa di quella offerta dalla tesi tradizionale secondo cui tale strumento è fortemente regressivo (TAMBLYN ET AL. 2001; CISLAGHI, COSTA 2006), e ciò in base a due particolari considerazioni (MURARO 2003, pp. 374-376; REBBA ET AL. 2011, pp. 2-3). In primo luogo, la tesi tradizionale dell'inequità distributiva trascura il fatto che il controllo della domanda mediante ticket opportunamente disegnati (differenziando la compartecipazione per patologie e per livelli di reddito) potrebbe consentire una riduzione dei tempi di attesa e un aumento della qualità dell'assistenza pubblica, e ciò andrebbe a vantaggio soprattutto dei cittadini a minor reddito, costretti a restare nel servizio pubblico, mentre i più ricchi possono in ogni caso ricorrere ai servizi privati alternativi a prezzo intero (REBBA, RIZZI 2011 e 2012a). Favorendo il contenimento

dei tempi di attesa per le prestazioni rientranti nei livelli essenziali di assistenza (LEA) e consentendo una certa possibilità di espansione nel tempo della gamma delle prestazioni rientranti nella copertura pubblica di base, i ticket potrebbero contribuire a salvaguardare i sistemi sanitari pubblici che potrebbero meglio adattarsi all'evoluzione dei bisogni di salute e delle innovazioni in campo medico. Ne consegue che una valutazione completa del saldo netto degli effetti equitativi dei ticket risulta complessa e potrebbe fornire addirittura un risultato non negativo (MURARO 2003, p. 376).

Per concludere, si può osservare che le misure di compartecipazione adottate nei diversi Paesi industrializzati, pur essendo piuttosto differenziate, sembrano rispondere in molti casi all'esigenza di limitare gli effetti indesiderati del ticket. Il ricorso al *copayment* risulta generalizzato nel caso dei farmaci (dove appaiono più diffusi i fenomeni di sovraconsumo ed è relativamente più agevole discriminare le componenti non essenziali e di conforto), mentre è relativamente meno diffuso per quanto concerne le prestazioni diagnostiche, le visite specialistiche e soprattutto i ricoveri ospedalieri. Per ridurre l'impatto negativo del ticket sull'accesso ai servizi essenziali da parte delle persone con elevato rischio di salute e con ridotta capacità economica, i Paesi con sistema sanitario pubblico fanno largo ricorso a esenzioni e abbattimenti per patologia e per reddito. Peraltro, viene generalmente riconosciuto che, alla luce dei limiti e delle problematiche che caratterizzano l'uso del ticket, un efficace governo della domanda richiede comunque che il ticket venga affiancato anche da altri strumenti volti soprattutto a responsabilizzare e incentivare i medici prescrittori (REBBA ET AL. 2011).

Anche nel caso dell'Italia, vengono utilizzati ticket nel caso dei farmaci e delle prestazioni diagnostiche e specialistiche ricompresi nei livelli essenziali di assistenza garantiti dal SSN, prevedendo esenzioni per reddito e patologia la cui applicazione ha comportato sempre rilevanti problemi e costi legati all'accertamento dell'effettiva sussistenza delle condizioni per poterne beneficiare (CISLAGHI, GIULIANI 2012).¹⁸ Inoltre, nel caso del SSN italiano, il ticket sembra essere stato utilizzato finora più come strumento di finanziamento che come mezzo per controllare la domanda, determinando una serie di inefficienze ed iniquità (REBBA ET AL. 2011).

Nel successivo paragrafo viene presa in considerazione l'ipotesi di

18. Emerge, in particolare, la necessità di identificare correttamente i livelli di condizione economica. A questo proposito sembrerebbe opportuno prevedere l'uso dell'ISEE, che potrebbe esplicitare i suoi effetti positivi soprattutto in corrispondenza di una riduzione dell'evasione fiscale.

passare da un meccanismo di compartecipazioni alla spesa sanitaria fondato su un sistema di ticket mitigati con esenzioni (per reddito e patologia), come è attualmente previsto dal SSN italiano, ad un diverso meccanismo di *cost-sharing* basato sulla franchigia.

3. La franchigia

A partire dallo schema concettuale introdotto nel precedente paragrafo, possiamo ora a considerare gli effetti di una «franchigia», sia rispetto al governo della domanda (controllo del *moral hazard*) sia rispetto al possibile impatto sull'equità distributiva.

La franchigia rappresenta in genere un ammontare monetario massimo a carico del paziente per l'acquisto di prestazioni sanitarie o di farmaci prima che intervenga la copertura assicurativa privata o pubblica. Essa può essere fissata rispetto alla singola prestazione o rispetto ad un dato periodo di tempo (in genere l'anno).

Più specificamente, in campo assicurativo, si distingue tra «franchigia relativa» e «franchigia assoluta». Si parla di «franchigia relativa» (*excess*) quando, al di sotto di un certo valore di spesa, l'assicurato non riceve alcun rimborso mentre per valori superiori l'indennizzo è pieno. Si parla invece di «franchigia assoluta» (*deductible*) quando parte dell'ammontare delle spese resta in ogni caso a carico dell'assicurato e l'assicurazione paga la differenza tra il totale della spesa e la franchigia.¹⁹

La franchigia può consentire di controllare il *moral hazard* secondo un meccanismo diverso da quello tipico del ticket. Infatti, la franchigia, pur potendo incentivare (almeno in teoria) livelli di consumo appropriato, a differenza del ticket, viene a limitare la spesa complessiva sostenuta dal paziente-consumatore entro un tetto massimo prefissato, oltre il quale il costo delle prestazioni è tutto a carico dell'assicurazione o del SSN. Per questo motivo, la franchigia viene spesso considerata uno strumento di

19. Ad esempio, nel caso in cui una polizza assicurativa di malattia che preveda un tetto massimo rimborsabile di 5.000 euro e l'assicurato attesti spese sanitarie per complessivi 5.500 euro: se la polizza prevede una franchigia relativa (*excess*) di 100 euro, allora l'assicurato deve sostenere una spesa iniziale di 100 euro e la spesa complessiva che può essere rimborsata dall'assicurazione è di 5.000 euro (massima spesa rimborsabile sulla spesa residua di 5.400 euro); se invece la polizza prevede una franchigia assoluta (*deductible*) di 100 euro, allora l'assicurato non deve sostenere alcuna spesa iniziale e la compagnia assicurativa può rimborsare 4.900 euro (massima spesa rimborsabile di 5.000 euro meno *deductible* di 100 euro). Nel caso della franchigia assoluta, inoltre, questa può essere essere «fissa», quando il valore-soglia è predeterminato in valore monetario (ad es. 100 euro) oppure «proporzionale» alla spesa se si prevede che una data percentuale della spesa sostenuta (ad esempio, il 20% di una spesa massima di 5.000 euro) non verrà rimborsata.

cost-sharing che potrebbe superare alcuni dei problemi di equità tipici del ticket, evitando che il reddito insufficiente distolga dalle cure necessarie e tutelando comunque gli individui contro il rischio di dover sostenere pesanti esborsi finanziari in caso di eventi gravi o ricorrenti. Proprio in base a considerazioni di questo tipo, in Italia, nel 2012, il Ministero della salute aveva formulato la proposta di sostituire l'attuale sistema di compartecipazioni presente nel SSN basato sui ticket (con esenzioni per reddito e patologia) con un sistema basato su una franchigia calcolata in percentuale al reddito personale (CISLAGHI, GIULIANI 2012).²⁰

Concentrando ora l'attenzione sull'applicazione della franchigia nel contesto di un SSN, per ciascun cittadino tale strumento di *cost-sharing* rappresenta un tetto massimo che viene fissato al suo esborso per l'acquisto di prestazioni rientranti nei livelli essenziali di assistenza sanitaria; tale tetto può riferirsi ai pagamenti per l'acquisto al costo pieno (tariffa) o parziale (ticket) di prestazioni erogate da strutture pubbliche del SSN o da privati accreditati.²¹

Per ciascun cittadino, inoltre, il «valore assoluto» della franchigia può essere definito in alternativa:

- in somma fissa per individuo;
- in somma fissa per nucleo familiare;
- in misura proporzionale al reddito individuale;
- in misura proporzionale al reddito familiare;

20. Nello specifico, la proposta, nella sua formulazione iniziale, prevedeva la sostituzione completa dell'esistente regime di ticket con esenzioni per patologia e reddito con un nuovo sistema che elimina le esenzioni preesistenti (caratterizzate da rilevanti costi di accertamento) e prevede un contributo massimo individuale (franchigia) pari al 3 per mille del reddito lordo, con la possibilità eventuale di rendere l'aliquota progressiva gravando meno del 3 per mille sui redditi più bassi e più del 3 per mille per quelli più elevati. Entro l'ammontare massimo della franchigia calcolata sui precedenti 12 mesi, ogni accesso a una prestazione verrebbe pagato interamente secondo le attuali tariffe o ticket; superato l'ammontare della franchigia, le prestazioni sarebbero tutte gratuite per i successivi 12 mesi. Una proposta più elaborata che riprende l'idea della franchigia è stata formulata da Gilberto Muraro (REBBA ET AL., 2011). Essa prevede un sistema di ticket incisivi e generalizzati, con esenzioni a priori limitate ai casi di povertà e con un conguaglio fiscale in sede IRPEF che preveda tre casi: i) nessuna agevolazione per la spesa annua inferiore ad una data percentuale del reddito del contribuente (ad esempio, una spesa inferiore all'1% del reddito lordo); ii) detrazione percentuale dall'imposta della parte di spesa compresa tra una prima e una seconda percentuale del reddito (ad esempio, una spesa compresa tra 1 e 2,2% del reddito lordo); iii) rimborso integrale, sotto forma di credito d'imposta, della parte superiore alla seconda soglia (per una spesa superiore al 2,2% del reddito lordo).

21. Nel caso del SSN italiano, l'acquisto a costo pieno si riferisce alle prestazioni in libera professione intramuraria erogate dalle strutture pubbliche, quando il paziente desidera ridurre i tempi di attesa o scegliere il medico preferito. Nel caso di prestazioni richieste a strutture private (privato non accreditato), anche se rientranti nei LEA, il costo rimane interamente a carico del consumatore anche dopo il raggiungimento della franchigia.

- in misura proporzionale ad un valore che rappresenta il benessere familiare, come ad esempio l'indicatore di situazione economica equivalente (ISEE).

È necessario inoltre definire l'intervallo di tempo in cui la franchigia deve essere raggiunta per diventare operativa. Se tale intervallo di tempo è identificato con l'anno solare (scelta prevalente), allora, raggiunto l'ammontare della franchigia, fino alla fine dell'anno l'utente non paga più alcuna tariffa o ticket sulle prestazioni che rientrano nei LEA coperti dal SSN.

Per il singolo paziente, il costo di una prestazione aggiuntiva è quindi pari al valore del ticket o della tariffa fino a che non raggiunge la franchigia; superata tale soglia, per il paziente il costo marginale diventa nullo. In tal modo la franchigia introduce una discontinuità nel costo a carico del paziente, a differenza del ticket che, invece, impone un onere costante per ogni unità di assistenza sanitaria richiesta.

Si può prevedere che lo stato di salute o il livello di reddito dell'individuo possa influire sulla definizione del valore della franchigia, analogamente a quanto avviene generalmente nel caso dei sistemi di compartecipazione basati unicamente sul ticket.²² Ad esempio, nel caso di patologie croniche o particolarmente gravi (che determinano una sostanziale inelasticità al prezzo della domanda di assistenza sanitaria) la franchigia può essere diminuita, fino ad annullarsi in presenza di una domanda completamente rigida.

Basandoci sulla schematizzazione della domanda di assistenza sanitaria da parte di un generico paziente illustrata nel paragrafo precedente con riferimento al ticket, proviamo ora ad analizzare una situazione ipotetica in cui si prevede di passare da un sistema che contempla il pagamento di ticket corretti con esenzioni per reddito e patologia per l'accesso a prestazioni (LEA) garantite dal SSN - come è il caso dell'attuale sistema di compartecipazioni nel SSN italiano - a un nuovo meccanismo di *cost-sharing* basato sulla franchigia in cui non è prevista più alcuna esenzione per reddito e patologia e ogni cittadino deve sostenere - entro un intervallo di tempo corrispondente, ad esempio, all'anno solare - un livello massimo di spesa (franchigia) prima di potere accedere gratuitamente alle prestazioni garantite dal SSN.²³ Con il nuovo meccanismo, la franchigia può essere raggiunta dal singolo paziente acquistando

22. Con riferimento al SSN italiano, sia con il ticket che con la franchigia rimane il problema dei considerevoli livelli di evasione ed elusione fiscale, che introducono elementi di iniquità nella distribuzione dei benefici derivanti dalle esenzioni.

23. La situazione che viene ipotizzata è, in buona sostanza, analoga a quella che si potrebbe determinare nel SSN italiano se venisse implementata la menzionata proposta formulata dal Ministero della salute nel 2012.

direttamente le prestazioni rientranti nei LEA mediante il pagamento dei ticket previsti per quelle prestazioni.²⁴

Per semplicità espositiva, d'ora in poi il meccanismo di *cost-sharing* basato sui ticket con esenzioni viene definito «Sistema A» mentre il nuovo meccanismo con franchigia senza esenzioni viene contrassegnato come «Sistema B».

Si ipotizza che, nel caso di pazienti non esenti, il ticket con il Sistema A consenta di pervenire ad un consumo di prestazioni pari a Q_T , che corrisponderebbe al livello appropriato in caso di ticket ottimale (situazione di *first best*).²⁵

L'effetto differenziale del nuovo meccanismo con franchigia (Sistema B) rispetto a quello basato sul ticket con esenzioni (Sistema A) viene esaminato sotto due profili:

- in termini di governo della domanda di prestazioni (controllo dell'azzardo morale e riduzione del consumo non appropriato);
- in termini distributivi (in relazione alle diverse caratteristiche degli assistiti per quanto riguarda livello di reddito e presenza di patologie).

Inizialmente, si effettua un'analisi di statica comparata tra i due sistemi A e B di *cost-sharing*, ipotizzando inoltre che la franchigia corrisponda ad un generico ammontare su base annua. Successivamente, vengono esaminati i possibili effetti della franchigia nel caso in cui essa venga definita in misura proporzionale al reddito annuo individuale.

In presenza del Sistema B di *cost-sharing* appena delineato, ciascun paziente-consumatore effettuerà un calcolo di convenienza e confronterà il livello di benessere che potrebbe raggiungere qualora effettuasse nell'anno una spesa pari alla franchigia, potendo poi ricevere gratuitamente ulteriori prestazioni rientranti nei LEA, con il livello di benessere che potrebbe conseguire arrestando la spesa per i suoi consumi al di sotto della franchigia.²⁶

Come nel paragrafo 2, con riferimento ad una generica prestazione

24. Per semplicità di analisi, viene qui ipotizzato che il paziente decida sempre di fruire della prestazione in regime pubblico corrispondendo il relativo ticket. Le conclusioni che si ottengono non si modificherebbero sostanzialmente nel caso in cui si considerasse l'acquisto delle prestazioni a prezzo pieno; in tal caso, si può infatti prevedere un più rapido raggiungimento della franchigia.

25. Tale ipotesi viene formulata solo per semplicità espositiva. L'analisi degli effetti differenziali del Sistema B rispetto al Sistema A porterebbe a conclusioni sostanzialmente analoghe se si considerasse la situazione (più realistica) di *second best* in cui i ticket incentivano un contenimento dei consumi, al di sotto del livello massimo Q_{MAX} , ma senza portare precisamente al livello appropriato.

26. È sottinteso che la richiesta di prestazioni, entro oppure oltre la franchigia, viene sempre mediata dal medico.

sanitaria rientrante nei LEA, si considera l'applicazione di un ticket pari ad una quota percentuale α del prezzo di mercato P della prestazione. In questo caso, la franchigia F viene raggiunta quando il paziente consuma la quantità di assistenza sanitaria $Q_F = F/\alpha P$. Il livello Q_F dipende dall'ammontare della franchigia, per cui si possono verificare tre casi.

1) Franchigia bassa (inferiore alla spesa che sarebbe stata effettuata per i ticket con il Sistema A)

In questo primo caso, rappresentato in Figura 3, si ipotizza che il valore della franchigia F sia inferiore alla spesa che il paziente (non esente) avrebbe effettuato pagando il ticket nel Sistema A: $F < T_A = \alpha P Q_T$. Quindi la quantità di prestazioni sanitarie che verrebbe acquistata dal paziente fino ad arrivare alla franchigia è inferiore alla quantità che sarebbe stata consumata prevedendo unicamente il ticket come strumento di *cost-sharing*: $Q_F < Q_T$. Tuttavia, quando il paziente raggiunge il consumo Q_F , il valore pagato per un'unità addizionale di assistenza sanitaria si annulla, e può essere incentivato a spingere il suo consumo fino al valore massimo Q_{MAX} (si veda la Figura 3). In particolare, se con il Sistema A (prima dell'introduzione della franchigia) il paziente non era esente da ticket, con il Sistema B il consumo aumenta da Q_T a Q_{MAX} , ma il paziente è chiamato a compartecipare con un valore inferiore all'ipotetica spesa per il ticket che si sarebbe avuta con il Sistema A (infatti $F < T_A$). Se invece con il sistema A il paziente era esente da ticket (per reddito o per patologia), l'effetto del passaggio al Sistema B potrebbe essere un aumento della spesa a carico del paziente (da zero fino, al massimo, alla franchigia F); gli effetti sul consumo sono indeterminati e dipendono dal livello di reddito del paziente: il consumo potrebbe restare invariato (e pari al valore massimo Q_{MAX}) qualora l'ammontare della franchigia rappresentasse una spesa sostenibile per il paziente. Per contro il consumo potrebbe ridursi in misura consistente, anche al di sotto di Q_F , se il paziente avesse un livello di reddito molto basso tale da impedirgli di sostenere una spesa pari all'intera franchigia F .²⁷

27. Nel caso di pazienti con livelli di reddito molto bassi, il consumo Q si ridurrebbe ben al di sotto del livello appropriato: $Q < Q_F < Q_T$.

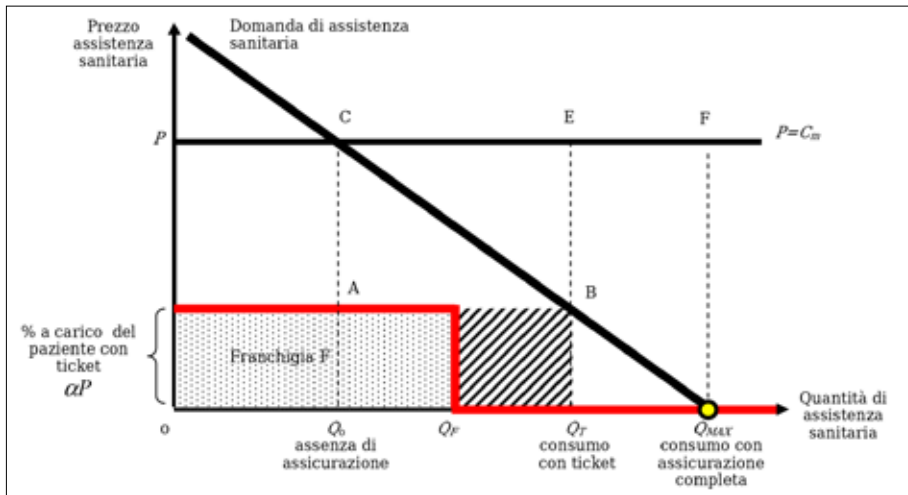


Figura 3. Effetto di una franchigia: $F < \text{Spesa per ticket}$

2) *Franchigia pari alla spesa che sarebbe stata effettuata per i ticket con il Sistema A*

In questo secondo caso (Figura 4), si ipotizza che il valore della franchigia sia uguale alla spesa che il paziente (non esente) avrebbe effettuato pagando il ticket con il Sistema A (cioè in assenza di un tetto massimo alla spesa sanitaria): $F = T_A = \alpha P Q_T$. Ne consegue che la quantità di prestazioni sanitarie che verrebbe acquistata dal paziente fino ad arrivare alla franchigia è esattamente uguale alla quantità che sarebbe stata consumata prevedendo unicamente il ticket come strumento di *cost-sharing*: $Q_F = Q_T$. Tuttavia, quando il paziente raggiunge il consumo Q_F , il valore pagato per una unità addizionale di assistenza sanitaria si annulla, come nel caso precedente, e ciò lo può incentivare a spingere il consumo fino al livello massimo Q_{MAX} (vedi figura 4). Anche in questo caso, il consumo aumenta a Q_{MAX} se con il Sistema A il paziente non era esente da ticket, mentre se il paziente era esente da ticket gli effetti sul consumo sono indeterminati e dipendono dal suo livello di reddito, con una maggiore probabilità che si determini un consumo al di sotto del livello $Q_T (= Q_F)$ rispetto al caso 1.

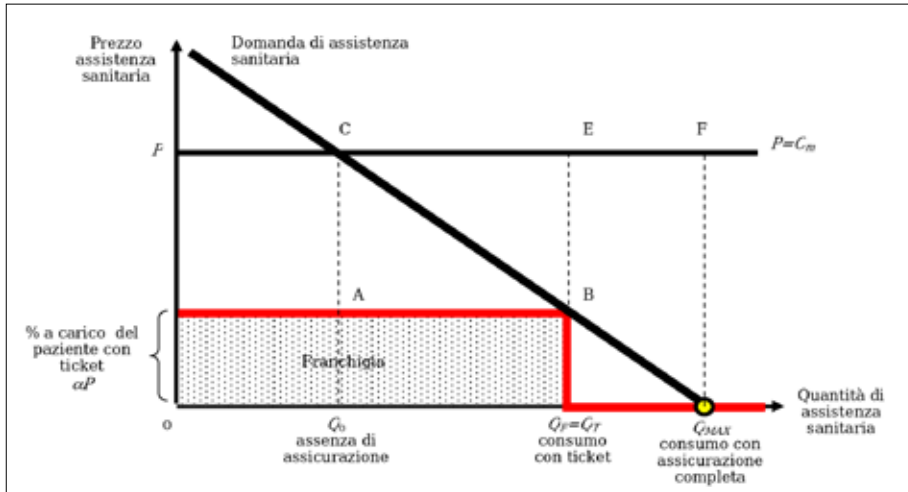


Figura 4. Effetto di una franchigia: F =Spesa per ticket

3) *Franchigia alta (superiore alla spesa che sarebbe stata effettuata per i ticket con il Sistema A)*

Nel terzo caso (Figura 5), si ipotizza che il valore della franchigia sia maggiore della spesa che il paziente (non esente) avrebbe effettuato pagando il ticket con il Sistema A: $F > T_A = \alpha P Q_T$. La franchigia è tale da richiedere al paziente il pagamento di *copayment* per una quantità di prestazioni superiore al livello che sarebbe stata consumata prevedendo unicamente il ticket come strumento di *cost-sharing*: $Q_F > Q_T$. Anche in questo caso, il paziente, se copre l'intera franchigia, può raggiungere il punto (in corrispondenza di Q_F) per cui tutti i consumi successivi sono a costo marginale nullo. Tuttavia, questa volta, egli può essere incentivato a spingere il suo consumo fino al valore massimo Q_{MAX} solo se la spesa aggiuntiva che deve sostenere con il Sistema B rispetto al Sistema A (cioè la differenza tra franchigia F e T_A misurata dall'area del rettangolo BGQ_FQ_T in Figura 5) è minore o tutt'al più uguale al beneficio addizionale che egli può ottenere spingendo il consumo (dopo aver pagato la franchigia) fino a Q_{MAX} (il surplus del consumatore misurato dall'area del triangolo $BQ_{MAX}Q_T$ in Figura 5), ovvero se l'area del triangolo HQ_FQ_{MAX} è maggiore o uguale all'area del triangolo BGH . Per contro, se (come nell'esempio della Figura 5), il beneficio addizionale del sovraconsumo è minore del costo addizionale determinato dalla franchigia (area BGH maggiore dell'area HQ_FQ_{MAX}), allora il paziente arresterà il consumo al livello Q_T come con il Sistema A. Anche in questo caso, il consumo

potrebbe aumentare a Q_{MAX} solo per pazienti non esenti da ticket con il Sistema A, mentre per i pazienti in precedenza esenti gli effetti sul consumo sono indeterminati e dipendono dai loro livelli di reddito, con una maggiore probabilità che decidano un consumo al di sotto del livello Q_T rispetto ai casi 1 e 2.

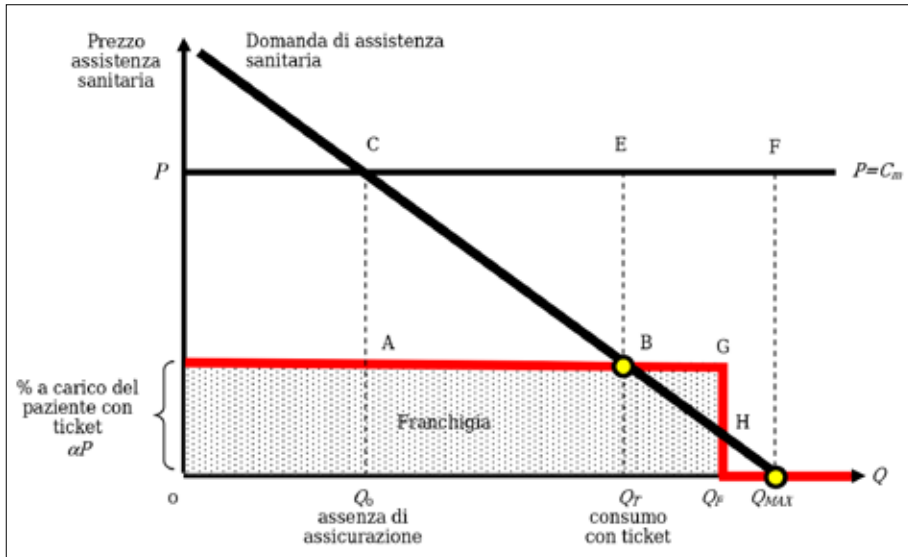


Figura 5. Effetto di una franchigia: $F > Spesa\ per\ ticket$
 Nota: la quantità consumata è Q_T se $BGH > HQ_F Q_{MAX}$, oppure Q_{MAX} se $BGH \leq HQ_F Q_{MAX}$

In tutti e tre i casi appena esaminati, di fatto la franchigia si viene a configurare come il «costo necessario per acquistare l’esonero dal ticket». I tre casi evidenziano inoltre che, nel caso di pazienti non esenti da ticket con il Sistema A, solo una franchigia sufficientemente elevata potrebbe essere efficace nel governare la domanda, incentivando una riduzione del consumo di prestazioni rispetto al livello Q_{MAX} , mentre se la franchigia è relativamente bassa potrebbe, per contro, indurre livelli di consumo al di sopra di quelli ritenuti appropriati fino ad arrivare a Q_{MAX} .²⁸ Se i pazienti erano esenti da ticket nel Sistema A, il passaggio al

28. Tale conclusione è in linea con le principali analisi teoriche sui possibili effetti di contenimento del *moral hazard* attraverso le franchigie nel caso dell’assicurazione sanitaria privata. Si vedano, ad esempio, PAULY (1968 e 1986), FOLLAND ET AL. (2004, pp. 152-155), FELDSTEIN (2005, pp. 130-135), che mostrano come una franchigia bassa sia sostanzialmente inefficace nel contenere la domanda inappropriata, mentre una franchigia elevata potrebbe

Sistema B (meccanismo di franchigia senza esenzioni) potrebbe indurre un contenimento della domanda di prestazioni solo nel caso di persone con livelli di reddito molto bassi; tuttavia, in tal caso si determinerebbe una forte riduzione dei consumi di prestazioni sanitarie rientranti nei LEA, probabilmente anche al di sotto del livello ritenuto appropriato, determinando così forti effetti negativi sul piano dell'equità.

In base alle considerazioni appena svolte, possiamo esaminare sinteticamente i possibili effetti dell'introduzione di una franchigia che venga fissata uguale per tutti i cittadini coperti dal SSN e sia definita in percentuale f del reddito annuo personale Y , cioè: $F=fY$.

In particolare, si possono considerare gli effetti differenziali del Sistema B (franchigia $F=fY$ e nessuna esenzione) rispetto al Sistema A (ticket con esenzioni) sui comportamenti di tre individui-tipo differenziati in base a tre diversi livelli di reddito annuo personale: reddito «basso», Y_L , reddito «medio», Y_M , e reddito «elevato», Y_H .

Sia Y_E il livello di reddito al di sotto del quale è prevista l'esenzione per motivi economici con il Sistema A. Pertanto, all'interno della classe di individui con reddito basso si possono trovare sia persone esenti ticket per reddito (se $Y_L \leq Y_E$) sia non esenti (se $Y_L > Y_E$). Il Sistema A prevede, inoltre, esenzioni per le persone affette da patologie croniche (esenzione per patologia) indipendentemente dal livello di reddito.

Nel caso di individui non esenti, si ipotizza, inoltre, che:

- la franchigia calcolata per i più poveri (con reddito $Y_L > Y_E$) nel Sistema B sia inferiore alla spesa da questi sostenuta per il pagamento del ticket nel Sistema A: $F_L < T_A$;
- la franchigia calcolata per le persone a reddito medio (Y_M) nel Sistema B sia di poco superiore alla spesa da questi sostenuta per il pagamento del ticket nel Sistema A: $F_M > T_A$;
- la franchigia calcolata per i più ricchi (reddito Y_H) nel Sistema B sia molto superiore alla spesa da questi sostenuta per il pagamento del ticket nel Sistema A: $F_H >> T_A$.

In base a queste ipotesi, e assumendo inoltre che il beneficio derivante al margine dal consumo di prestazioni (la funzione di domanda) non si modifichi a seconda del livello di reddito, con il passaggio dal Sistema A al Sistema B si possono determinare gli effetti sul consumo di prestazioni e sulla spesa sostenuta dai pazienti riassunti nella tabella 1.

In particolare, con il passaggio alla franchigia (Sistema B) gli individui

rendere più conveniente non assicurarsi. L'effetto di espansione dei consumi potrebbe essere ulteriormente esacerbato nel caso in cui la prestazione venisse erogata da un fornitore privato accreditato, che ha un chiaro incentivo a fornire prestazioni aggiuntive a consumatori per i quali il costo marginale è nullo avendo superato la soglia della franchigia.

non esenti con reddito basso e medio tenderebbero ad aumentare il consumo fino a Q_{MAX} , mentre quelli più ricchi potrebbero essere incentivati a consumare la quantità Q_T analogamente a quanto avveniva con il Sistema A.²⁹ Gli effetti sulla spesa sostenuta dai pazienti non esenti con il passaggio al sistema a franchigia sono diversi a seconda del livello di reddito: gli individui con redditi bassi dovrebbero sperimentare una riduzione di spesa, quelli a reddito medio dovrebbero aumentare la spesa, mentre quelli a reddito alto non dovrebbero modificare la spesa rispetto al Sistema A.

Tabella 1. Effetto di una franchigia su alcuni individui-tipo in base al reddito e all'esenzione dal ticket

Tipo di individuo	Sistema A (ticket con esenzioni)			Sistema B (franchigia senza esenzioni)			
	regime esenzione	spesa attuale per ticket	consumo	franchigia	confronto con spesa per ticket	consumo	spesa
reddito basso Y_L	esente per reddito/ patologia	$T_A = 0$	Q_{MAX}	$F_L = f Y_L$	$F_L > T_A$	$Q \leq Q_T \downarrow$ oppure $Q_{MAX} =$	$F_L \uparrow$
	non esente	$T_A = \alpha P Q_T$	Q_T	$F_L = f Y_L$	$F_L < T_A$	$Q_{MAX} \uparrow$	$F_L \downarrow$
reddito medio Y_M	esente per patologia	$T_A = 0$	Q_{MAX}	$F_M = f Y_M$	$F_M > T_A$	$Q_{MAX} =$	$F_M \uparrow$
	non esente	$T_A = \alpha P Q_T$	Q_T	$F_M = f Y_M$	$F_M > T_A$	$Q_{MAX} \uparrow$	$F_M \uparrow$
reddito alto Y_H	esente per patologia	$T_A = 0$	Q_{MAX}	$F_H = f Y_H$	$F_H \gg T_A$	$Q_T \downarrow$	$F_H \uparrow$
	non esente	$T_A = \alpha P Q_T$	Q_T	$F_H = f Y_H$	$F_H \gg T_A$	$Q_T =$	$F_H =$

Nota: >> significa «molto maggiore».

Nel caso di individui esenti (per reddito o per patologia) nel Sistema A, l'effetto sui consumi delle persone con reddito basso è indeterminato e dipende da quanto incide la franchigia F_L sul reddito: qualora tale incidenza sia molto alta, il Sistema B con franchigia potrebbe determinare una forte riduzione del consumo di prestazioni ($Q \leq Q_T$), talora anche al

29. Infatti, per le persone non esenti con reddito medio, il fatto che la franchigia F_M sia di poco superiore a T_A fa sì che il beneficio addizionale del sovraconsumo fino a Q_{MAX} sia superiore al costo addizionale della franchigia (l'area del triangolo $HQ_F Q_{MAX}$ è maggiore o uguale all'area del triangolo BGH in figura 5) e quindi c'è incentivo a spingere il consumo a Q_{MAX} . Per gli individui non esenti con reddito elevato, invece, una franchigia F_H molto più alta del ticket T_A implica che l'area di beneficio del sovraconsumo sia minore del costo addizionale della franchigia (l'area del triangolo $HQ_F Q_{MAX}$ è minore all'area del triangolo BGH in figura 5) per cui il consumo si arresta a Q_T .

di sotto del livello appropriato; se invece l'incidenza della franchigia sul reddito fosse limitata, il consumo potrebbe collocarsi a Q_{MAX} . Inoltre, gli individui esenti (per patologia) con reddito medio manterrebbero il consumo fino a Q_{MAX} , mentre quelli più ricchi potrebbero essere incentivati a consumare la quantità Q_T riducendo quindi il loro consumo rispetto al Sistema A. In ogni caso, tutti gli individui esenti nel Sistema A registerebbero ovviamente un aumento di spesa con il passaggio al meccanismo con franchigia. In definitiva, soprattutto per gli individui esenti ticket a basso reddito si possono determinare forti effetti regressivi con il passaggio al sistema B con franchigia.

In base alle precedenti considerazioni, è possibile trarre alcune prime conclusioni circa gli effetti della franchigia in termini di governo della domanda (riduzione dell'azzardo morale e aumento dell'appropriatezza) e in termini di impatto redistributivo.

Sul piano della promozione dell'appropriatezza nei consumi sanitari, la franchigia sembra determinare un effetto nullo o molto blando e, in ogni caso, incentiva sempre il sovraconsumo nel caso di individui con redditi medi oppure nel caso di individui non esenti (nel previgente Sistema A) con redditi bassi. Essa sembra essere efficace nel contenere la domanda di individui con reddito alto solo quando sia molto elevata. Per contro, nel caso di individui esenti con redditi bassi, la franchigia potrebbe indurre a un consumo anche inferiore a quello ritenuto appropriato.

Gli effetti prevedibili sul piano dell'equità di una franchigia commisurata al reddito personale sono quanto meno dubbi. I non esenti, con il passaggio al Sistema B, potrebbero ridurre la spesa sostenuta (nel caso degli individui con reddito basso), aumentarla (nel caso degli individui con reddito medio) o mantenerla allo stesso livello del Sistema A (nel caso di individui con reddito alto). Tuttavia, poiché il Sistema B con franchigia non prevede esenzioni dal ticket per reddito e/o patologia, potrebbe portare ad un consistente aumento della spesa per individui con redditi bassi che erano esenti con il Sistema A e, in alcuni casi, quando il reddito fosse particolarmente basso, si potrebbe addirittura determinare un consumo di prestazioni inferiore a quello ritenuto appropriato, con un forte impatto regressivo. Per ovviare ai problemi di equità, si potrebbe pensare di mantenere le esenzioni per reddito e patologia anche con il sistema a franchigia. In tal caso, però, la franchigia appare meno efficace del sistema con ticket per controllare i fenomeni di *moral hazard* che si possono manifestare con prestazioni a domanda elastica.³⁰

30. Va comunque ribadito che l'efficacia della franchigia, al pari di quella del ticket, dipende crucialmente dalle ipotesi che si ritengono più plausibili per spiegare i consumi di prestazioni sanitarie. Se si ritiene che la copertura assicurativa pubblica possa determinare

In definitiva, sia sotto il profilo dell'efficienza allocativa (cioè dell'efficacia rispetto all'obiettivo di contenimento dei fenomeni di *moral hazard*), sia sotto il profilo dell'equità, il Sistema B, che prevede un meccanismo con franchigia in assenza di esenzioni per reddito o patologia, appare in generale inferiore rispetto al sistema A, che prevede l'utilizzo di ticket con esenzioni per reddito e/o per patologia. Può essere allora utile esaminare altri sistemi di *cost-sharing* alternativi (ad esempio ticket modulati a seconda del reddito oppure un massimale alle spese a carico del SSN) che possano determinare effetti desiderabili in termini di efficienza e di equità.

4. Alternative alla franchigia: ticket differenziati per livello di reddito e massimali

4.1. Ticket modulato sul reddito

Se si ritiene che almeno alcune prestazioni sanitarie presentino domanda elastica al prezzo, posto che il problema è quello di ottenere un'uguale accessibilità a prestazioni rientranti nei LEA e uno stesso livello di consumo appropriato per pazienti aventi lo stesso tipo di bisogni sanitari ma con disponibilità economiche diverse, allora si potrebbe pensare di introdurre compartecipazioni differenziate per reddito.

Infatti, a parità di altre condizioni, un paziente «ricco» può permettersi un maggior consumo rispetto ad uno più «povero», esprimendo una maggiore capacità di pagare per le prestazioni sanitarie. Come si vede nella Figura 6, a parità di bisogni sanitari, il ricco esprime una domanda più elevata e con minore elasticità al prezzo rispetto al povero. Ipotizzando ancora una volta di considerare una situazione in cui i ticket vengono fissati in misura ottimale (*first best*), per spingere i pazienti a richiedere

azzardo morale e sovraconsumo, almeno per alcune prestazioni a domanda elastica al prezzo, allora la franchigia (con il Sistema B) sembra efficace solo quando il suo ammontare ecceda quello della spesa sanitaria che si determina per consumatori-pazienti con redditi elevati; quindi, in tal caso, la franchigia dovrebbe essere molto elevata per avere una qualche efficacia. Se si ritiene, invece, che la domanda di prestazioni sanitarie sia sempre molto rigida (essendo determinata in maniera univoca dalla scelta del medico prescrittore), allora la compartecipazione (ticket o franchigia) non sarebbe comunque giustificabile come strumento per il contenimento della domanda, ma solo come fonte di finanziamento. In questo caso, il giudizio sulle politiche si dovrebbe tuttavia spostare interamente sulle modalità del finanziamento del SSN. Nell'ipotesi di domanda rigida (che appare comunque dubbia nel caso di diverse prestazioni) sarebbe più equo prevedere un finanziamento completamente a carico della fiscalità generale.

lo stesso livello di consumo appropriato Q_T , occorrerebbe quindi differenziare la compartecipazione, fissandola ad un livello più elevato per chi ha più risorse. Nella Figura 6, la compartecipazione del ricco dovrebbe essere pari a α_R e quella del povero dovrebbe essere pari a α_P , con $\alpha_R > \alpha_P$.

Verrebbero inoltre mantenute le esenzioni per patologia e per reddito (nel caso delle esenzioni per reddito, si avrebbe un'aliquota $\alpha=0$ al di sotto di un livello minimo di reddito Y_E).

In questo caso, si differenzia la compartecipazione per i due pazienti, perché il ricco paga complessivamente più del povero ($\alpha_R P Q_T > \alpha_P P Q_T$).

Un effetto analogo si potrebbe avere prevedendo una franchigia non più proporzionale (come ipotizzato nel precedente paragrafo) ma progressiva, con aliquote crescenti all'aumentare del reddito. Tuttavia, anche con una franchigia ad aliquota crescente con il reddito, analogamente a quanto visto con la franchigia proporzionale, si verrebbe ad eliminare l'effetto di scoraggiamento del *moral hazard* perché il prezzo per l'acquisto di assistenza addizionale (oltre la franchigia) da parte del paziente si annulla. Per contro, con ticket differenziati per reddito, l'effetto di scoraggiamento del *moral hazard* non scomparirebbe perché il prezzo che il paziente deve pagare per acquistare assistenza addizionale non si annulla mai.

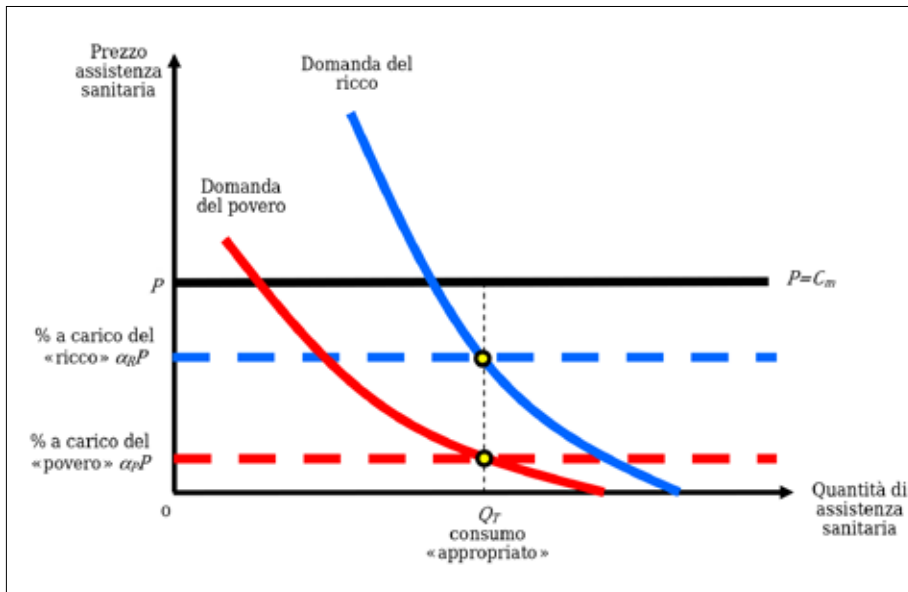


Figura 6. Effetto di ticket differenziati per livello di reddito

4.2. Massimale sulle spese

Un sistema alternativo potrebbe essere quello di fissare, per ogni individuo o tipo di individui, un «massimale», cioè un valore massimo di spesa che può essere sostenuto dal SSN, definito in misura tale da tenere conto del reddito e della condizione patologica del paziente. La logica del massimale è «opposta» a quella della franchigia: in tal caso, è il SSN che copre prima la spesa sanitaria fino ad un certo ammontare (massimale) commisurato ai bisogni definiti rispetto alle caratteristiche di reddito e di patologia del paziente. Al di sopra di tale massimale la spesa rimane a carico del paziente totalmente oppure parzialmente (con un ticket legato alla sua situazione economica, ad esempio utilizzando l'ISEE).

Ipotizzando ticket ottimali differenziati per reddito (pari a α_R per un ricco e α_P per un povero), la spesa per il SSN è data dal valore del consumo appropriato, l'area $oPBQ_T$ nella Figura 7, perché la compartecipazione rende non conveniente per il paziente un aumento dei consumi a livelli superiori a quello appropriato Q_T . In questo caso, il ticket rappresenta un mero deterrente al consumo eccessivo oltre il livello appropriato (che è già assicurato dal massimale) e non genera alcun gettito.

Qualora, ad esempio per problemi finanziari, non fosse possibile fornire gratuitamente il livello appropriato, il SSN potrebbe definire un massimale inferiore ($Q_M < Q_T$) e richiedere ai pazienti una compartecipazione alla spesa per livelli di assistenza superiori a Q_M . Anche in questo caso, comunque, la presenza di ticket ottimali differenziati per reddito spingerebbe ciascuno al massimo al consumo appropriato Q_T (Figura 8). Come nel caso del ticket, per patologie gravi per cui la domanda tende ad essere molto rigida, può essere prevista un'esenzione totale dalla compartecipazione oltre il massimale.

Ovviamente, un massimale eccessivo (tale da coprire oltre il livello Q_T) potrebbe indurre un consumo superiore a quello appropriato, come avviene nel caso della franchigia.

Il sistema del massimale a carico del SSN, oltre a garantire (se opportunamente calibrato) il controllo del *moral hazard* e l'equità nell'accesso ai LEA in base alle risorse disponibili, potrebbe consentire di aggiustare esplicitamente l'impegno finanziario del SSN a seconda della situazione della finanza pubblica. Esso determinerebbe probabilmente maggiori costi di gestione, rispetto agli altri sistemi esaminati, a causa della necessità di definire e aggiornare massimali calibrati in base alle caratteristiche e ai bisogni dei pazienti.

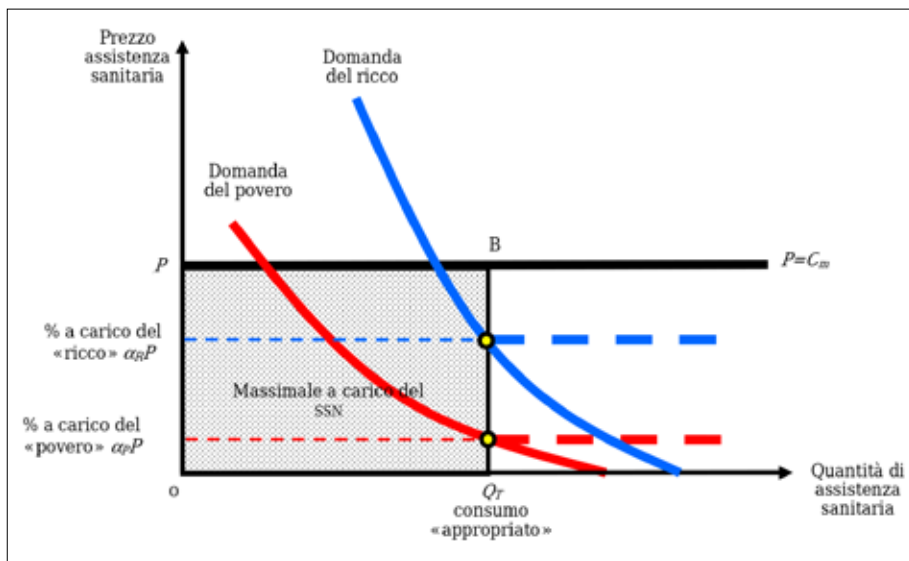


Figura 7. Effetto di un massimale a carico del SSN

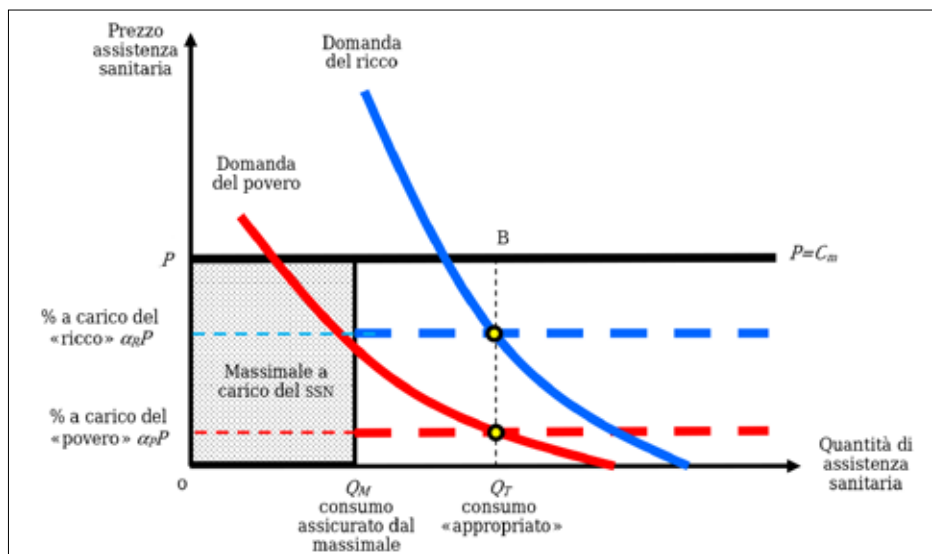


Figura 8. Effetto di un massimale a carico del SSN inferiore al livello appropriato

5. Conclusioni

L'attuale crisi economica e la conseguente introduzione di vincoli di finanza pubblica sempre più stringenti hanno aumentato le pressioni esercitate sui sistemi sanitari, mettendo in primo piano la questione della loro sostenibilità finanziaria di breve periodo. I Paesi europei con elevati deficit di bilancio e quelli più esposti alla crisi del debito, tra cui l'Italia, hanno adottato una serie di misure di contenimento della spesa sanitaria pubblica, prevedendo l'inasprimento delle compartecipazioni alla spesa da parte degli utenti. L'obiettivo perseguito è stato non tanto il controllo della domanda inappropriata di prestazioni (riduzione del *moral hazard*), quanto quello di reperire nuove fonti di finanziamento allentando le pressioni sul bilancio pubblico. Ciò ha determinato una serie di inefficienze, oltre a provocare effetti negativi sull'accesso ai servizi sanitari pubblici soprattutto per le fasce sociali maggiormente colpite dalla crisi economica: l'uso non attento e calibrato del *cost-sharing* può infatti disincentivare l'accesso a cure necessarie e appropriate. Peraltro, l'aggiornamento dinamico dei LEA, per adeguare la copertura pubblica all'evoluzione dei bisogni in modo da equilibrare obiettivi di qualità ed esigenze di sostenibilità di lungo periodo del SSN, probabilmente richiederà anche una maggiore responsabilizzazione finanziaria dei cittadini-utenti attraverso il ricorso alle compartecipazioni. È tuttavia necessario calibrare bene questo strumento di controllo diretto della domanda, tenendo conto delle diverse caratteristiche di salute e di condizione economica dei pazienti, in modo da sfruttarne al meglio le potenzialità in termini di aumento dell'efficienza (contenimento dei consumi sanitari inappropriati) e riducendo al massimo gli effetti negativi sull'equità, nella consapevolezza che un efficace governo della domanda richiede comunque anche altri strumenti volti a responsabilizzare e incentivare i medici prescrittori.

Prendendo spunto dal recente dibattito su una possibile revisione completa del sistema di compartecipazioni esistente nel SSN italiano, il presente contributo ha esaminato – sotto il profilo dell'analisi teorica – i possibili effetti del passaggio da un sistema di *cost-sharing* basato sui ticket con esenzioni per reddito e patologia (analogo a quello attualmente esistente in Italia) ad un sistema basato sull'applicazione di una franchigia in assenza di esenzioni per reddito o patologia.

Secondo i sostenitori del nuovo approccio, un sistema con franchigia di questo tipo presenterebbe in linea di principio due vantaggi: in primo luogo, consentirebbe di limitare la spesa complessiva per ticket sostenuta dai pazienti, tutelandoli contro il rischio di dover sostenere pesanti esborsi finanziari in caso di eventi gravi o ricorrenti; in secondo luogo,

eliminarrebbe i costi amministrativi di accertamento e gestione delle esenzioni. Tuttavia, la nostra analisi ha mostrato come tale sistema con franchigia appaia inferiore ad un sistema basato sui ticket con esenzioni sia sotto il profilo dell'efficienza allocativa (il controllo del *moral hazard* è meno efficace) che dell'equità (aumenta la probabilità che le persone a basso reddito non riescano ad accedere ai livelli essenziali di assistenza). Per garantire l'equità distributiva, si potrebbe allora pensare di mantenere le esenzioni per reddito e patologia anche con il sistema con franchigia oppure di prevedere franchigie commisurate al reddito, con aliquote progressive e crescenti al crescere del reddito. In tal caso però, oltre a perdere il vantaggio di ridurre i costi di amministrazione del sistema, rimane comunque la minore efficacia della franchigia (rispetto al ticket) nel controllare i fenomeni di *moral hazard* che si possono manifestare nel caso di prestazioni sanitarie a domanda elastica.

Sono stati inoltre esaminati altri due possibili sistemi di *cost-sharing*: l'applicazione di ticket modulati a seconda del reddito e la definizione di massimali di spesa a carico del SSN calibrati in base alle caratteristiche e ai bisogni dei pazienti. Entrambi i sistemi risultano efficaci nel controllare il *moral hazard* e potrebbero aumentare il livello di equità distributiva rispetto ad un sistema con franchigia oppure ad un sistema con ticket che non prevedano differenziazioni delle compartecipazioni in base al reddito. A fronte di questi vantaggi, i due sistemi presenterebbero tuttavia lo svantaggio di una maggiore complessità di gestione e amministrazione.

Bibliografia

- A. ARON-DINE, L. EINAV, A. FINKELSTEIN, *The Rand health insurance experiment, three decades later*, «Journal of Economic Perspectives», 2013, 27, 1, pp. 197-222.
- K. ARROW, *Uncertainty and the welfare economics of medical care*, «American Economic Review», 53, 1963, pp. 941-973.
- K. ARROW, *The economics of moral hazard: further comment*, «American Economic Review», 58, 1968, pp. 537-539.
- R. ARTONI, *Elementi di Scienza delle finanze*, Il Mulino, Bologna, 2010, cap. VIII.
- A. AUSTVOLL-DAHLGREN, M. AASERUD, G.E. VIST, C. RAMSAY, A.D. OXMAN, H. STURM, J.P. KÖSTERS, A. VERNBY, *Pharmaceutical policies: effects of cap and co-payment on rational drug use (Review)*, «The Cochrane Library», 3, 2009.
- K. BAICKER, D. GOLDMAN, *Patient cost-sharing and healthcare spending growth*, «Journal of Economic Perspectives», 2011, 25 (2), pp. 47-68.
- M.L. BARER, R.G. EVANS, C. HERTZMAN, M. JOHRI, *Lies, damned lies and health care zombies: discredited ideas that will not die*, «Health Policy Institute», Discussion Paper 10, March 1998, The University of Texas, Houston.

- F. BARIGOZZI, *Assicurazione sanitaria*, «Rivista di Politica economica», 2006, IX-X, settembre-ottobre, pp. 217-256.
- A. BLOMQUIST, *Optimal non-linear health insurance*, «Journal of Health Economics», 16, 1997, pp. 303-321.
- R.H. BROOK, *Appropriateness: the next frontier*, «British Medical Journal», 308, 1994, pp. 218-219.
- J. BUCHANAN, *The Inconsistencies of the National Health Service*, «Institute of Economic Affairs», IEA Occasional Papers, 1965, London.
- V. CARRIERI, *The effects of cost-sharing in health care: what do we know from empirical evidence?*, «Economia Politica», 27, 2010, pp. 351-374.
- A. CHANDRA, J. GRUBER, R. MCKNIGHT, *Patient cost-sharing and hospitalization offsets in the elderly*, «American Economic Review», 100, 1, 2010, pp. 193-213.
- M.E. CHERNEW, A.B. ROSEN, A.M. FENDRICK, *Value-based insurance design*, «Health Affairs», 26, 2, 2007, pp. w195-w203.
- M.E. CHERNEW ET AL., *Evidence that value-based insurance can be effective*, «Health Affairs», 29, 3, 2010, pp. 530-536.
- C. CISLAGHI, G. COSTA, *Ma i ticket sono davvero la cura giusta per la sanità?*, «Il Sole24Ore Sanità», 12 settembre 2006.
- C. CISLAGHI, F. GIULIANI, *La terza via? Franchigia per tutti tarata sul reddito*, «Il Sole24Ore Sanità», 24-30 aprile 2012, pp. 14-15.
- C. CISLAGHI, A. SFERRAZZA, *Gli effetti della crisi economica e del super ticket sull'assistenza specialistica*, AGENAS-Agenzia Nazionale per i Servizi Sanitari Regionali, Roma, 2013.
- J. COSTA FONT, M. GEMMILL TOYAMA, *Does cost-sharing really reduce inappropriate prescriptions among the elderly?*, «Health Policy», 101, 2011, pp. 195-208.
- D.M. CUTLER, R. ZECKHAUSER, *Insurance markets and adverse selection*, in A.J. CUTLER AND J.P. NEWHOUSE (a cura di), «Handbook of Health Economics», 11, 2000, pp. 563-643.
- E. DOCTEUR, H. OXLEY, *Health-system reform: lessons from experience*, in OECD, *Towards high-performing health systems*, Paris, The OECD Health Project, Policy Studies, 2004, 1, pp. 19-85.
- M. DRUMMOND, A. TOWSE, *Is it time to reconsider the role of patient co-payments for pharmaceuticals in Europe?*, «European Journal of Health Economics», 13, 2012, pp. 1-5.
- J. ESPIN, J. ROVIRA, *Analysis of differences and commonalities in pricing and reimbursement systems in Europe. Final Report*, European Commission, June 2007.
- R.G. EVANS, M.L. BARER, G.L. STODDART, *User fees for health care: why a bad idea keeps coming back (or what's health got to do with it?)*, «Canadian Journal on Aging», 14, 2, 1995.
- P.J. FELDSTEIN, *Health care economics*, Thomson, Delmar Learning, New York, 2005.
- C.V. FLORIO, L. SICILIANI, *Co-payments and the demand for pharmaceuticals: evidence from Italy*, «Economic Modelling», 27, 2010, pp. 835-841.
- S. FOLLAND, A.C. GOODMAN, M. STANO, *The economics of health and healthcare*, Pearson Education International, Prentice Hall, 2004.
- J. HOLST, *Patient cost sharing. reforms without evidence: theoretical considerations and empirical findings from industrialized countries*, Discussion Paper

- SPI 2010-303, Social Science Research Center Berlin (wzb), November 2010.
- R. LEVAGGI, S. CAPRI, *Economia sanitaria*, FrancoAngeli, Milano, 2010, cap. 5.
- C.A. MA, M.H. RIORDAN, *Health Insurance, Moral Hazard, and Managed Care*, «JOURNAL OF ECONOMICS & MANAGEMENT STRATEGY», 1, 2002, pp. 81-107.
- W.G. MANNING, S.M. MARQUIS, *Health insurance: the trade-off between risk pooling and moral hazard*, «Journal of Health Economics», 15, 1996, pp. 609-639.
- W.G. MANNING, J.P. NEWHOUSE, N. DUAN, E.B. KEELER, A. LEIBOWITZ, M.S. MARQUIS, *Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment*, «American Economic Review», 77, 3, June 1987, pp. 251-277.
- G. MURARO, *I metodi economici di controllo della spesa sanitaria: possibile ruolo del ticket*, in G. MURARO (a cura di), «Problemi finanziari del Servizio Sanitario Nazionale», FrancoAngeli, Milano, 1987, pp. 225-243.
- G. MURARO, *Federalismo fiscale e sanità nella crisi dello stato sociale*, «Rivista di Diritto finanziario e Scienza delle finanze», 57, 3, 2003, pp. 349-384.
- G. MURARO, V. REBBA, *La sanità del futuro: spesa, occupazione e rapporto pubblico-privato*, «Atti dei Convegni Lincei», 172, 2001, pp. 171-202.
- G. MURARO, V. REBBA, *Il finanziamento della sanità nei paesi dell'OCSE: struttura e dinamica*, «Politiche Sanitarie», 9, 3, 2008, pp. 121-132.
- OECD, *Value for money in health spending*, OECD Health Policy Studies, Paris, 2010.
- F. PAMMOLLI, N.C. SALERNO, *Il copayment a difesa del sistema sanitario universale*, «CERM - Competitività, Regolazione, Mercati», Nota 8/2006, Roma, 2006.
- M.V. PAULY, *The economics of moral hazard: comment*, «American Economic Review», 58, 1968, pp. 531-537.
- M.V. PAULY, *Taxation, health insurance, and market failure in the medical economy*, «Journal of Economic Literature», 24, 2, 1986, pp. 629-675.
- M.V. PAULY, F.E. BLAVIN, *Moral hazard in insurance, value-based cost sharing, and the benefits of blissful ignorance*, «Journal of Health Economics», 27, 2008, pp. 1407-1417.
- V. REBBA, *I ticket sanitari: strumenti di controllo della domanda o artefici di disuguaglianze nell'accesso alle cure?*, «Politiche Sanitarie», 10, 4, 2009, pp. 221-242.
- V. REBBA, G. MURARO, N. DIRINDIN, *I ticket nel Servizio Sanitario Nazionale: alcune riflessioni per un dibattito*, «Politiche Sanitarie», 12, 3, 2011.
- V. REBBA, D. RIZZI, *Waiting times and cost sharing for a public health care service with a private alternative: a multi-agent approach*, Department of Economics, Ca' Foscari University of Venice, 18/WP/2011, 2011, pp. 1-19.
- V. REBBA, D. RIZZI, *Ticket e gestione delle liste di attesa per una prestazione specialistica ambulatoriale pubblica in presenza di un'alternativa privata: un modello agent-based*, «Politiche Sanitarie», 13, 1, 2012a, pp. 19-30.
- V. REBBA, D. RIZZI, *Una leva a rischio di sottoconsumo sanitario*, «Il Sole24Ore Sanità», 17-23 aprile 2012, 2012b, p. 9.
- S. SHAVELL, *On moral hazard and insurance*, «Quarterly Journal of Economics», 93, 1979, pp. 541-562.
- C. SORENSON, M. DRUMMOND, P. KANAVOS, *Ensuring value for money in health care: the role of health technology assessment in the european union*, WHO Regional

- Office for Europe on behalf of the European Observatory on Health Systems and Policies, Copenhagen, 2008.
- R. TAMBLYN, R. LAPRISE, J.A. HANLEY ET AL., *Adverse events associated with prescription drug cost sharing among poor and elderly persons*, «Journal of American Medical Association», 285, 4, 2001, pp. 421-429.
- R. ZECKHAUSER, *Medical insurance: a case study of the tradeoff between risk spreading and the appropriate incentives*, «Journal of Economic Theory», 2, 10-26, 1970.
- P. ZWEIFEL, F. BREYER, M. KIFMANN, *Health economics*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 2009.
- P. ZWEIFEL, W.G. MANNING, *Moral hazard and consumer incentives in health care*, in A.J. CULYER, J.P. NEWHOUSE (a cura di), *Handbook of Health Economics*, Elsevier, North Holland, Amsterdam, 2002, 1a, cap. 8.

Abstract

Following the recent debate on the Italian National Health Service (NHS) revision of the copayment system, this chapter provides a theoretical analysis of the effects of moving from a cost-sharing system based on copayments, with exemptions for low income and chronic conditions (like the current Italian one), to a system based on a deductible without exemptions. In principle, the system based on the deductible would have two advantages: 1) it could limit patients' cost-sharing total expenditure, protecting them against the high financial risk they would incur in the event of severe or frequent illness episodes; 2) it could cut the administrative cost of cost-sharing exemptions. However, the system with a deductible presents drawbacks both in terms of allocative efficiency (the control of moral hazard is less effective) and in terms of equity (higher probability that low income patients reduce their health care consumption below the appropriate level). Other two systems of cost-sharing are then analysed: a system of copayments differentiated according to patients' income and a maximum NHS coverage system based on patients' characteristics and health needs. Both systems are effective in limiting moral hazard, while ensuring higher equity than systems without income differentiation in cost-sharing. However, both systems are characterised by higher administrative costs.

Trattamento del tumore della prostata con tecnologie avanzate: la salute percepita dai pazienti¹

Cinzia Di Novi, Davide Minniti, Maria Gabriella Zampirolo

1. Introduzione

I disturbi provocati dalle patologie prostatiche sono diventati in Italia, con il progressivo aumento dell'età media, un problema sempre più rilevante dal punto di vista sociale. Il tumore della prostata in Italia, come è noto, colpisce un uomo su sette, a partire dai 40 anni ed è il primo tumore per incidenza nell'uomo (INGHELMANN ET AL. 2007; MALVEZZI ET AL. 2009; AIRT 2012)

In passato, nel trattamento del tumore della prostata, la chirurgia tradizionale, pur raggiungendo ottimi risultati, è stata spesso gravata da complicazioni minori che hanno avuto un significativo impatto sulla qualità di vita dei pazienti. A partire dai primi anni Novanta ha assunto rilievo l'approccio mini-invasivo (*minimally invasive surgery*) che ha cambiato radicalmente le tecniche chirurgiche. La tecnica mini-invasiva è stata inizialmente utilizzata per l'asportazione chirurgica della colecisti (colecistectomia), abbandonando la tecnica a cielo aperto in favore della tecnica per via laparoscopica. La tecnica laparoscopica ha goduto, fin dalla sua introduzione nella pratica chirurgica, di un fortissimo consenso e di una rapida diffusione non solo nel trattamento delle affezioni colecistiche, ma anche in altre procedure chirurgiche, come il trattamento del tumore prostatico. Tale diffusione è strettamente legata ai suoi benefici: il minore traumatismo chirurgico, la minore degenza post-operatoria, la migliore convalescenza, il minimo, o del tutto assente, danno estetico.

Sebbene la chirurgia laparoscopica nel trattamento del tumore della prostata in fase precoce offra molteplici potenziali benefici rispetto alla

1. Ricerca realizzata con i Fondi della Ricerca Sanitaria Finalizzata 2008 Regione Piemonte. Si ringrazia lo staff dell'Azienda Ospedaliero Universitaria San Giovanni Battista per il supporto tecnico e gli utili suggerimenti ricevuti.

chirurgia classica a cielo aperto, tale approccio chirurgico presenta ancora alcuni svantaggi. Innanzitutto, una visione bidimensionale e, inoltre, la ridotta e complessa manovrabilità degli strumenti associate ad un maggior affaticamento fisico per il chirurgo dovuto alla postura anti-ergonomica da assumere durante l'intervento. Tali limitazioni possono condurre ad una minor precisione ed accuratezza rispetto alla chirurgia tradizionale e limitare le indicazioni di applicazione agli interventi più semplici e di minor durata.

La tecnica chirurgica che sfrutta la robotica da Vinci (*da Vinci Robotic Surgery System- DVRS*) di cui la chirurgia urologica rappresenta il settore di più ampia applicazione, si focalizza sui tre principali problemi legati alla chirurgia laparoscopica e tenta di eliminarli: essa conserverebbe i vantaggi per il paziente della chirurgia laparoscopica, ma nello stesso tempo dovrebbe offrire al chirurgo la possibilità di mantenere l'abilità caratteristica della chirurgia a cielo aperto; in particolare, grazie alla visione tridimensionale, permette il recupero della coordinazione occhio-mano e della visione stereoscopica (profondità); inoltre, consente naturalezza nei movimenti (assenza di inversione nei movimenti stessi) oltre ad essere caratterizzato da più elevati gradi di libertà (in totale 7) nella parte terminale degli strumenti. Una posizione comoda inoltre consente di ridurre l'affaticamento fisico del chirurgo.

Uno dei principali svantaggi del trattamento chirurgico che sfrutta la robotica è rappresentato dall'elevato costo di acquisto e di mantenimento del sistema robotizzato da Vinci e dalla durata dell'intervento se il chirurgo non ha già appreso appieno la tecnica robotica. Nonostante la chirurgia robotica rappresenti la più innovativa e sofisticata tecnica di chirurgia mini-invasiva oggi disponibile per il trattamento del tumore prostatico in fase precoce, sono pochi ancora gli studi di efficacia di tale sistema (FICARRA 2009; DASGUPTA, KIRBY 2009). Studiare quale tra le tecniche chirurgiche utilizzate nel trattamento del tumore prostatico sia in grado di migliorare effettivamente la salute dei pazienti nel post-operatorio è essenziale per impostare politiche corrette, non solo improntate su un entusiastico ottimismo.

Scopo del lavoro è presentare un esempio di *case-report* che studia l'efficacia della tecnologia robotica conosciuta anche come *robotically assisted laparoscopic prostatectomy* nel migliorare la salute percepita da parte dei pazienti nel post-operatorio rispetto alla tecnica tradizionale a cielo aperto (*open radical prostatectomy*). La valutazione della salute percepita da parte dei pazienti rappresenta un buon indicatore di risultato e potrebbe rivelarsi un ottimo strumento di valutazione in un contesto di *evidence-based decision making*.

2. Dati e Metodologia

Utilizzando le Schede di Dimissione Ospedaliera (SDO) presso l'Azienda Ospedaliero-Universitaria San Giovanni Battista di Torino sono stati raccolti dati sui pazienti sottoposti a prostatectomia radicale tra agosto 2007 e maggio 2008. Il campione è costituito da 115 osservazioni. Nel campione 22 pazienti sono stati trattati con tecnologia da Vinci e 93 pazienti con chirurgia tradizionale a cielo aperto.

La SDO contiene informazioni piuttosto dettagliate su caratteristiche demografiche del paziente e informazioni di rilevanza clinica (età, comitanze, indice di massa corporea, stadio clinico del tumore). Inoltre, lo stesso gruppo di pazienti è stato contattato telefonicamente ed intervistato nel postoperatorio con lo scopo di costruire un indice di salute percepita (*Self-Assessed Health* -SAH).² La salute percepita è stata inferita impiegando un indicatore di benessere/malessere psicofisico misurato su una scala ordinale a cinque posizioni, dove 5 indica lo stato di salute migliore e 1 il peggiore. Il quesito è quello raccomandato dalla *World Health Organization* e ampiamente diffuso nella letteratura empirica: alla domanda «Come va in generale la sua salute?» l'intervistato ha risposto esprimendo un giudizio con una scala verbale a cinque valori (molto male, male, discretamente, bene, molto bene). Data l'assenza di equidistanza tra le 5 posizioni è stata costruita una variabile binaria «*healthy/non-healthy*» con valore 1 se il paziente ha dichiarato durante l'intervista telefonica molto bene, bene o discretamente e zero se il paziente ha riportato male o molto male (CONTOYANNIS, JONES 2004; BALIA, JONES 2008).

Poiché i dati sono osservati e non generati da un esperimento, le caratteristiche basali di trattati con tecnica da Vinci e trattati con tecnica *open* potrebbero essere sbilanciate. Pertanto, al fine di studiare l'efficacia della tecnica da Vinci sullo stato di salute dei pazienti, è stato necessario l'uso di metodologie statistiche in grado di «aggiustare» i confronti per evitare distorsioni. Per questo motivo è stata impiegata la tecnica del *propensity score matching* che permette di analizzare l'effetto del trattamento chirurgico che sfrutta la tecnologia robotica sullo stato di salute post-operatorio rispetto alla tradizionale tecnica a cielo aperto. Tale tecnica consente di creare gruppi di pazienti con simile probabilità di ricevere una terapia e rappresenta la metodologia statistica più utilizzata per ridurre i *bias* nel confronto tra gruppi negli

2. Molti studi rivelano che la salute percepita risulta altamente correlata alla mortalità, alla morbilità (IDLER, BENJAMINI 1997, KENNEDY ET AL. 1998; UNDEN ELOFSSON 2006) e ad altre misure oggettive e indici complessi di salute, come le limitazioni funzionali.

studi osservazionali. Questa tecnica è stata già ampiamente utilizzata in molteplici aree mediche (ROSEMABUM, RUBIN 1983).

2.1. *Propensity Score Matching*

Il *propensity score* è stato calcolato con un modello *Logit* in cui la variabile dipendente (robot) assume valore 1 se il paziente ha subito un intervento di prostatectomia radicale robot assistita e 0 se il paziente è stato operato con tecnica tradizionale a cielo aperto. I fattori confondenti rappresentano caratteristiche intrinseche che possono generare distorsioni nell'associazione tra variabile di trattamento (tecnica da Vinci) e variabile outcome (salute percepita). Età, grado del carcinoma e stadio clinico della malattia, presenza di concomitanze, ad esempio, rappresentano potenziali fattori di confondimento: essi sono utilizzati per la scelta del trattamento del tumore prostatico ma contemporaneamente possono influire sullo stato di salute nel post-operatorio (THOMPSON ET AL. 2007).

Riassumendo le caratteristiche intrinseche che potrebbero generare distorsione, il *propensity score* consente di comparare attraverso una procedura di abbinamento (*matching*) i soggetti trattati ed i controlli. Dati i due possibili trattamenti (robot e a «cielo aperto»), il *propensity score* rappresenta la probabilità condizionata di ricevere il trattamento da Vinci piuttosto che il trattamento *open* data una collezione di covariate. Analiticamente, tale metodo calcola per ogni paziente un indice $e(X)$ che è funzione dei fattori di confondimento X con $e(X) = P(I=1|X)$ dove $I=1$ indica che il paziente è stato trattato con tecnologia da Vinci e $I=0$ che il paziente è stato trattato con la tecnologia tradizionale a cielo aperto. Il *propensity score matching* infine utilizza $e(X)$ per selezionare i casi di controllo.

La procedura di *matching* abbina ad ogni soggetto appartenente al campione N_t di soggetti trattati con la tecnica da Vinci un soggetto trattato con la tecnica a cielo aperto che presenta la sua stessa probabilità di essere sottoposto a trattamento chirurgico con il *robot* da Vinci. La procedura di *matching* è stato implementata con il software STATA 10.

Le variabili utilizzate nel calcolo del *propensity score* sono età avanzata, presenza di concomitanze, in particolare obesità, malattie cardiovascolari, diabete, stadio del tumore. Come indicatore di età è stata utilizzata una variabile binaria che assume valore 1 se il paziente ha un'età superiore a 65 anni e 0 nel caso contrario. Per quanto riguarda l'obesità è stato incluso un indicatore legato all'indice di massa corporea (*Body Mass Index*- BMI). Gli individui che presentano un $BMI \geq 25$ Kg/m² sono classificati, in base a quanto stabilito dalla *World Health Organization*,

come a rischio di obesità. L'obesità costituisce causa o contribuisce all'aggravamento di molte patologie; inoltre è spesso associata ad un bassa percezione della salute. È stato altresì inserito tra le variabili predittive della salute percepita il sistema TMN (*Tumor Node e Metastasis*) perfezionato dalla *American Joint Committee on Cancer*. Si tratta del sistema di stadiazione più utilizzato in ambito oncologico ed identifica lo stadio della malattia. La T con indice da 1 a 4 identifica il volume del tumore e la sua estensione locale, la N indica l'interessamento o meno dei linfonodi loco regionali e la M l'esistenza o meno di metastasi. Nel nostro campione i pazienti presentano tutti un indice M0 che indica l'assenza di evidenza di metastasi a distanza. Inoltre, i pazienti presentano un'estensione del tumore T2 o T3. Attraverso le informazioni fornite dal TMN è stata costruita una variabile binaria T2 che assume valore 1 se il tumore è palpabile all'esplorazione rettale e confinato alla ghiandola prostatica, e 0 se il tumore è tumore esteso oltre la capsula. Inoltre, è stata costruita una variabile binaria N0 con valore 1 se vi è assenza di metastasi ai linfonodi regionali, 0 in caso contrario.

2.2. La Procedura di Matching: Nearest Neighbor Matching (Unità più Vicina)

Una volta ottenuto il *propensity score*, si procede con il *matching* statistico ossia di abbinamento tra i casi trattati ed i controlli. Il metodo scelto per l'abbinamento è quello più intuitivo: il *Nearest Neighbor Matching* (ROSEMABUM, RUBIN, 1983). Tale procedura consiste nell'abbinare ad ogni individuo trattato con la tecnologia robotica un altro trattato con tecnica a cielo aperto che presenta lo score più vicino numericamente.

Una volta effettuato l'abbinamento, l'effetto della tecnologia robotica è espresso dalla media delle differenze tra salute percepita dei trattati meno quella dei controlli. Analiticamente:

$$\sum (Y_i^{I=1} - Y_i^{I=0}) / N^{I=1}$$

dove $Y_i^{I=1}$ rappresenta il valore della variabile outcome dell'i-esima unità trattata con robotica da Vinci, $Y_i^{I=0}$ rappresenta il valore della variabile outcome dell'i-esima unità trattata con tecnica *open* con *propensity score* più vicino (*nearest neighbor*) all'unità trattata con robot. $N^{I=1}$ indica il numero totale di pazienti trattati con tecnologia robotica.

3. Risultati

La Tabella 1 riporta le statistiche descrittive. Il campione è composto da individui che presentano un'età media di 66 anni (66,73 per i pazienti trattati con tecnica a cielo aperto contro 62,75 per i pazienti trattati con prostatectomia robot assistita). Per quanto riguarda la stadiazione TNM osserviamo che 89 dei tumori (il 78,6%) presenta una dimensione ed estensione (T) pari a due. In particolare l'81,7% dei pazienti trattati con ORP (*open radical prostatectomy*) presenta un volume del tumore T=2 rispetto al 65% del gruppo RALP (*robotically assisted laparoscopic prostatectomy*). Relativamente all'interessamento linfonodale da parte del tumore (N), il 32% del campione non presenta metastasi ai linfonodi regionali. Le metastasi sono assenti in tutto il campione (M è uguale a zero). Il 50% dei pazienti ha sofferto o soffre di ipertensione o di malattie cardiovascolari, mentre il 15% di diabete. Il 58% del campione è affetto da sovrappeso o obesità. L'indice di massa corporea e le concomitanze sono simili per entrambi i gruppi.

Tabella 1. Statistiche Descrittive

Variabili	Intero campione		ORP		RALP	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
Salute percepita	0,7876	0,4108	0,7742	0,4204	0,8500	0,3663
Età	66,03	6,46	66,73	6,34	62,75	6,13
Età inferiore a 65 anni	0,3274	0,4714	0,2903	0,4564	0,5000	0,5130
Obesità	0,5841	0,4951	0,5806	0,4961	0,6000	0,5026
T2	0,7876	0,4103	0,8172	0,3956	0,6500	0,4787
T3	0,2124	0,4108	0,1828	0,3886	0,3500	0,4894
No	0,3274	0,4714	0,3656	0,4842	0,1500	0,3663
N. Oss.	115		93		22	

La Tabella 2 riporta i coefficienti delle covariate utilizzate per il calcolo del propensity score. Età avanzata, lo stadio avanzato del tumore, in accordo con le linee guida de l'*Institute of Medicine*(IM) impattano negativamente sulla la probabilità che il paziente venga trattato con chirurgia robotica (IM 1992). L'interessamento linfonodale da parte del tumore infine ha un'influenza negativa sulla probabilità di essere sottoposti a chirurgia che sfrutta la tecnologia da Vinci.

Tabella 2. Stima della probabilità di essere trattati con il robot da Vinci

Variabili	Coefficiente	Standard Error	Pvalue
ultrasessantacinquenne	-0,058	0,023	0,013
obesità	0,388	0,529	0,464
No	1,336	0,380	0,001
T2	-0,706	0,381	0,064
diabete	-0,083	0,458	0,857
malattie cardiovascolari	-0,351	0,344	0,307
altri tumori	-0,072	0,289	0,805
Pseudo R ² =0,2481	N=115		

La Tabella 3 mostra l'effetto medio della tecnologia robotica (ATT) sulla salute dei pazienti.³

Tabella 3. ATT Salute Percepita- *Nearest Neighbor Matching*

Trattati	Controlli	ATT	Standard Error	t
22	20	-0,102	0,129	-0,792

Dai risultati emerge che il *robot* da Vinci non ha alcun effetto significativo sulla salute percepita dei pazienti nel post-operatorio rispetto alla chirurgia a cielo aperto.

4. Conclusioni

Pur sottolineando la natura limitata del campione utilizzato, da cui ne consegue una certa cautela nella generalizzazione dei risultati ottenuti, riteniamo che questo *case report* possa rappresentare un utile strumento per l'analisi dell'efficacia delle tecnologie avanzate nella cura del tumore prostatico anche alla luce dell'attuale dibattito in cui la centralità dell'intervento sanitario (e dunque della tecnologia) è posto sul concetto di salute dei pazienti *tout court* (e, dunque, sugli esiti che le tecnologie hanno sullo stato di salute percepito) piuttosto che ai soli esiti clinici delle tecnologie.

La tecnologia da Vinci è ancora una tecnica poco sperimentata per la quale non vi sono ancora dati sufficienti per poter trarre conclusioni circa la sua superiorità rispetto alla chirurgia tradizionale o laparoscopica

3. La specificazione del modello definito nella sezione 2 ha consentito di ottenere un *propensity score* stimato bilanciato.

per nessuna procedura chirurgica. Al contrario i costi della procedura assistita da robot sono nettamente superiori rispetto prostatectomia radicale a cielo aperto che presenta un migliore rapporto costi/efficacia (PREWITT ET AL. 2008).

Ad oggi, data la globale limitatezza delle evidenze disponibili e l'incertezza rispetto alla rilevanza dei benefici dell'uso del robot chirurgico rispetto alle alternative disponibili, le decisioni rispetto all'acquisizione di questa tipologia di tecnologia innovativa, devono essere ben ponderate.

Bisogna, inoltre, tenere presente che qualsiasi decisione in relazione alla fornitura di strumentazioni robotiche potrebbe dar luogo a problemi etici connessi con l'equità di accesso alle cure sanitarie, l'autonomia e la reale fattibilità economica. Tutti argomenti che devono essere tenuti in considerazione durante le diverse fasi del processo decisionale. A questo proposito le valutazioni tipiche dell'*Health Technology Assessment* (HTA) si rivelano strumenti completi e di facile utilizzo che permettono uno sfruttamento più razionale delle risorse destinate ai sistemi sanitari. La realizzazione di report di hta su tecnologie innovative, come il robot chirurgico, garantisce ai decisori dei servizi sanitari di ponderare, in un periodo caratterizzato da limitati investimenti economici in tecnologie e da un parallelo e costante incremento nella richiesta di servizi sanitari, la fattibilità nell'acquisizione di sistemi tecnologici complessi in termini di appropriatezza, efficacia, efficienza, sicurezza e, non ultimo, di equità nell'accesso alle cure.

Bibliografia

- ASSOCIAZIONE ITALIANA REGISTRO TUMORI (AIRT), *I Numeri del Cancro in Italia*, 2012.
- S. BALIA, A.M. JONES, *Mortality, Lifestyle and Socio-Economic Status*, «Journal of Health Economics», 27, 2008, 1-26.
- P. CONTOYANNIS, A.M. JONES, *Socio-Economic Status, Health and Lifestyle*, «Journal of Health Economics», 23, 2004, pp. 965-995.
- P. DASGUPTA, R.S. KIRBY, *The current status of robot-assisted radical prostatectomy*, «Asian Journal of Andrology», 11, 2009, pp. 90-93.
- V. FICARRA, *Retropubic, Laparoscopic, and Robot-Assisted Radical Prostatectomy: A Systematic Review and Cumulative Analysis of Comparative Studies*, «European Urology» 55, 2009, pp. 1037-1063.
- L. IDLER, Y. BENYAMINI, *Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies*, «Journal of Health and Social Behavior», 3, 1997, pp. 21-37.
- R. INGHELMANN, E. GRANDE, S. FRANCISCI, A. VERDECCHIA, A. MICHELI, P. BAILL, G. GATTA, R. CAPOCACCIA, R. VALDAGNI, R. DE ANGELIS, *Regional estimates of prostate cancer burden in Italy*, «Tumori» 93, 2007, pp. 380-386.
- INSTITUTE OF MEDICINE, *Guidelines for clinical practice: from their development to use*. Washington DC: National Academic Press, 1992.

- B.P. KENNEDY, *Income Distribution, Socio-Economic Status, and Self Rated Health in the United States: Multilevel Analysis*, «British Medical Journal», 317, 1998, pp. 917-921.
- M. MALVEZZI, P. BERTUCCIO, L. CHATENOU, E. NEGRI, C. LA VECCHIA, A. DECARLI, *Cancer Mortality in Italy*, «Tumori», 95, 2009, pp. 655-664.
- R. PREWITT, V. BOCHKAREV, C.L. MCBRIDE, S. KINNEY, D. OLEYNIK, *The Patterns and Costs of the Da Vinci Robotic Surgery System in a Large Academic Institution*, «Journal of Robotic Surgery», 2, 2008, pp. 17-20.
- P.R. ROSENBAUM, D.B. RUBIN, *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*, «Biometrika», 70, 1983, pp. 41-55.
- I. THOMPSON, J.B. THRASHER, A. GUNNAR *Guideline for the management of clinically localized prostate cancer*, «Journal of Urology», 3, 2007, pp. 2106-2131.
- A.L. UNDEN, S. ELOFSSON, *Do Different Factors Explain Self-Rated Health in Men and Women*, «Gender Medicine», 3, 2006, pp. 295-308.

Abstract

Prostate pathologies due to the ageing population are becoming a considerable social problem in Italy: today prostate cancer is the most common cancer in men second leading cause of cancer death among males. We evaluate the influence on patients' self-perceived health status of the robotic surgery versus traditional surgery for the treatment of early prostate cancer in Italy. Since this study is an observational study, we have no control over the treatment assignment. However, the treated (patient who undergo robotic assisted laparoscopic prostatectomy, RALP) and control groups (patient who undergo open radical prostatectomy, ORP) may differ significantly prior to treatment in ways that may affect the outcomes under study. In order to avoid erroneous conclusions we have dealt with the problem of significant group differences by using a propensity score matching procedure. This study shows that robotic system does not seem to present major efficacy with respect to open radical prostatectomy. In particular our findings do not support any significant differences in self perceived health of patients operated with robot-assisted surgery versus open retro pubic radical prostatectomy.

Chi si occuperà degli anziani nel «vecchio continente»: il profilo *dell'informal caregiver* secondo il gradiente Nord-Sud

Cinzia Di Novi, Anna Marenzi

1. Introduzione

Il «vecchio continente» continua ad invecchiare: la caduta del tasso di fertilità, cui si è accompagnata una crescente longevità, hanno fatto sì che anno dopo anno, le nascite in Europa siano sempre meno dei decessi. L'Europa è diventata il continente con la maggiore percentuale di over 65 anni (circa il 18% della popolazione totale). Anche i «grandi anziani», ovvero gli ultra 80enni, hanno incrementato il loro peso percentuale passando, in un solo decennio, dal 3,5% al 4,9% della popolazione totale e manifestando una crescita ad un ritmo più veloce di qualsiasi altro segmento della popolazione; contestualmente la quota di giovani europei di età inferiore a 14 anni si è ridotta dal 17% del 2001 al 15,8% del 2012. Oggi in Europa si contano 126 anziani ogni 100 giovani fino a 14 anni.

L'analisi territoriale mostra che il processo di invecchiamento interessa tutti i paesi europei anche se con punti di partenza diversi. Italia e Germania, seguiti da Grecia e Portogallo, guidano la classifica dei paesi più vecchi, mentre nei paesi dell'est Europa, ad esclusione delle Repubbliche baltiche (Estonia, Lettonia e Lituania), il peso degli individui con oltre 65 anni è in proporzione ancora inferiore ai giovani al di sotto dei 14 anni. Le differenze tra i paesi oggi più vecchi e quelli più giovani sono tuttavia destinate a riassorbirsi nell'arco di qualche decennio principalmente come conseguenza di un processo di omogeneizzazione dei comportamenti demografici dei paesi dell'Europa centro-orientale, in particolare relativamente alle scelte di natalità.

Le previsioni EUROSTAT indicano che la popolazione europea invecchierà ulteriormente nei prossimi decenni e che entro il 2060 l'indice di dipendenza degli anziani, cioè il rapporto tra la popolazione di 65 anni e più e la popolazione in età lavorativa (15-64 anni), pari al 26,8% nel 2012, è destinato a crescere fino ad un livello del 52,5%.

La trasformazione della struttura per età della popolazione modifica

i rapporti intergenerazionali. Il declino della fertilità unito all'aumento della longevità ha prodotto il fenomeno demografico del *grandparent boom* che ridisegna una struttura familiare in cui i fratelli e le sorelle sono sostituiti dai nonni e, spesso, anche dai bis-nonni. Diventerà sempre più comune che le persone della generazione «di mezzo», i cinquantenni e sessantenni, si troveranno nel duplice ruolo di genitori e figli, anche quando diventano nonni, così che alle responsabilità di cura nei confronti dei figli o dei nipoti si aggiungeranno quelle verso i genitori/suoceri anziani. Una quantificazione della potenziale domanda di cura che la generazione dei grandi anziani rivolge ai propri figli è desumibile dal valore del rapporto tra il numero delle persone con più di 84 anni e il numero di individui nella fascia di età dai 50 ai 64 anni (*parent support ratio*). Nel 2010 il valore medio europeo di tale rapporto è pari all'11%, con Italia e Francia che si distinguono per un valore notevolmente superiore alla media dell'Europa a 27 (EUROSTAT 2011).

Il problema è destinato ad aggravarsi quando la generazione del *baby boomer* transiterà nella fase dei grandi anziani con un aumento di domanda di cura rivolto alle generazioni successive, decisamente meno consistenti e sempre meno idonee, perché maggiormente e più a lungo coinvolte nel mercato del lavoro, a fornire il sostegno necessario. Gli effetti saranno più marcati in quei paesi, come ad esempio l'Italia, in cui prevale un modello di *welfare* familiare, basato cioè su un patto di solidarietà intergenerazionale per cui i genitori si impegnano ad aiutare i figli anche quando essi hanno formato una famiglia indipendente, ricevendone in cambio assistenza e cura quando diventeranno non autosufficienti (MARENZI, PAGANI 2005).

Il sostegno che l'attuale generazione di uomini e donne *over-50* assicura ai figli/neo-genitori, in modo da garantirgli di rimanere sul mercato del lavoro, e ai genitori anziani, in caso di non autosufficienza, è stato fino ad oggi assicurato dal fatto che gli attuali genitori/figli sono ancora giovani, sono usciti relativamente presto dal mercato del lavoro, data la bassa età di pensionamento, e le madri/figlie appartengono a generazioni che raramente hanno lavorato per il mercato. Queste condizioni sono destinate a modificarsi almeno per tre ragioni. Da una parte le riforme pensionistiche, che interessano la maggior parte dei paesi europei, non solo aumentano l'età di permanenza nel mercato del lavoro, ma né renderanno sempre meno conveniente l'uscita anticipata. Dall'altra, l'aumento della scolarizzazione femminile si è tradotto in un aumento della preferenza delle donne per il lavoro sul mercato rendendo più difficile conciliare i tempi di cura della famiglia e i tempi di lavoro. Infine, i futuri *caregiver* avranno meno reti parentali con cui condividere l'assistenza verso gli anziani parenti e un maggior numero di individui bisognosi

d'aiuto per un periodo di tempo più lungo. L'innalzamento dell'età media della popolazione è infatti associato ad un progressivo deterioramento dello stato di salute degli anziani, che nei prossimi anni determinerà una maggiore domanda di cura e di prestazioni per lunghi periodi. È verosimile che tra i bisogni sanitari degli anziani siano prevalenti patologie di tipo cronico-degenerativo, legate all'età e associate solitamente alla disabilità, rispetto a patologie acute, queste ultime più costose, ma di durata limitata nel tempo. Inoltre, esiste una categoria di bisogni specifici, non tanto legati alle patologie quanto alla non autosufficienza che tende a comparire dopo una certa età.

La dinamica demografica sembra quindi metter in discussione il modello di assistenza informale, con esiti, tuttavia, che potrebbero essere molto diversi tra i paesi, in ragione del diverso coinvolgimento della famiglia, dello stato e del mercato nel fornire risposte ai bisogni degli anziani non autosufficienti.

A tale riguardo, a partire dal contributo di ANTTONEN, SIPILÄ (1996), la recente letteratura sugli studi comparati di *welfare state* (si veda, tra gli altri, NALDINI 2002; BETTIO, PLANTENGA 2004; GIBSON ET AL. 2003) ha proposto una classificazione dei modelli di cura europei secondo il peso delle attività di cura che ricade sulle famiglie. In estrema sintesi, i paesi dell'area mediterranea appartengono al c.d. modello *family centred*, in cui, a fronte di una limitata offerta di servizi formali, il lavoro di cura è di fatto organizzato all'interno della famiglia e affidato prevalentemente alla componente femminile della rete parentale. TRIFILETTI (2007) e BETTIO, SOLINAS (2009) sottolineano come il tratto distintivo di questo modello si riflette oggi nella maggiore opportunità di occupazione nell'attività di cura, a servizio delle famiglie, che le donne immigrate trovano in questi paesi. È interessante notare che il modello mediterraneo di cura si riscontra anche in alcuni paesi dell'Est Europa, ad esempio in Polonia e nelle Repubbliche baltiche, dove le politiche pubbliche di assistenza a lungo termine sono ancora in una fase embrionale e i modelli culturali e familiari prevalenti suggeriscono una gestione privata delle esigenze di cura (GOLINOWSKA 2010).

L'impegno morale a sostenere i membri deboli della famiglia e la regola della reciprocità tra genitori e figli si attenua passando dai paesi del Sud Europa e quelli del Nord Europa (KOHLE ET AL. 2005). In questi ultimi paesi il sistema di *welfare* prevalente è quello del modello della de-familiarizzazione nel quale le risposte ai bisogni di cura vengono dal settore pubblico, principalmente attraverso la fornitura di servizi formali e in via residuale, attraverso il supporto finanziario all'attività dei *care-giver* informali. Infine, i paesi dell'Europa continentale si collocano in una posizione intermedia in cui le politiche di cura coprono una porzione

limitata della popolazione anziana e l'aiuto alle famiglie per far fronte alle responsabilità di cura ed economiche avviene attraverso trasferimenti monetari. Un esempio di tali politiche sono i voucher introdotti nel 2005 in Francia e l'assicurazione obbligatoria per assistenza a lungo termine in Austria e Germania (ALBERTINI 2008); questi ultimi, in particolare, evidenziano il carattere mutualistico del modello di cura continentale.

L'obiettivo principale di questo lavoro è quello di delineare il profilo dell'*informal caregiver* europeo e di verificare l'eventuale sussistenza di una relazione tra le caratteristiche del *caregiver*, le variabili che influenzano la scelta di fornire cure e l'area geografica di residenza. A tale scopo utilizzando la banca dati SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*) prenderemo in considerazione un campione di uomini e donne di età compresa tra i 50 e i 65 anni residenti in 13 paesi europei raggruppati in quattro macro-aree europee: Nord Europa (Danimarca, Svezia e Olanda), Europa Centrale (Austria, Francia, Germania, Svizzera e Belgio), Europa del Sud (Spagna, Grecia e Italia) e Europa dell'Est (Polonia e Repubblica Ceca). La suddivisione in macro-aree così delineata rispecchia due elementi: i) le politiche di sostegno e le risorse destinate alla famiglia nella cura degli anziani; ii) il modello di cura informale che caratterizza i singoli Paesi.

2. Il campione e la metodologia utilizzata

2.1. La selezione del campione

L'analisi delle caratteristiche del *caregiver* europeo è condotta utilizzando i dati provenienti dalla seconda indagine SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*)¹ versione 2.5.0 le cui interviste sono state realizzate tra il 2006 e il 2007. Come noto, SHARE è la prima banca dati europea che fornisce informazioni dettagliate sullo stato di salute, sulle caratteristiche socio-economiche e sulle relazioni familiari degli ultracinquantenni in diversi paesi europei. Il nostro studio ha incluso 13 stati europei: Austria, Belgio, Danimarca, Francia, Germania, Grecia, Italia, Olanda, Polonia, Repubblica Ceca, Spagna, Svezia e Svizzera.

1. Il progetto SHARE, coordinato dal Mannheim Research Institute for the Economics of Aging (MEA) è, tra gli studi sull'invecchiamento in Europa, quello più completo e quello che fornisce una gamma estremamente articolata di informazioni sullo standard di vita degli ultra 50enni in molti paesi europei. Le interviste sono condotte a livello familiare ed individuale, selezionando famiglie e individui sulla base della presenza di almeno un componente nato prima del 1954. Per una introduzione al data set e alle questioni metodologiche, si veda BÖRSCH-SUPAN, JÜRGES (2005).

La popolazione target è costituita da uomini e donne di età compresa tra i 50 e i 65 anni, la c.d. generazione dei *baby boomer*, con almeno un genitore in vita al momento dell'indagine. Grazie alle informazioni rilevate da SHARE è possibile individuare la frequenza (giornaliera, settimanale, mensile o occasionale) con cui le figlie/i figli adulti svolgono attività di cura informale verso i genitori, la presenza di eventuali reti parentali con cui condividere tale attività, oltre ad una serie di caratteristiche demografiche, socio-economiche e sullo stato di salute sia dei *caregiver* che dei *care receiver*.

Poiché l'obiettivo del nostro lavoro è quello di delineare il profilo del potenziale *caregiver* secondo l'area geografica di residenza, abbiamo riclassificato i paesi adottando un criterio *care regime cluster* che si colloca a metà strada tra il tradizionale approccio alla ESPING-ANDERSEN (1990) ed il criterio di classificazione in macro aree dei Paesi Europei di BETTIO, PLANTENGA (2004). La riclassificazione si basa sul peso che gli *informal care giver* assumono nella cura degli anziani, sulle diverse *care policy* assunte nei paesi Europei, e sulla quantità di risorse che ogni Stato destina alla spesa pubblica per assistenza a lungo termine.

Il primo *cluster* si riferisce ai paesi del Nord Europa, comunemente definiti *weak family-ties countries*, in cui il ruolo del *caregiver* è piuttosto modesto. Qui le cure degli anziani sono principalmente delegate al settore pubblico. I dati riportati nella Tabella 1 evidenziano che i residenti nei paesi del Nord Europa, dove le reti di solidarietà familiare sono più deboli, possono contare tuttavia su maggiori risorse dedicate alla LTC rispetto ai residenti del resto dell'Europa, in particolare rispetto ai paesi del Sud. Danimarca, Svezia e Paesi Bassi ricadono nel gruppo Scandinavo/Nord Europeo poiché è il settore pubblico ad avere la principale responsabilità degli anziani che necessitano di cure a lungo termine. Come è possibile notare dal Tabella 1, che mostra le risorse destinate alla LTC rispetto al Prodotto Interno Lordo, tra i Paesi dell'Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico (OCSE), sono i Paesi Scandinavi ad avere un sistema più generoso che destina in media circa il 3% del PIL alle cure degli anziani.

Il secondo *cluster* è rappresentato dai paesi del Sud Europa, i cosiddetti *strong family-ties countries*. I Paesi Mediterranei sono caratterizzati da un alto indice di cure informali: il modello di cura degli anziani poggia fondamentalmente sulle spalle della famiglia a cui è riservato un ruolo fondamentale nella produzione di *welfare* informale ed è caratterizzato da una scarsa offerta pubblica di servizi formali di supporto specifico per *caregivers* (cfr., tra gli altri, NALDINI 2006). Il gruppo include la Spagna (che presenta uno dei livelli più bassi di spesa tra i paesi dell'OCSE che si assesta intorno allo 0,6% del PIL), l'Italia e la Grecia.

Tra i due gruppi estremi del Nord e del Sud dell'Europa, si colloca un terzo *cluster*, l'Europa Continentale, che nel nostro campione è rappresentata da Austria, Francia, Germania, Svizzera, Belgio. I paesi del terzo *care regime cluster* sono caratterizzati da una posizione intermedia sia per quanto riguarda il ruolo dei *caregiver* sia per quanto riguarda la spesa in LTC in rapporto al PIL che si aggira intorno al 2%.

Il quarto e ultimo *cluster* è rappresentato dai Paesi dell'Est (nel nostro campione Polonia e Repubblica Ceca) in cui, così come per l'Europa Mediterranea, l'assistenza agli anziani è quasi esclusivamente a carico delle famiglie, e la spesa in LTC è la meno generosa rispetto agli altri paesi considerati (tra lo 0,3 e lo 0,4% del PIL).

La composizione delle macro-aree europee è la seguente: Nord Europa (Danimarca, Svezia e Olanda²), Europa Centrale (Austria, Francia, Germania, Svizzera e Belgio), Europa del Sud (Grecia, Italia e Spagna) e Europa dell'Est (Repubblica Ceca e Polonia). Il campione finale, corretto per i valori *missing*, risulta essere composto da 9.470 individui (55,9% donne e 44,1% uomini), di cui 1.525 appartenenti al Nord Europa, 3.570 all'Europa Continentale, 2.225 all'Europa del Sud e 2.150 all'Europa dell'Est.

2. L'Olanda è stata inclusa nei Paesi del Nord Europa in quanto il suo investimento in LTC, nettamente superiore a quello dei paesi dell'Europa continentale, si avvicina maggiormente a quello della Svezia e della Danimarca.

Tabella 1. Spesa in assistenza a lungo termine (LTC) in proporzione al PIL, 2009³

	Health LTC	Social LTC	Total
Netherlands	2,5	1,3	3,8
Sweden	0,7	3,0	3,7
Denmark	2,5		2,5
Belgium	1,9		1,9
France	1,3	0,5	1,8
OECD (13)	0,8	0,6	1,4
Austria	1,2		1,2
Germany	1,0		1,0
Switzerland	0,9		0,9
Spain	0,6	0,0	0,6
Poland	0,4	0,0	0,4
Czech Republic	0,3		0,3

Fonte: OECD, *Health Data* 2011.

2.2. Il modello strutturale ad albero

Al fine di evidenziare le caratteristiche delle donne e degli uomini impegnati nell'attività di cura e assistenza verso gli anziani genitori e di catturare le eventuali differenze di profilo legate all'area geografica di residenza, abbiamo utilizzato la procedura statistica non parametrica CART (*Classification And Regression Trees*).⁴ Tale metodo consente di trattare strutture di dati molto complesse e presenta i risultati sotto forma di alberi di decisione facilmente interpretabili. Infatti, l'albero finale include solo le variabili indipendenti che risultano essere predittive della variabile dipendente, nel nostro caso lo status di *caregiver*, mentre sono escluse quelle variabili che non influenzano la scelta di prestare aiuto informale ai propri genitori non autosufficienti.

Il *classification tree* CART si struttura in nodi non terminali (*parent node*), i quali hanno due soli discendenti diretti (*child node*), ed i nodi terminali che non subiscono ulteriori bipartizioni (*terminal node*). Il

3. L'OCSE definisce la LTC come «ogni forma di cura fornita a persone non autosufficienti, lungo un periodo di tempo esteso, senza data di termine predefinita». La definizione di spesa pubblica per LTC, comprende due componenti di spesa: i) la componente sanitaria ossia l'insieme delle prestazioni sanitarie erogate a persone non autosufficienti che necessitano di assistenza continuata; ii) la spesa sociale che include indennità di accompagnamento (prestazioni monetarie assistenziali erogate a favore di invalidi civili, ciechi civili e sordomuti) e un insieme di prestazioni eterogenee, prevalentemente in natura, erogate a livello locale per finalità socioassistenziale rivolte ai disabili e agli anziani non autosufficienti.

4. Si veda BREIMAN ET AL. 1984 per una descrizione dettagliata della procedura CART.

primo nodo radice (*root node*) contiene tutte le osservazioni. Dal nodo radice discendono due *child node*. Ogni *child node*, che indichiamo con la lettera *t* contiene un sottocampione del campione originale, in cui i membri condividono le stesse caratteristiche, che influenzano la variabile dipendente di interesse. Ogni *t*, a sua volta, costituisce un potenziale *parent node* che può essere ancora suddiviso in due *child node*. Il processo continua fino a che l'albero non termina la sua crescita. I nodi terminali sono i nodi finali dell'albero decisionale e contengono insiemi di osservazioni che vanno a formare classi molto omogenee al loro interno e il più possibile eterogenee tra loro. Il metodo è binario e ricorsivo: binario poiché ogni *parent node* si divide in due discendenti diretti e ricorsivo poiché i nodi (non terminali) nati dalla suddivisione del *parent node* in due discendenti diretti possono diventare, a loro volta, *parent node* e suddivisi in due nodi successivi.

Seguendo BREIMAN ET AL. (2004) vi sono alcuni *step* importanti da seguire quando si costruisce un albero decisionale con la procedura CART. Gli *step* includono: adottare un criterio di bontà della tecnica con i cui i nodi vengono suddivisi da *parent node* a *child node* (*split criterion*); stabilire una regola di arresto di crescita dell'albero (*stopping rule*) e infine individuare un metodo di validazione della procedura. Una volta che un nodo viene riconosciuto come terminale, è necessario fissare una regola che permetta di stabilire come classificare i casi che in esso sono contenuti. Il processo inizia con una domanda binaria che stabilisce se l'osservazione si collocherà nel nodo di destra t_r , o di sinistra t_l ,⁵ in ragione del fatto che soddisfi (destra) o non soddisfi (sinistra) il criterio di classificazione, e continua fino al raggiungimento dei nodi terminali.⁶

In questo lavoro si è adottato:

- come criterio di suddivisione (*split criterion*) la funzione di diversità di Gini che individua le suddivisioni che minimizzano l'eterogeneità dei nodi figlio rispetto al valore della variabile dipendente.⁷

Una volta individuata la suddivisione migliore per il nodo radice, il

5. La regola di bipartizione dipende dalle caratteristiche della variabile indipendente X. Se X è una variabile continua la suddivisione in due nodi avrà la forma $X \leq s$ o $X > s$ dove s è una costante e rappresenta la soglia per la bipartizione. Se X è una variabile categorica, allora la suddivisione assumerà la forma $X \in S$ oppure forma $X \notin S$ dove S è un sottoinsieme non vuoto di X.

6. Il criterio con i cui i nodi vengono suddivisi da *parent node* a *child nodes* sarà tanto più efficace quando più alto è il grado di omogeneità in ogni nodo figlio ovvero quanto minore è il grado di «impurità» di ciascun nodo.

7. Il metodo di Gini si basa sulle probabilità quadratiche di appartenenza per ciascuna categoria della variabile dipendente. Questo valore raggiunge il minimo (zero) quando tutti i casi di un nodo rientrano in un'unica categoria.

- CART ripete il processo di ricerca per ogni nodo figlio continuando a bipartire finché non è più possibile alcuna suddivisione. Il processo di bipartizione è impossibile quando un nodo è costituito da un solo caso oppure quando tutti i casi che compongono un nodo appartengono alla stessa classe;
- l'albero decisionale potrebbe crescere, in assenza di criteri di arresto (*stopping rule*), fino a quando ogni nodo contenga osservazioni identiche, in termini di modalità della variabile dipendente. Ciò potrebbe non costituire una segmentazione ottimale. Sono necessari pertanto dei criteri di arresto, da applicarsi a seguito di ogni suddivisione, che possano determinare l'interruzione della crescita di un albero decisionale. I metodi di segmentazione più diffusi solitamente utilizzano regole di arresto basate su soglie minime di numerosità dei nodi terminali. La regola di *default* contenuta nell'algoritmo CART prevede una soglia di 50 osservazioni. Abbiamo lasciato invariata la regola di arresto di default;
 - come metodo di validazione la «validazione incrociata» (*cross validation*) utilizzando tre sottocampioni *random* che contengono all'incirca lo stesso numero di osservazioni. La convalida incrociata, infatti, divide l'intero campione in diversi sottocampioni. I modelli ad albero vengono quindi generati escludendo di volta in volta i dati da ciascun sottocampione: il primo albero si basa su tutti i casi eccetto quelli contenuti nel primo sottocampione, il secondo albero si basa su tutti i casi eccetto quelli contenuti nel secondo sottocampione e così via. Infine, è possibile lasciare che l'albero decisionale cresca senza limite, oppure deciderne, come nel presente lavoro, l'estensione attraverso una regola di arresto.

3. I fattori che determinano lo status di informal caregiver

Nel nostro modello la variabile dipendente è una variabile binaria che assume valore 1 se l'intervistata/o fornisce assistenza ad almeno un genitore o suocero anziano e 0 se non fornisce assistenza. In particolare, seguendo RUBIN, WHITE-MEAN (2009), abbiamo definito *informal caregiver* le donne e gli uomini che offrono attività di cura, compagnia, lavoro domestico e mansioni amministrativo-burocratiche a favore dei genitori/parenti anziani. Quando il *caregiver* è co-residente con i genitori anziani (pari a circa l'1,44% del campione) abbiamo ipotizzato che la cura avvenga con una frequenza giornaliera; per gli *informal caregiver* che svolgono assistenza ai parenti anziani al di fuori delle mura domestiche, SHARE rileva la frequenza con cui tale attività viene fornita (giornal-

mente, ogni settimana, almeno tutti i mesi, e saltuariamente). Per evitare di includere l'assistenza occasionale, abbiamo escluso dal campione uomini e donne che non forniscono aiuti almeno su base settimanale.

Dai dati SHARE risulta che gli *informal caregiver* sono circa il 19,85% del campione e, come atteso, nella catena di solidarietà sono coinvolte in primo luogo le donne, in questo caso nel duplice ruolo di figlie e nuore (66,6% donne vs 33,4% uomini). L'analisi comparativa delle quattro macro-aree geografiche mostra che la percentuale più elevata di *caregiver* risiede nel Centro Europa con il 21,3% segue il Sud con il 19,8%, l'Est Europa con il 18,8% e il Nord Europa con il 18%. Se suddividiamo il campione per genere emerge un forte gradiente Nord-Sud: la percentuale di donne che forniscono cure agli anziani sale da Sud a Nord con l'Est Europa che presenta percentuali simili al Sud Europa (61,8% donne vs 38,2% uomini al Nord; 62,5% donne vs 37,5% uomini al Centro; 71,6% donne vs 28,4% uomini Sud e 72,8% donne vs 27,2% uomini nell'Est Europa).

Le variabili indipendenti, che potenzialmente predicano lo status di care provider, sono possono essere suddivise in tre principali categorie:

- i) Caratteristiche demografiche e socio-economiche. Questo gruppo di variabili include l'età, il livello di istruzione, lo stato occupazionale e il reddito familiare dei *caregiver*. L'età degli uomini e donne del nostro campione è stata suddivisa in terzili (50-55, 55-60 e 60-65 anni) per meglio evidenziare la fascia di età su cui ricade maggiormente il peso delle responsabilità degli anziani genitori. Con riferimento all'istruzione si è adottato il sistema internazionale, International standard *classification of education* (ISCED), riclassificato in tre livelli di istruzione: 1) alto, corrispondente al diploma di scuola superiore, alla laurea ed eventuale istruzione post-laurea 2) medio-basso 3) basso o assente. Lavori precedenti hanno mostrato una correlazione negativa tra livello di istruzione e probabilità di diventare *caregiver* (CRESPO, MIRA, 2010). Il reddito familiare lordo è stato diviso in terzili (fino a 14.500 euro, da 14.500 a 37.000; da 37.000 a 59.000). Come indicatore di occupazione abbiamo creato quattro variabili dicotomiche: occupato/a, disoccupato/a, pensionato/a e casalingo/a.
- ii) Struttura familiare e reti parentali. Lo stato coniugale e la presenza di figli minorenni e di nipoti comportano da una parte l'insorgere di nuove responsabilità verso la propria famiglia che riducono il tempo a disposizione per la cura degli anziani genitori, dall'altra si possono tradurre in un aumento di individui anziani potenzialmente bisognosi d'aiuto, ai genitori si aggiungono infatti i suoceri. Per tali ragioni sono state inserite tra le variabili

del nostro modello tre indicatori che catturano, rispettivamente, lo stato coniugale (con valore 1 se l'intervistata/o è single e 0 se è sposata/o o convive), la presenza di figli minorenni (con valore 1 se almeno uno dei figli del potenziale *caregiver* ha meno di 18 anni e 0 in caso contrario) e la presenza di nipoti (con valore 1 se il potenziale *caregiver* è anche nonno e 0 in caso contrario). Diversi lavori empirici (si veda, tra gli altri, CRESPO, MIRA 2010; KNOEF, KOOREMAN 2012) hanno mostrato che la scelta di diventare un *caregiver* è condizionata dalla presenza di una rete parentale con cui condividere l'aiuto nell'assistenza dei genitori anziani, in particolare un ruolo cruciale è rappresentato dal comportamento cooperativo o non cooperativo dei fratelli e delle sorelle. Pertanto è stata inserita tra le esplicative una variabile che assume valore uno se l'intervistato è figlio unico e 0 se ha fratelli o sorelle. Inoltre abbiamo qualificato ulteriormente l'intervistato se, in presenza di fratelli o sorelle, è anche primogenito. Infine, sono stati inseriti degli indicatori binari che misurano la distanza chilometrica tra l'abitazione dell'intervistato/o e l'abitazione dei genitori (meno di un chilometro, tra un chilometro e 25 chilometri, oltre 25 chilometri) che potrebbe influenzare la probabilità di fornire cure.

- iii) Stato di salute del *caregiver* e del *care recipient* e accesso ai servizi di LTC. Lo stato di salute delle donne e uomini che potenzialmente possono svolgere attività di cura informale è catturato da una variabile che assume valore 1 se l'intervistata/o soffre di problemi fisici che ne impediscono la normale attività.

Con riferimento al *care recipient*, è noto che il deterioramento dello stato di salute dell'anziano genitore è uno dei maggiori predittori di cure non solo formali ma informali (BOLIN ET AL. 2008). SHARE fornisce informazioni sulla salute dei genitori assistiti. Sono i figli stessi a valutare lo stato di salute dei genitori, attraverso un indicatore di benessere/malessere psicofisico misurato su una scala ordinale da 1 a 5, dove 1 indica lo stato di salute migliore. Data l'assenza di equidistanza tra le 5 posizioni (O'DONNEL ET AL. 2008), è stata costruita una variabile binaria con valore 1 se l'intervistato/a ha dichiarato durante l'indagine campionaria che i genitori godono di salute «ottima, molto buona o buona» e valore 0 se i genitori soffrono di uno stato di salute cattivo o molto cattivo.

È stata infine costruita una variabile dicotomica che coglie le caratteristiche dell'area di residenza dell'intervistata/o: tale indicatore assume valore 1 se l'intervistata/o risiede in un'area rurale ed è utilizzato come *proxy* delle difficoltà ad accedere ai servizi di LTC formale.

Le statistiche descrittive delle variabili indipendenti suddivise per le quattro macro-aree sono riportate nelle Tabelle 2-5.

Tabella 2. Statistiche descrittive per il Nord Europa

Variabile	Intero campione		Non <i>Informal Caregiver</i>		<i>Informal Caregiver</i>	
	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard
donna	0,58	0,49	0,57	0,50	0,62	0,49
età	55,03	3,66	54,82	3,61	56,02	3,74
reddito (in euro)	55.975,14	50.475,49	57.289,44	54.040,06	50.001,05	28.550,50
pensionato	0,09	0,29	0,08	0,27	0,15	0,35
occupato	0,81	0,39	0,82	0,38	0,78	0,41
disoccupato	0,04	0,19	0,04	0,20	0,04	0,19
casalinga	0,06	0,23	0,06	0,24	0,04	0,19
istruzione bassa	0,06	0,24	0,07	0,25	0,02	0,13
istruzione media	0,53	0,50	0,51	0,50	0,60	0,49
istruzione alta	0,41	0,49	0,42	0,49	0,38	0,49
single	0,18	0,39	0,18	0,38	0,20	0,40
figlio unico	0,31	0,46	0,32	0,47	0,27	0,45
figli minorenni	0,21	0,41	0,22	0,42	0,15	0,35
nipoti	0,42	0,49	0,39	0,49	0,53	0,50
genitore vive entro 1 km	0,13	0,34	0,12	0,32	0,20	0,40
genitore vive entro 25 km	0,44	0,50	0,39	0,49	0,64	0,48
genitore vive oltre 25 km	0,47	0,50	0,52	0,50	0,22	0,41
salute dei genitori	0,55	0,50	0,57	0,50	0,47	0,50
vive in area rurale	0,21	0,41	0,21	0,41	0,24	0,43
limitazioni attività	0,28	0,45	0,30	0,46	0,20	0,40
N	1.525		1.250		275	

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE.

Tabella 3. Statistiche descrittive per il Centro Europa

Variabile	Intero campione		Non <i>Informal Caregiver</i>		<i>Informal Caregiver</i>	
	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard
donna	0,55	0,50	0,52	0,50	0,63	0,48
età	55,23	3,78	55,19	3,82	55,39	3,65
reddito (in euro)	46.163,17	50.935,43	46.583,22	52.824,27	44.610,06	43.237,00
pensionato	0,16	0,36	0,14	0,34	0,23	0,42
occupato	0,68	0,47	0,69	0,46	0,61	0,49
disoccupato	0,08	0,27	0,07	0,26	0,10	0,30
casalinga	0,09	0,29	0,10	0,30	0,07	0,25
istruzione bassa	0,11	0,31	0,12	0,33	0,07	0,25
istruzione media	0,54	0,50	0,53	0,50	0,59	0,49
istruzione alta	0,35	0,48	0,35	0,48	0,34	0,48
single	0,26	0,44	0,25	0,44	0,29	0,45
figlio unico	0,50	0,50	0,49	0,50	0,57	0,50
figli minorenni	0,16	0,37	0,18	0,38	0,10	0,30
nipoti	0,48	0,50	0,48	0,50	0,49	0,50
genitore vive entro 1 km	0,16	0,37	0,12	0,33	0,29	0,45
genitore vive entro 25 km	0,44	0,50	0,41	0,49	0,56	0,50
genitore vive oltre 25 km	0,42	0,49	0,49	0,50	0,18	0,38
salute dei genitori	0,60	0,49	0,64	0,48	0,45	0,50
vive in area rurale	0,32	0,47	0,31	0,46	0,34	0,47
limitazioni attività	0,23	0,42	0,22	0,41	0,28	0,45
N	3.570		2.810		760	

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE.

Tabella 4. Statistiche descrittive per il Sud Europa

Variabile	Intero campione		Non <i>Informal Caregiver</i>		<i>Informal Caregiver</i>	
	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard
donna	0,55	0,50	0,50	0,50	0,72	0,45
età	54,98	3,56	54,75	3,42	55,92	3,95
reddito (in euro)	26.824,44	23.354,95	27.054,01	24.257,81	25.893,09	19.259,31
pensionato	0,12	0,33	0,10	0,30	0,23	0,42
occupato	0,60	0,49	0,64	0,48	0,43	0,50
disoccupato	0,04	0,20	0,04	0,20	0,03	0,18
casalinga	0,24	0,43	0,22	0,42	0,31	0,46
istruzione bassa	0,26	0,44	0,24	0,43	0,30	0,46
istruzione media	0,50	0,50	0,51	0,50	0,46	0,50
istruzione alta	0,24	0,43	0,24	0,43	0,24	0,43
single	0,17	0,37	0,17	0,38	0,16	0,37
figlio unico	0,38	0,48	0,37	0,48	0,41	0,49
figli minorenni	0,16	0,37	0,17	0,38	0,14	0,34
nipoti	0,31	0,46	0,31	0,46	0,30	0,46
genitore vive entro 1 km	0,35	0,48	0,29	0,45	0,60	0,49
genitore vive entro 25 km	0,40	0,49	0,41	0,49	0,33	0,47
genitore vive oltre 25 km	0,26	0,44	0,31	0,46	0,09	0,29
salute dei genitori	0,56	0,50	0,61	0,49	0,40	0,49
vive in area rurale	0,17	0,38	0,16	0,37	0,22	0,41
limitazioni attività	0,15	0,36	0,14	0,35	0,19	0,40
N	2.225		1.785		440	

Fonte: nostre elaborazioni su dati SHARE.

Tabella 5. Statistiche descrittive per l'Est Europa

Variabile	Intero campione		Non Informal Caregiver		Informal Caregiver	
	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard	Media	Dev. Standard
donna	0,58	0,49	0,55	0,50	0,73	0,45
età	55,52	3,87	55,48	3,89	55,70	3,79
reddito (in euro)	9.001,20	7.178,41	8.897,96	7.046,83	9.446,04	7.713,18
pensionato	0,29	0,46	0,29	0,45	0,32	0,47
occupato	0,57	0,50	0,59	0,49	0,48	0,50
disoccupato	0,09	0,29	0,08	0,27	0,14	0,34
casalinga	0,05	0,21	0,04	0,20	0,06	0,24
istruzione bassa	0,14	0,35	0,14	0,35	0,12	0,33
istruzione media	0,69	0,46	0,67	0,47	0,74	0,44
istruzione alta	0,17	0,38	0,18	0,39	0,14	0,34
single	0,25	0,44	0,25	0,43	0,27	0,45
figlio unico	0,10	0,30	0,11	0,31	0,09	0,28
figli minorenni	0,10	0,30	0,11	0,31	0,06	0,24
nipoti	0,60	0,49	0,59	0,49	0,64	0,48
genitore vive entro 1 km	0,26	0,44	0,19	0,40	0,53	0,50
genitore vive entro 25 km	0,48	0,50	0,50	0,50	0,41	0,49
genitore vive oltre 25 km	0,27	0,44	0,31	0,46	0,06	0,24
salute dei genitori	0,34	0,48	0,38	0,49	0,17	0,38
vive in area rurale	0,28	0,45	0,28	0,45	0,26	0,44
limitazioni attività	0,41	0,49	0,41	0,49	0,42	0,49
N	2.150		1.745		405	

Fonte: nostre elaborazione.

4. Profili di caregiver

Le variabili che, secondo l'algoritmo CART, risultano determinanti nel definire il profilo del *caregiver* europeo sono riportate nei Grafici 1-4 (rispettivamente per le quattro aree geografiche di residenza, Nord, Centro, Sud ed Est Europa).⁸

Prima di analizzare nel dettaglio i risultati relativi alle singole macroaree, ci sono almeno tre aspetti su cui vale la pena soffermarsi.

Anzitutto, dal Nord al Sud dell'Europa, il primo ramo dell'albero decisionale è sempre occupato dalla distanza chilometrica tra l'abitazione dell'intervistato e quella dei genitori che si posiziona al primo posto dell'ordine gerarchico delle variabili esplicative inserite nel modello CART. Una bassa distanza, nel nostro caso non più di 25 chilometri, facilita l'aiuto informale e permette di conciliare il supporto parentale con altri impegni familiari e/o

8. L'algoritmo CART presenta un limite: non consente di testare se esistono differenze statisticamente significative tra le quattro macro-aree.

lavorativi. È interessante notare che la soglia in termini chilometrici che discrimina tra i *caregiver* e i non *caregiver* è diversa tra le macroaree del Nord e del Centro Europa (*cut-off* fissato sui 25 chilometri) e i paesi del Sud e dell'Est Europa (*cut-off* fissato su 1 chilometro). Per tradizione nel Sud Europa gli anziani hanno con il familiare un rapporto di quasi convivenza, ossia vivono in prossimità abitativa con contatti frequenti. La vicinanza nasconde un'implicita responsabilità a prendersi cura dei familiari. Infatti, è tra coloro che vivono a meno di 1 km dall'abitazione dei *care recipient* (nel nostro campione il 35% degli intervistati, una percentuale molto elevata rispetto alle altre macroaree⁹) che si conta la percentuale più alta di *caregiver* circa il 34% contro il 12% del gruppo i cui genitori vivono ad una distanza superiore. Inoltre, questo risultato potrebbe essere spiegato in termini di un più elevato costo opportunità del tempo nel Sud e nell'Est dell'Europa: in questi paesi il lavoro di cura svolto gratuitamente dai familiari non è adeguatamente riconosciuto e non può contare su ampi strumenti di tutela giuridica soprattutto per chi è inserito nel mercato del lavoro.¹⁰

Secondo, nella definizione dello status di *caregiver* lo stato di salute dei genitori e il ruolo del primogenito, su cui spesso ricade la responsabilità di cura dei genitori, sono selezionate dall'algoritmo CART e si ripetono in ciascuna della quattro macroaree ma si presentano secondo un differente ordine gerarchico che conferma l'esistenza di un gradiente legato all'area di residenza.

Terzo, il modello dei *caregiver* residenti nei paesi dell'Europa dell'Est, rappresentati nel nostro campione dalla Repubblica Ceca e dalla Polonia, mostra una forte similitudine con quello dei paesi Mediterranei. In particolare, le donne, che non compaiono nel modello di cura che caratterizza i paesi del Nord e dell'Europa continentale, sembrano svolgere un ruolo sostitutivo che copre le carenze del sistema di LTC in caso di disabilità dei genitori (si veda Tabella 1). Anche quando le donne avrebbero la possibilità di accedere più facilmente ai servizi di sostegno formale perché residenti in aree non rurali, il nostro modello segnala che sono ancora loro ad occuparsi dei genitori malati. Il ruolo impegnativo della donna emerge anche nel Sud dell'Europa. Tra uomini e donne che partecipano al mercato del lavoro è più spesso la donna che si assume la responsabilità della cura dei familiari anziani.¹¹

10. Nel 2003 la Corte di Giustizia europea con la «sentenza Coleman» ha stabilito il divieto di discriminazioni per ragioni di disabilità non solo nei confronti del disabile ma anche verso chi l'assiste. La Direttiva comunitaria 78 del 2000, che afferma questo principio, è stata recepita in Italia ma, oltre a trovare difficile applicazione in pratica, non è estesa alla cura degli anziani che soffrono di non autosufficienza e ai loro *caregiver*.

11. Un limite della procedura CART è l'impossibilità di testare se le differenze tra macro-aree sono statisticamente significative.

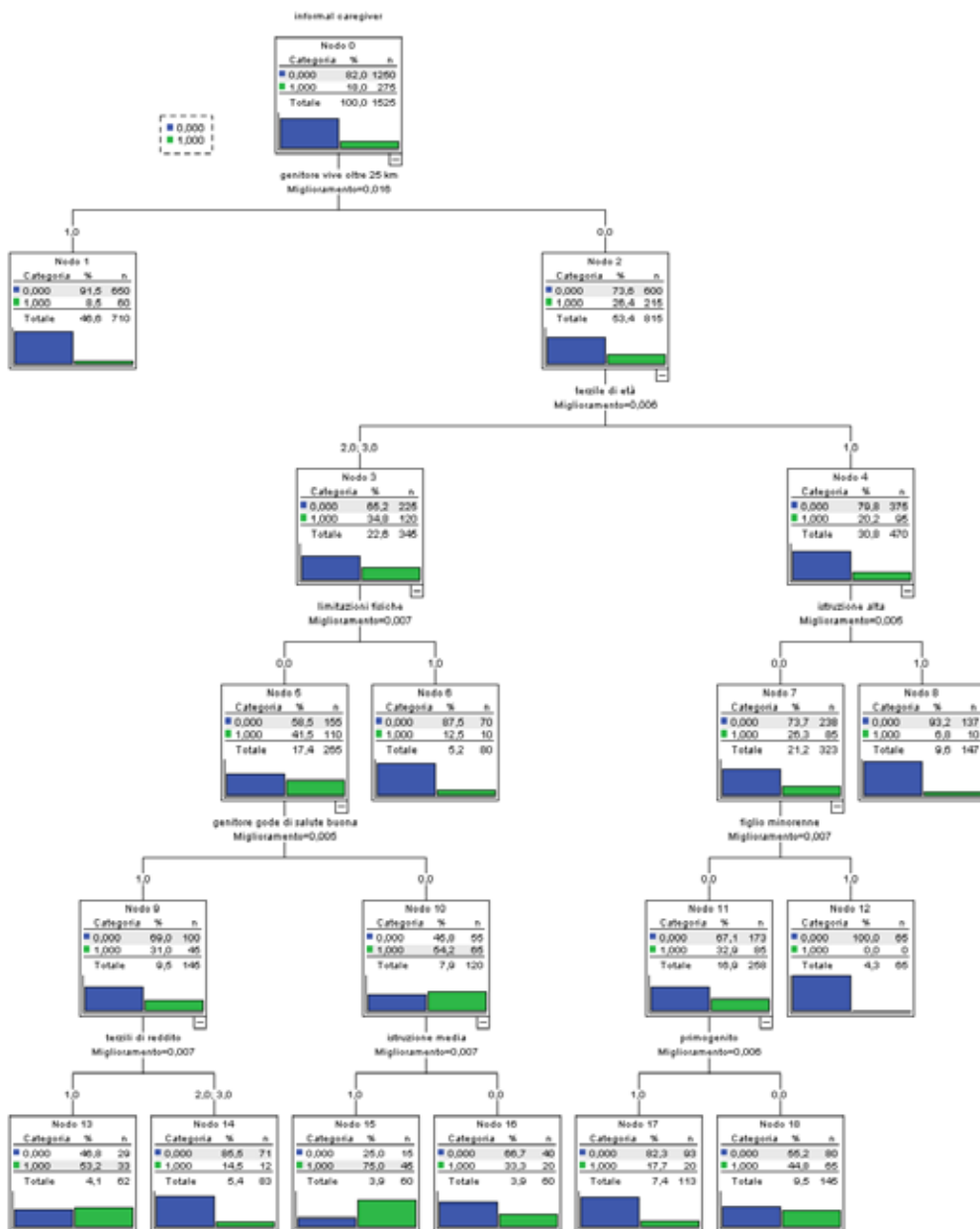


Figura 1. Risultati del modello CART per il Nord Europa

La Figura 1 riporta i risultati per i paesi del Nord Europa. Il 18% del campione fornisce cure e assistenza ai genitori anziani. Vivono a meno di 25 chilometri dell'abitazione dei genitori circa il 53% degli intervistati, di cui il 26% si dichiara *caregiver* contro l'8% degli intervistati che vive a più di 25 chilometri dall'abitazione del *care recipient*. Il tratto che caratterizza il profilo del *caregiver* è il fatto di essere mediamente meno giovane (55-65 anni), meno istruito (istruzione medio-bassa) e con un reddito inferiore (primo terzile) rispetto al non *caregiver*. L'occupazione non ha un effetto significativo nel predire la probabilità di essere *caregiver*: da una parte un sistema generoso di LTC che caratterizza i paesi del Nord consente la conciliazione del lavoro retribuito e del lavoro cura, dall'altra il lavoro di cura informale gode di una tutela che si estende anche al mercato del lavoro. Tra le variabili predittive non compare il genere. Infatti per tradizione nei modelli di cura de-familiarizzati tipici del Nord Europa non viene assegnato un ruolo deciso alla donna nell'attività di cura.

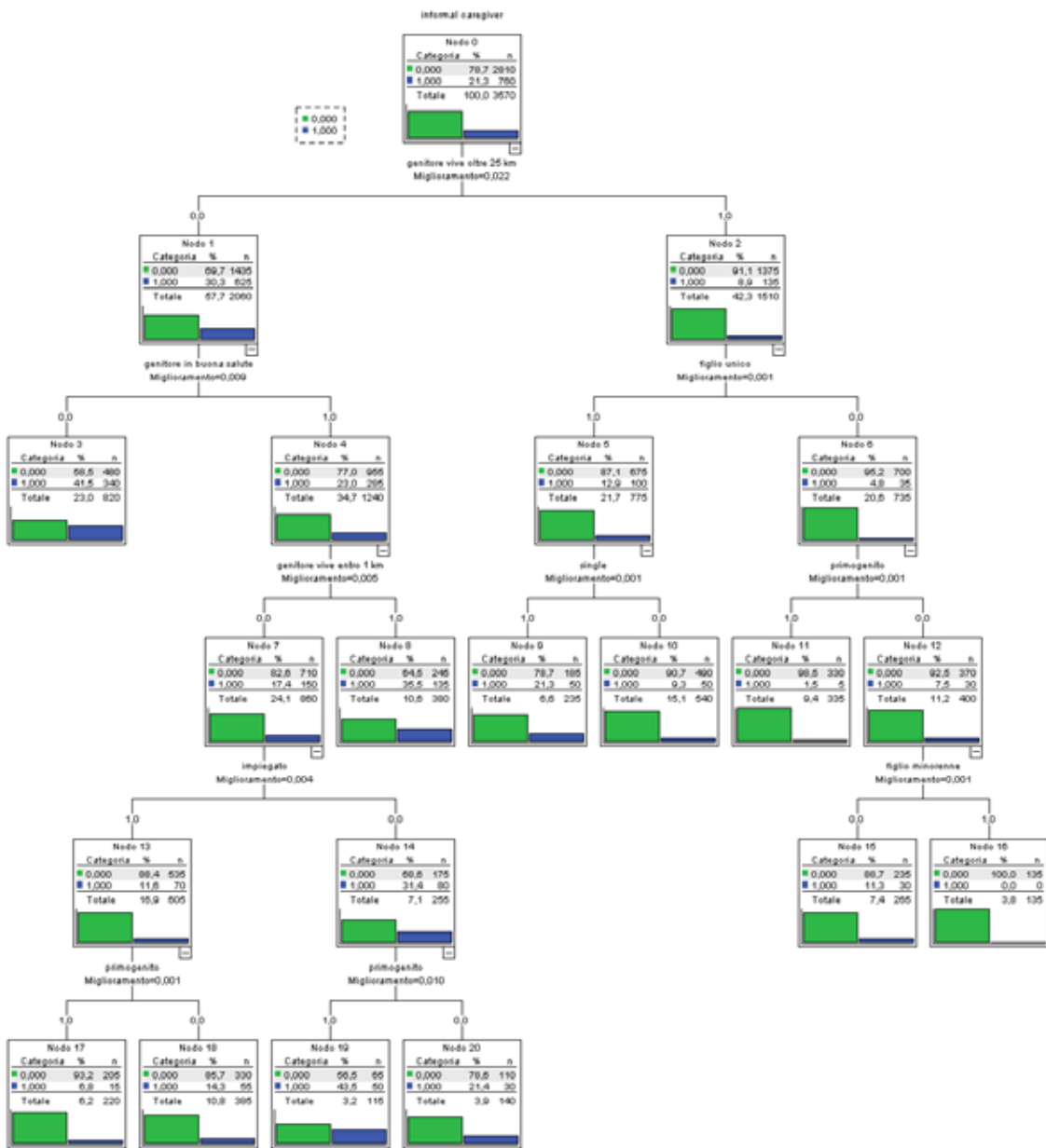


Figura 2. Risultati del modello CART per il Centro Europa

La Figura 2 mostra i risultati per l'Europa Continentale. Il 21% del campione si prende cura dei propri genitori. L'albero ha ancora come primo nodo figlio l'indicatore binario che misura la distanza chilometrica tra l'abitazione dell'intervistato/o e l'abitazione dei genitori. La percentuale più elevata di *caregiver* ha almeno un genitore che vive a meno di 25 chilometri (82%) e, escludendo i casi in cui le cure sono richieste dal cattivo stato di salute di almeno un genitore/suocero, si tratta di individui che vivono in prossimità dell'anziano oppure di primogeniti fuori dalla forza lavoro.

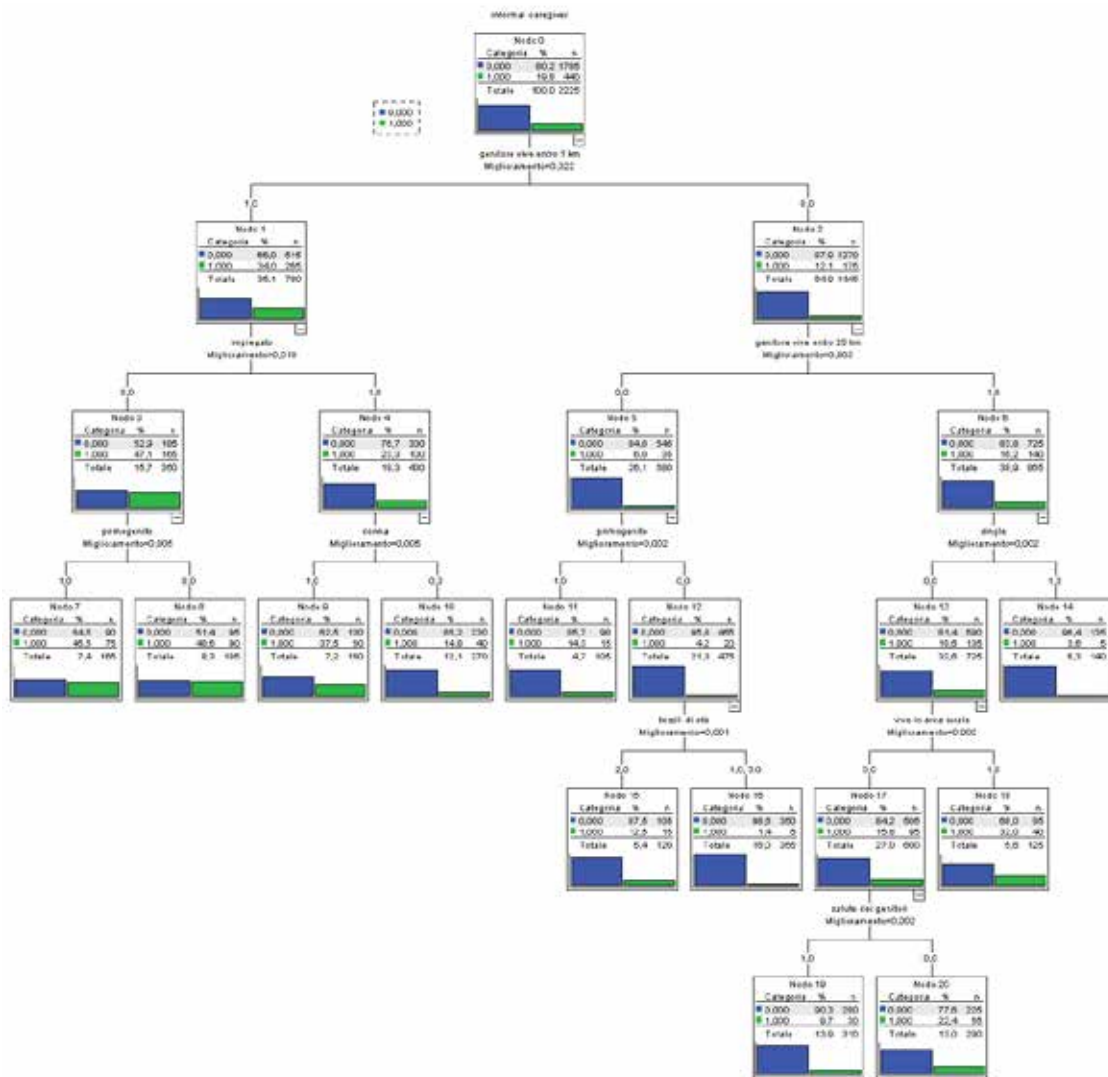


Figura 3. Risultati del modello CART per il Sud Europa

La Figura 3 mostra i risultati per i paesi dell'Europa del Sud. Tra gli intervistati che risiedono nei Paesi dell'Europa Mediterranea considerati dallo studio SHARE (Grecia, Italia e Spagna) il 19,8% si prende carico del lavoro di cura. Il modello distingue principalmente due gruppi: occupati e non (disoccupati, pensionati, casalinghe). La proporzione di *caregiver* è maggiore nel secondo gruppo e la responsabilità di cura ricade maggiormente sul primogenito. Nel gruppo di occupati invece è la donna a prendersi a prendersi principalmente carico dei familiari anziani.

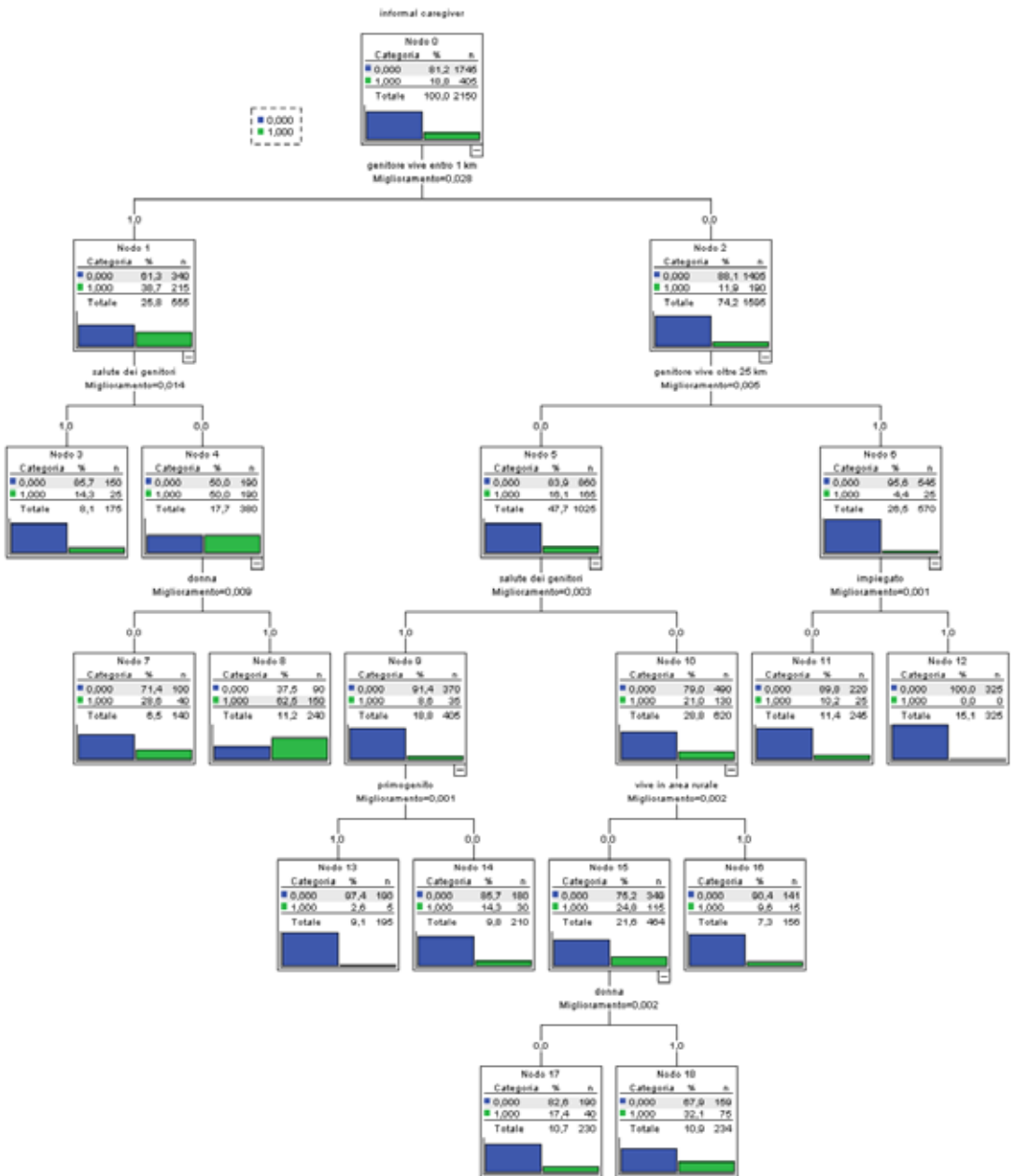


Figura 4. Risultati del modello CART per l'Est Europa

Infine, la Figura 4 mostra i risultati per i Paesi che appartengono all'area dell'Est Europa. La percentuale di intervistati che fornisce cure ai propri genitori è di circa il 19% del campione. Come anticipato, i risultati prodotti sono più simili all'area Mediterranea rispetto al Nord Europa e all'Europa Continentale. Va comunque evidenziato che il ruolo della donna nell'assistenza dei parenti anziani emerge quando i genitori/suoceri sono non autosufficienti perché malati.

5. Conclusioni

Dai dati SHARE risulta che, nei paesi delle macroaree considerate, una percentuale di circa il 20% di uomini e donne della generazione del *baby boomer* dedica una quota consistente del proprio tempo alla cura dei genitori non autosufficienti secondo un modello di solidarietà intergenerazionale familiare che include anche l'aiuto verso i figli, e, sempre più spesso, verso i nipoti. L'impegno simultaneo sul duplice fronte delle responsabilità di cura ha portato a definire gli *over 50* la *sandwich generation*.

In linea con la letteratura recente sui modelli di cura informali in Europa (BOLIN ET AL. 2008), i risultati della nostra analisi mostrano come nei paesi con sistemi di *welfare* meno generosi (paesi mediterranei e dell'Est Europa) il sostegno di aiuti informali della famiglia agli anziani genitori tende a colmare le carenze del sistema formale, qualificandosi in alcune occasioni come sostituto; mentre nei paesi del Nord e dell'Europa continentale esso si aggiunge ai servizi di cura e di assistenza sociale forniti dallo Stato.

Quando il lavoro di cura risulta sostitutivo del sistema formale, sono essenzialmente le donne, mogli, figlie o nuore, ad assumersi il pesante ruolo di *caregiver*. Tale evidenza emerge forte nei due paesi dell'Est Europa dove le risorse destinate al *Long Term Care* sono le più basse tra i paesi OECD considerati. A conferma, il modello CART, mostra che il profilo del *caregiver* predominante in questi paesi è quello della donna che vive in prossimità della famiglia d'origine e si prende carico dei genitori che soffrono di scarsa salute.

Nei paesi del Sud, il modello culturale che vede la donna come principale responsabile della cura familiare sembra prevalere sul *caregiver* che agisce come sostituto del sistema di cura formale. I nostri risultati mettono in evidenza che tra gli intervistati che svolgono un'attività lavorativa remunerata sono principalmente le donne che tendono a sacrificare la propria realizzazione professionale a favore della cura dei genitori/suoceri, secondo una suddivisione di ruoli tipica del modello del *breadwinner*.

Di contro, la dimensione di genere non appare determinante nel qualificare il profilo del *caregiver* informale nei paesi scandinavi e dell'Europa continentale. In questi paesi, come noto, il peso degli impegni domestici e familiari viene condiviso tra uomini e donne e la fornitura di cure non comporta un conflitto con la partecipazione femminile al mercato del lavoro.

I risultati del nostro lavoro sembrano quindi suggerire che quando la generazione del *baby boomer* transiterà nella fase dei grandi anziani la loro domanda di cura e assistenza potrà non trovare un'adeguata risposta specialmente in quei paesi dell'Europa mediterranea e dell'Est dove le «iniziative» della famiglia e il ruolo della donna come principale *caregiver* vengono date per scontate. Il progressivo e consistente aumento dei livelli di istruzione femminile, il cambiamento dei modelli culturali e della struttura familiare sono destinati a tradursi in un aumento della partecipazione delle donne al mercato del lavoro che, in assenza di misure adeguate e riconosciute a sostegno del loro lavoro di cura informale, determineranno una minore disponibilità a fornire assistenza ai parenti anziani, in particolare quelli che vivono fuori dall'ambito domestico. Pertanto i sistemi di *welfare* mediterranei hanno bisogno di essere «ricalibrati» per tener conto dei nuovi rischi sociali connessi al cambiamento demografico e alla difficoltà di conciliare lavoro e cura, vita professionale e vita familiare, specialmente per le donne (cfr., tra gli altri, BERTIN 2012; FERRERA 2005). L'esempio dei paesi del Nord Europa e, in parte, di quelli dell'Europa continentale, dimostra che una maggiore copertura dei bisogni sociali può essere combinata con la creazione di nuove opportunità di lavoro attraverso un sistema di servizi professionali a domicilio e misure rivolte a sostenere il lavoro di cura familiare.

I fatti sembrano tuttavia indicare che la direzione intrapresa dai paesi del Sud Europa e, tra quelli dell'Est, dalla Polonia è un'altra: alle donne impegnate sul mercato del lavoro si sostituiscono altre donne, in genere straniere e a basso costo, spesso conviventi con l'anziano fragile e non autosufficiente. La regia della gestione della cura rimane comunque all'interno della famiglia e, nella maggior parte dei casi, a carico della componente femminile della rete parentale, secondo il riprodursi del modello di cura *family centered*.

Bibliografia

- M. ALBERTINI, *Il contratto generazionale tra pubblico e privato. Equilibri e squilibri tra le generazioni in Italia*, «Polis», 22, 2008, pp. 221-242.
- A. ANTONEN, J. SIPILÄ, *European social care services: is it possible to identify models?*, «Journal of European Social Policy», 6, 2, 1996, pp. 5-39.

- G. BERTIN (a cura di), *Welfare regionale in Italia*, Edizioni Ca' Foscari - Digital publishing, Venezia, 2012.
- F. BETTIO, J. PLANTENGA, *Comparing care regimes in Europe*, «Feminist Economics», 10, 1, 2004, pp. 85-113.
- F. BETTIO, G. SOLINAS, *Which European model for elderly care? Equity and efficiency in home based care in three European countries*, «Economia & Lavoro», 43, 2009, pp. 53-71.
- L. BREIMAN, J.H. FRIEDMAN, R.A. OLSHEN, C.J. STONE, *Classification regression trees*, Wadsworth International Group, Belmont, California, 1984.
- K. BOLIN, B. LINDGRENA, P. LUNDBORGA, *Your next of kin or your own career?: Caring and working among the 50+ of Europe*, «Journal of Health Economics», 27, 2008, pp. 718-738.
- A. BÖRSCH-SUPAN, H. JÜRGES, (a cura di), *The Survey of health, ageing and retirement in Europe - Methodology*, Mannheim Institute for the Economics of Aging, Mannheim, 2005.
- L. CRESPO, P. MIRA, *Caregiving to elderly parents and employment status of European mature women*, Centro De Estudios Monerarios Y Financieros, Madrid, 1007, 2010.
- G. ESPING-ANDERSEN, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge, Princeton University Press, 1990.
- EUROSTAT, *Active ageing and solidarity between generations*, Statistical Books, Bruxelles, 2011.
- M. FERRERA, *Welfare state reform in Southern Europe*, Routledge, London, 2005.
- M.J. GIBSON, S.M. GREGORY, S.M. PANDYA, *Long term care in developed Nations: a brief overview*, Research Report, AARP Policy Institute, Washington DC, 2003.
- S. GOLINOWSKA, *The system of long-term care in Poland*, CASE Network Studies & Analyses, 416, 2010.
- K. HANK, S. STUCK, *Volunteer work, informal help and care among the 50+ in Europe*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim, 142, 2007.
- M. KNOEF, P. KOOREMAN, *The effects of cooperation: a structural model of siblings' caregiving interactions*, IZA, 5733, 2012.
- M. KOHLI, H. KÜNEMUND, J. LÜDICKE, *Family structure, proximity and contact*, in A. BÖRSCH-SUPAN, A. BRUGIVIANI, H. JÜRGES, J. MACKENBACH, J. SIEGRIST, G. WEBER (a cura di), *Health, ageing and retirement in Europe. First results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, Research Institute for the Economics of Aging, Mannheim, 2005.
- A. MARENZI, L. PAGANI, *The impact of elderly parents on labour market participation of Italian women*, «Rivista di Politica Economica», III, 2005, pp. 155-189.
- M. NALDINI, *Le politiche sociali e la famiglia nei paesi mediterranei. Prospettive di analisi comparata*, «Stato e Mercato», 1, 2002, pp. 73-100.
- M. NALDINI, *Le politiche sociali in Europa. Trasformazioni dei bisogni e risposte di policy*, Carrocci, Roma, 2006.
- O. O'DONNELL, E. VAN DOORSLAER, A. WAGSTAFF, M. LINDELÖW, *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data*, The World Bank, Washington DC, 2008.
- R.M. RUBIN, J. WHITE-MEANS, *Informal caregiving: dilemmas of sandwiched caregivers*, «Journal of Family and Economic Issues», 30, 2009, pp. 252-267.

-
- R. TRIFILETTI, *Nuove migranti, lavoro di cura e famiglie transnazionali*, in P.A. VIL-
LA (a cura di), *Generazioni flessibili. Nuove e vecchie forme di esclusione
sociale*, Carocci, Roma, 2007, pp. 148-169.

Abstract

Europeans are getting older. Population ageing will undoubtedly have important effects on the demand of formal and informal care, especially when the baby boomer generation will be retired and become the oldest-old age group. Who will take care of the increasing older and disabled population? We use data from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) to investigate how Europeans aged between 50 to 65 provide care to elderly parents. Moreover we analyse whether there is a relationship between the informal care givers profile and their country of residence. The European comparison displays a remarkable homogeneity of family support to older parents even though the traditional North-South gradient highlights some important differences. In particular, our evidence confirms that informal elderly care is largely the responsibility of women in Southern and Eastern countries and the care obligations discourage the presence of women in the labour market.

L'influenza dell' *informal care* sulla salute psichica delle donne over-50: evidenze basate sulla scala di depressione EURO-D ¹

Elenka Brenna, Cinzia Di Novi

1. Introduzione

L'Europa nel corso degli ultimi decenni ha sperimentato una caduta nel tasso di fertilità, cui si è accompagnata una crescente longevità, due fattori demografici che indicano il progressivo invecchiamento della sua popolazione. Il calo delle nascite ha ridotto la consistenza delle coorti di giovani generazioni, mentre l'allungamento della speranza di vita ha posticipato il momento del decesso. La percentuale di anziani over-65 su tutta la popolazione è più alta in Europa che in qualsiasi altro continente ed il fenomeno dell'invecchiamento è un problema che si imporrà per tutto il secolo. Le previsioni per il 2060 sulla dinamica demografica europea sono preoccupanti (si veda la Figura 1): circa metà della popolazione dei paesi EU-27 sarà ultracinquantenne e gli over-65 aumenteranno dall'attuale 17,4% (dati 2010) al 30% (EUROSTAT, 2010).

1. Si ringrazia la Fondazione Farmafactoring che ha finanziato la ricerca. Si ringraziano, inoltre, Vincenzo Carrieri, Giacomo Pasini e Francesca Zantomio per gli utili commenti e suggerimenti ricevuti.

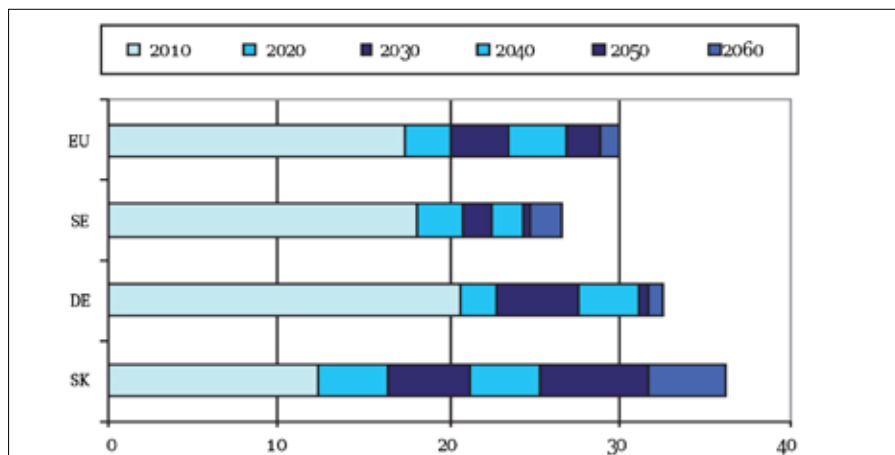


Figura 1. Popolazione over-65 in UE, Svezia, Germania e Slovacchia, 2010-2060 (%)
Fonte: EUROSTAT 2010.

All'interno del gruppo over-50 la generazione sandwich, vale a dire la generazione di individui impegnati simultaneamente sul duplice fronte delle responsabilità di cura verso i figli giovani e i genitori anziani, giocherà un ruolo fondamentale nel fornire assistenza informale alla fascia di anziani più fragili (SPILLMAN, PEZZIN 2000). Il termine anglosassone è *caregiver*. Tradotto, donatore di cura. Si potrebbe parlare di donatrice di cure visto che in molti casi (2/3 secondo i dati dell'OCSE) sono le donne a prendersi cura dei familiari non autosufficienti: maggiormente flessibili sul fronte del lavoro, le donne sono ritenute dalla collettività più adeguate a prendersi carico degli impegni domestici e familiari (OCSE 2011). Ciò è particolarmente valido per i Paesi dell'area Mediterranea, caratterizzati da un modello di cura «*family centred*» e da un patto di reciprocità tra generazioni. Seppure con differenze tra i Paesi, i *caregiver* nel Sud dell'Europa presentano diverse caratteristiche in comune: si tratta per lo più di donne, in gran parte sposate, con un livello di istruzione basso o medio basso, non occupate o con una occupazione meno impegnativa in termini di ore.

L'impegno richiesto dalle prestazioni di *care* è in genere significativo, ma, mentre nei Paesi del Nord il *caregiver* può contare su strumenti di tutela che riconoscono il valore di questo impegno, nei Paesi Mediterranei è il legame «figlia-genitore anziano» che tende a sopperire le carenze del sistema di assistenza a lungo termine e rischia di richiedere rinunce considerevoli sia sul piano professionale che personale (CRESPO, MIRA 2010). La letteratura empirica che considera l'impatto delle cure

agli anziani sullo stato di salute delle donne *caregiver*, mette in rilievo soprattutto il cosiddetto «*caregiver burdern*» ossia il peso che chi fornisce cure agli anziani sopporta in termini di rinunce che mettono in gioco salute fisica e psicologica (BOOKWALA 2009, SILVERSTEIN ET AL. 2006).

La relazione fra il ruolo di *caregiver* e gli effetti sulla salute fisica e psicologica trova ampio spazio in letteratura (SHULZ, SHERWOOD 2008, VITALIANO 2003, SHULZ, BEACH 1999). La cura costante dei genitori anziani si associa nel lungo periodo ad un elevato grado di incertezza che coinvolge inevitabilmente e negativamente la sfera lavorativa e sociale comportando un livello di stress fisico ed emotivo difficilmente sopportabile (PAVALCO, ARTIS 1997). In via generale emerge che lo status di *caregiver* nei confronti di un familiare anziano aumenta la probabilità di soffrire di episodi depressivi (AMIRKHANYAN, WOLF 2006, COE, VAN HOUTVEN 2009), soprattutto se il legame genitore-figlio non è particolarmente solido (LIN ET AL. 2012). Per avere un parametro quantitativo, uno studio effettuato all'interno dei Paesi OCSE, stima che i *caregiver* ultracinquantenni che dedicano più di venti ore a settimana per la cura dei propri familiari anziani, hanno in media il 20% di probabilità in più rispetto ai *non caregiver* di soffrire di disturbi mentali, con un effetto più marcato per i *provider* di cure residenti nel Sud Europa. Viceversa, occuparsi di familiari anziani con una minore intensità (meno di dieci ore settimanali o in un *range* compreso fra le dieci e le venti ore) non comporta una maggiore probabilità di sviluppare disturbi mentali (OCSE 2011).

Questo lavoro intende stimare l'impatto sulla salute mentale delle donne ultracinquantenni residenti in alcuni Paesi Europei, causato dalla cura costante dei genitori o suoceri anziani.² I dati utilizzati provengono dall'indagine SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*) e l'indice di depressione impiegato è l'EURO-D. L'elemento di novità riguarda la suddivisione per macro-aree geografiche, rispettivamente Nord, Centro e Sud Europa, che è congruente con due fattori ritenuti significativi ai fini della ricerca: i) la tipologia di sistema di *welfare*, e in particolare di Long Term Care, maggiormente sviluppata al Nord, con un progressivo decremento man mano che ci si sposta verso il Sud Europa; ii) il contesto sociale e culturale condizionante i legami familiari all'interno delle tre zone europee (REHER 1998).

Nei paesi del Nord il sistema di *welfare* prevalente è quello del modello della de-familiarizzazione nel quale le risposte ai bisogni di cura vengono dal settore pubblico, principalmente attraverso la fornitura di servizi e in via residuale attraverso il supporto finanziario all'attività dei

2. Per semplicità, d'ora in poi, con l'accezione «genitori anziani» si intendono sia i genitori naturali, sia quelli acquisiti.

caregiver informali. I paesi dell'Europa continentale si collocano in una posizione intermedia in cui le politiche di cura coprono una porzione limitata della popolazione anziana e l'aiuto alle famiglie, per far fronte alle responsabilità di cura ed economiche, avviene attraverso trasferimenti monetari. In Germania per esempio il ruolo del *caregiver* è previsto dalla legge, altri Paesi del Nord Europa, come la Finlandia e la Svezia hanno introdotto schemi assicurativi che compensano i *caregiver* per il lavoro che svolgono, ponendo di fatto le cure informali sullo stesso piano di un lavoro. L'Italia, come altri paesi dell'Europa Mediterranea, presenta ancora un modello di *welfare* per la cura degli anziani che poggia fundamentalmente sulle spalle della famiglia e in particolare su quelle delle figlie, con una scarsa offerta pubblica di servizi di supporto specifico per i *caregiver*. Nel Sud dell'Europa la forma di assistenza più ampia, che resta appunto quella non istituzionale, non riceve un sostegno adeguato e le donne sono esposte più facilmente al rischio di isolamento sociale e di *burn out*. Per questo motivo ci aspettiamo che la macro area geografica di residenza possa influenzare lo stato di salute mentale delle donne *caregiver*.

Il lavoro è organizzato come segue. La sezione 2 presenta i dati, la sezione 3 descrive il modello empirico, i risultati sono mostrati e discussi nella sezione 4. La sezione 5 conclude il lavoro.

2. Dati

Fra gli studi sull'invecchiamento condotti in Europa, indubbiamente quello più completo ed ampio è il progetto SHARE, coordinato dal Mannheim *Research Institute for the Economics of Aging* (MEA). SHARE è la prima banca dati Europea che contiene informazioni dettagliate sullo stato di salute, sulle caratteristiche socio-economiche, sulle relazioni familiari degli ultracinquantenni in Europa (BUBER 2007). Il disegno su cui si fonda è riconducibile a quello dello studio americano *Health and Retirement Study* (HRS) e allo studio inglese *English Longitudinal Study of Ageing* (ELSA). L'indagine è stata condotta attraverso interviste personali assistite da computer (CAPI), accompagnate da questionari cartacei in auto compilazione. Le interviste hanno avuto come unità di osservazione le famiglie e gli individui. In particolare sono state intervistate «l'insieme delle famiglie con almeno una persona nata prima del 1954, che parla la lingua ufficiale del Paese e che non vive, durante il periodo di indagine, all'estero o in un'istituzione come una prigione» e «l'insieme degli individui nati prima del 1954 che parlano la lingua ufficiale del Paese e che non vivono, durante il periodo di indagine, all'estero o in un'istituzione

come una prigioniera, e le loro spose/partner indipendentemente dall'età».

La nostra analisi è basata principalmente sulla versione 2.5.0 della seconda indagine SHARE avvenuta tra il 2006 e il 2007 e sfrutta alcune informazioni provenienti dalla prima indagine realizzata nel 2004. Le interviste sono avvenute in 11 stati Europei nel 2004 e in 14 nel 2006. Gli Stati appartengono a tre macro aree: Nord Europa (Danimarca e Svezia), Europa Centrale (Austria, Francia, Germania, Svizzera, Belgio e Paesi Bassi), Europa del Sud (Spagna, Grecia e Italia) a cui si sono aggiunti, a partire dal 2006, due Paesi dell'area Est-Europa (Polonia e Repubblica Ceca). Volendo sfruttare la dimensione longitudinale di alcune informazioni, queste ultime due nazioni non sono state incluse nell'analisi, poiché presenti solo a partire dalla seconda indagine.

La popolazione target di questo studio è costituita da donne di età compresa tra i 50 e i 65 anni con almeno un genitore in vita al momento della prima intervista. Seguendo RUBIN e WHITE-MEAN (2009), definiamo *caregiver* le figlie che forniscono assistenza non professionale a favore dei genitori anziani. Per assistenza non professionale (*informal care* in inglese) intendiamo cure e lavoro domestico, comprese le mansioni amministrativo-burocratiche, svolte presso il domicilio degli anziani.³ Nella definizione di *caregiver* utilizziamo inoltre una soglia. SHARE permette di distinguere tra le donne che forniscono assistenza ai genitori anziani conviventi (1,24% del campione), per le quali si suppone che la cura avvenga giornalmente, e le donne che forniscono assistenza agli anziani al di fuori delle proprie mura domestiche. Per queste ultime, SHARE fornisce informazioni sulla frequenza con cui l'assistenza viene fornita: giornalmente, ogni settimana, almeno tutti i mesi, e saltuariamente. Per evitare di includere l'assistenza occasionale, abbiamo escluso dal campione le donne che non forniscono aiuti almeno su base settimanale. SHARE fornisce, inoltre, informazioni sulla salute dei genitori assistiti. Sono le figlie stesse a valutare lo stato di salute dei genitori, che è stato inferito impiegando un indicatore di benessere/malessere psicofisico misurato su una scala ordinale da 1 a 5, dove 1 indica lo stato di salute migliore. Data l'assenza di equidistanza tra le 5 posizioni (O'DONNELL ET AL. 2008), è stata costruita una variabile binaria «*healthy/non-healthy*» con valore 0 se la figlia ha dichiarato durante la *survey* che l'anziano genitore gode di salute «ottima, molto buona o buona» e valore 1 se lo stato di salute del genitore è «cattivo o molto cattivo». Seguendo BOLIN ET AL. (2008) in caso di decesso del genitore abbiamo assegnato valore 1

3. Gli anziani ricoverati in istituti di cura sono esclusi dal campione originario di SHARE per la quasi totalità dei Paesi, perciò le cure non professionali sono riferite ad anziani assistiti a domicilio.

all'indicatore di salute dei genitori, usando la morte durante la seconda intervista come *proxy* di cattivo stato di salute. Tale *proxy* ci ha consentito di evitare il problema conosciuto in letteratura come *attrition* di cui spesso soffrono le indagini panel - ovvero la perdita progressiva e non casuale di unità del campione nel corso del tempo che potrebbe generare serie distorsioni. Abbiamo infine selezionato nel campione solo le donne i cui genitori soffrono di cattiva salute o che sono morti durante la seconda intervista.

Per tenere in considerazione il gradiente geografico abbiamo costruito tre diversi sotto-campioni, basandoci sulla classificazione geografica di SHARE e rispettando il criterio del contesto sociale e della quantità di risorse destinate da ogni Paese alla Long Term Care (si veda la Figura 2). Con riferimento alla classificazione iniziale, l'Olanda, che investe circa il 3,8% di PIL in LTC si avvicina maggiormente alla Svezia (3,7% di PIL) rispetto ai Paesi dell'Europa Continentale (questi ultimi con una spesa media per LTC pari a 1,2% del PIL), pertanto è stata inclusa nei Paesi del Nord. Il fanalino di coda è rappresentato dai Paesi del Sud, che si assestano intorno allo 0,5% di PIL per la LTC (OCSE 2011). Ancora più significativo è il dato procapite: Olanda e Svezia spendono annualmente per la LTC rispettivamente 1.431 \$ (PPP)⁴ e 1.333 \$ (PPP), Francia e Germania rispettivamente 564 e 470 \$, e la Spagna 271 \$ (OCSE 2011). La composizione finale delle macro-aree europee è la seguente: Nord Europa (Danimarca, Svezia e Olanda), Europa Centrale (Austria, Francia, Germania, Svizzera e Belgio) ed Europa del Sud (Grecia, Italia e Spagna). Ogni area europea presenta caratteristiche omogenee circa il contesto sociale e culturale condizionante i legami familiari e la struttura e la distribuzione di cure formali, caratteristiche principalmente riconducibili alle politiche di LTC intraprese da ciascun Paese (CRESPO, MIRA 2010).

4. Dollari a parità di potere d'acquisto. Il dato si riferisce alla spesa procapite per la Long Term Care. Si tenga comunque presente che i paragoni su dati internazionali possono risentire di differenze riguardanti le definizioni di spesa per LTC. Alcuni Paesi si riferiscono alla sola spesa sanitaria, altri includono la componente sociale.

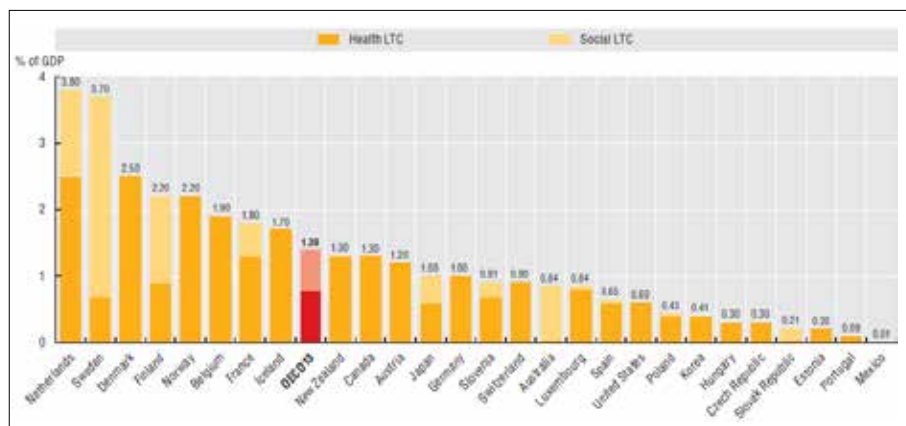


Figura 2. Spesa in LTC nei Paesi dell’ocse (% del PIL), dati 2009 o ultimo anno disponibile
Fonte: OECD 2011

Tornando al campione finale, questo, corretto per i valori *missing*, risulta essere composto alla seconda indagine da 1.785 donne (465 appartenenti al Nord Europa, 620 all’Europa Continentale, 700 all’Europa del Sud).

3. Variabili e Metodologia

La salute mentale delle donne è misurata attraverso la EURO-D scale. Si tratta di una scala di valutazione della depressione sviluppata e validata dallo EURODEP *Concerted Action Programme*. La scala comprende 12 elementi collegati alla salute psicologica: depressione, pessimismo, desiderio di morire, senso di colpa, disturbi nel sonno, mancanza di interessi, irritabilità, mancanza di appetito, stato di affaticamento, mancanza di concentrazione, assenza di divertimento, propensione al pianto. Gli *item* hanno lo stesso peso e sono indicati con 0 per l’assenza del sintomo e 1 per la sua presenza. Il punteggio totale va pertanto da 0 a 12. Ad un punteggio più elevato corrisponde un livello di depressione maggiore (PRINCE ET AL.1999). Un possibile problema di uno studio che intende esplorare gli effetti sulla salute psicologica dei *caregiver* che assistono i genitori anziani è costituito dalla possibilità che alcuni individui non siano selezionati tra i *caregiver* a causa di pre-esistenti problemi di salute/depressione. L’eventualità è stata affrontata nella ricerca tramite il metodo del *matching* statistico. La tecnica del *propensity score matching*, formalizzata da ROSENBAUM E RUBIN (1983), consente di otte-

neri due gruppi bilanciati, uno di *caregiver* e l'altro di *non caregiver*: lo *score* si sostituisce ad una collezione di variabili confondenti con un'unica covariata, funzione di tutte le variabili. Riassumendo le caratteristiche intrinseche che potrebbero generare distorsione, il *propensity score* consente di comparare attraverso una procedura di abbinamento (*matching*) i soggetti trattati ed i controlli.

Il metodo prevede prima di tutto di calcolare la probabilità di prestare assistenza informale. Le stime dei parametri della probabilità di prestare assistenza informale, calcolate con un modello *probit*, vengono trasformate in un punteggio (*score*) che riassume le caratteristiche osservabili (età, area geografica e Paese di residenza, composizione familiare, stato civile, ecc.). Tali caratteristiche differenziano i *caregiver* da coloro che non forniscono assistenza e sono associate alle condizioni *caregiver* e allo stato di salute psicologica individuale.

Lo *score* consente di selezionare, tra coloro che non forniscono cure agli anziani, un individuo «gemello» per ogni *caregiver*, così da minimizzare tutte le differenze sistematiche che possono influire sulla salute psicologica delle donne intervistate. I «gemelli» che non forniscono cure informali sono coloro che presentano un punteggio il più vicino possibile all'individuo di riferimento che fornisce assistenza agli anziani.

Infine, l'effetto medio dell'assistenza agli anziani (*Average treatment effect on the treated*, ATT) è misurato dalla differenza nell'indicatore di depressione: l'ipotesi è che, dati due individui il più possibile simili in termini di caratteristiche osservabili, eventuali differenze nello stato di salute psicologico siano imputabili all'effetto dell'assistenza agli anziani.

Innanzitutto, è stato stimato il modello *probit* su cui si basa lo *score*: la variabile dipendente nel modello *probit* è una variabile binaria che assume valore 1 se l'intervistata fornisce assistenza ad almeno un genitore o anziano e 0 se non fornisce assistenza. Le variabili di controllo nel modello *probit* sono età, età al quadrato, area geografica e Paese di residenza, composizione familiare, stato civile, livello di istruzione, reddito familiare, occupazione, attitudine a prendersi cura dei familiari. Inoltre, sono state inserite nel modello stato di salute psicologica e status di *care provider* nell'indagine precedente e una variabile che cattura il decesso di almeno uno dei genitori.

L'età è stata modellata come variabile continua. È stata inserita una variabile dicotomica che cattura le caratteristiche dell'area di residenza dell'intervistata: tale indicatore assume valore 1 se l'intervistata risiede in un'area rurale ed è utilizzato come *proxy* delle difficoltà ad accedere ai servizi di LTC formale. Inoltre, sono state inserite *dummy* di Paese all'interno di ogni macro-area per catturare le differenze a livello di singola Nazione. Per quanto riguarda la composizione familiare, sono

stati inseriti tra i regressori: numero di sorelle e/o fratelli (per catturare il possibile aiuto da parte di altri familiari nell'assistenza dei genitori anziani), numero di figli, un indicatore binario che assume valore 1 se almeno uno dei figli del care provider vive ancora in casa, e un indicatore binario che assume valore 1 se il *caregiver* ha nipoti (queste ultime due variabili per catturare la possibilità che il *caregiver* abbia altre responsabilità oltre all'assistenza dei genitori anziani). Lo stato maritale è catturato da una variabile binaria con valore 1 se l'intervistata è sposata o convive e 0 se è single. Come indicatore del livello di istruzione è stata impiegata la variabile «anni di istruzione» basata sul sistema ISCED97. Il reddito familiare è stato log-normalizzato e rapportato alla dimensione della famiglia. Come indicatore di occupazione abbiamo impiegato una variabile dicotomica che assume valore 1 se l'intervistata lavorava nella precedente intervista. Non è stato utilizzato lo stato occupazionale corrente per evitare problemi di endogeneità con la variabile dipendente.

Dalla prima indagine, è stata inserita inoltre una variabile contenuta nel questionario *drop-off* di SHARE, che misura l'attitudine a prendersi cura degli anziani con la domanda: «Secondo Lei chi, la famiglia o lo Stato, dovrebbe assumersi la responsabilità di ciascuna delle seguenti forme di assistenza?». La risposta vede la contrapposizione su una scala da 1 a 5 tra la famiglia e lo Stato come illustrato nella Tabella 1.

Tabella 1. Attitudine a prendersi cura degli anziani

	Solo la famiglia	Soprattutto la famiglia	Entrambi nella medesima misura	Soprattutto lo Stato	Solo lo Stato
Aiuto con i lavori domestici, come fare le pulizie o il bucato, per gli anziani bisognosi	<input type="checkbox"/> ₁	<input type="checkbox"/> ₂	<input type="checkbox"/> ₃	<input type="checkbox"/> ₄	<input type="checkbox"/> ₅
Cura personale, lavarsi o vestirsi e/o assistenza socio-sanitaria per gli anziani bisognosi	<input type="checkbox"/> ₁	<input type="checkbox"/> ₂	<input type="checkbox"/> ₃	<input type="checkbox"/> ₄	<input type="checkbox"/> ₅

Sulla base della domanda contenuta nel questionario *drop-off* sono state costruite tre variabili binarie, la prima con valore 1 se l'intervistata ha risposto che aiuto domestico e cura personale sono di responsabilità solo della famiglia o soprattutto della famiglia, la seconda che assume valore 1 se l'intervistata ha risposto che la responsabilità dell'assistenza agli anziani debba essere suddivisa in egual misura tra Stato e famiglia, la terza che assume valore 1 se l'intervistata ritiene che tale responsabilità debba ricadere principalmente sullo Stato.

Sono stati inoltre inseriti tra i controlli un indicatore binario che assume valore 1 se l'intervistata soffre di depressione durante la prima indagine (ossia se presentava più di quattro dei sintomi descritti dalla scala EURO-D) e un indicatore binario che assume valore 1 se l'intervistata era *informal care provider* durante la prima indagine. E infine è stata inserita ancora una variabile binaria con valore uno se almeno un genitore in vita nella prima indagine è deceduto nella seconda.

Tabella 2. Descrizione delle variabili

Nome delle Variabili	Definizione delle Variabili
Variabili Dipendenti:	
EURO-D	scala di valutazione della depressione
Controlli:	
età	età in anni
area rurale	1 se vive in un'area rurale, o altrimenti
Istruzione:	
anni di istruzione	anni di istruzione sulla base del sistema ISCED-97
Composizione della Famiglia e Stato Maritale:	
figli in casa	1 valore uno se almeno uno dei figli vive ancora in casa, o altrimenti
numero di figli	numero di figli
nipoti	1 se ha nipoti, o altrimenti
num. sorelle e/o fratelli	numero di fratelli e/o sorelle
single	1 se single, o altrimenti
sposato o convive	1 se vive con marito o compagno, o altrimenti
Occupazione e reddito:	
occupato prima indagine	1 se occupato durante la prima intervista, o altrimenti
reddito	reddito annuale familiare (in euro)
Attitudine a prendersi cura dei familiari:	
responsabilità della famiglia	1 se ritiene che l'assistenza spetti principalmente alla responsabilità della famiglia, o altrimenti
responsabilità in equal misura Stato-famiglia	1 se ritiene che l'assistenza spetti in equal misura a Stato e famiglia, o altrimenti
responsabilità dello Stato	1 se ritiene che l'assistenza spetti principalmente alla responsabilità dello Stato, o altrimenti
Depressione durante prima Indagine:	
depressione prima indagine	1 se depresso durante la prima indagine, o altrimenti
Informal Care Status - prima Indagine	
informal caregiver prima indagine	1 se caregiver durante la prima indagine, o altrimenti
Informazione sui genitori	
morte del genitore	1 se almeno un genitore vivo nella prima indagine è deceduto nella seconda, o altrimenti

Si è poi proceduto all'abbinamento statistico che ha formato «gemelli statistici» diversi solo per la condizione di *caregiver* e non per le altre caratteristiche osservate. Il *matching* statistico è stato realizzato con due procedure di abbinamento *Radius* (con *caliper* 0.5) e *Kernel Matching*.

4. Risultati

Dalle statistiche descrittive contenute nelle Tabella 3, 4, e 5 emerge che le donne che forniscono cura agli anziani genitori tendono ad essere meno giovani (in media 58 anni vs. 57 delle non *caregiver*), sono ancora impiegate (circa l'80% lavorava al momento della prima intervista anche se esiste un fattore geografico: sono meno le donne che lavoravano nel Sud Europa). Ancora, disaggregando per area geografica, le donne *caregiver* hanno reddito e un numero di anni di istruzione più elevato al Nord, meno elevato al Centro e al Sud. In generale le donne che forniscono assistenza ai genitori tendono ad avere un migliore livello di salute psicologica (lo *score* EURO-D risulta inferiore); ma la salute mostra livelli decisamente migliori al Nord dell'Europa rispetto al Sud. Le donne al Nord e al Centro in età compresa tra 50 e 65 anni sono più spesso nonne mentre al Sud sono più spesso solo «mamme» ma con figli a carico. È noto che da qualche decennio l'età media in cui si generano figli è maggiore al Sud rispetto all'Europa settentrionale e continentale (BILLARI, KOHLER 2004). Per questo motivo la percentuale di donne che si occupa contemporaneamente di figli e genitori è più elevata al Sud.⁵

5. Si aggiunga inoltre che questa fascia di età è attualmente particolarmente consistente perché si riferisce agli ex *baby boomer*.

Tabella 3. Statistiche descrittive per il Nord Europa

Nome Variabile	Campione Totale		<i>Informal Care</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
Variabile Dipendente						
euro-d	1,839	1,841	1,133	1,180	2,175	2,000
Controlli						
depressione I indagine	0,314	0,465	0,033	0,180	0,206	0,405
<i>informal care</i> I indagine	0,333	0,418	0,767	0,424	0,111	0,315
morte del genitore	0,419	0,493	0,4	0,491	0,428	0,485
età	57,333	3,818	58,133	3,716	56,952	3,813
area rurale	0,183	0,387	0,200	0,401	0,175	0,380
figli in casa	0,161	0,368	0,033	0,180	0,222	0,416
numero di figli	2,151	1,532	2,100	0,981	2,175	1,735
nipoti	0,490	0,500	0,580	0,495	0,448	0,498
num. sorelle e/o fratelli	2,247	1,523	2,100	1,801	2,317	1,369
single	0,194	0,396	0,100	0,301	0,238	0,427
sposato o convive	0,806	0,396	0,900	0,301	0,762	0,427
lavorava I indagine	0,817	0,387	0,800	0,401	0,825	0,380
anni di scuola	12,651	3,476	12,083	3,993	12,921	3,173
reddito	43912,9	29312,9	52360,9	39086,7	39890,1	22235,6
Danimarca	0,183	0,387	0,300	0,460	0,127	0,333
Paesi Bassi	0,323	0,468	0,333	0,473	0,317	0,466
Svezia	0,495	0,501	0,367	0,484	0,556	0,498
N	465		150		315	

Tabella 4. Statistiche descrittive per il Centro Europa

Nome Variabile	Campione Totale		<i>Informal Care</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
Variabile Dipendente						
EURO-D	2,113	1,928	1,949	1,872	2,188	1,952
Controlli						
depressione I wave	0,177	0,382	0,231	0,422	0,153	0,360
<i>Informal Care</i> I wave	0,323	0,468	0,744	0,438	0,129	0,336
età	56,927	3,502	57,897	3,281	56,482	3,514
area rurale	0,274	0,446	0,205	0,405	0,306	0,461
figli in casa	0,218	0,413	0,231	0,422	0,212	0,409
numero di figli	1,766	1,033	1,821	0,986	1,741	1,055
nipoti	0,513	0,500	0,431	0,496	0,551	0,498
num. sorelle e/o fratelli	2,040	2,027	1,282	1,539	2,388	2,129
single	0,113	0,317	0,179	0,385	0,082	0,275
sposato o convive	0,887	0,317	0,821	0,385	0,918	0,275
lavorava I wave	0,637	0,481	0,615	0,488	0,647	0,478
anni di scuola	11,185	3,803	11,256	3,694	11,153	3,856
reddito	42433,9	36883,8	35938,3	37354,6	45414,3	36322,5
Austria	0,242	0,429	0,179	0,385	0,271	0,445
Belgio	0,339	0,474	0,462	0,500	0,282	0,451
Francia	0,065	0,246	0,051	0,221	0,071	0,256
Germania	0,226	0,418	0,205	0,405	0,235	0,425
Svizzera	0,129	0,336	0,103	0,304	0,141	0,349
N	620		195		425	

Tabella 5. Statistiche descrittive per il Sud Europa

Nome Variabile	Campione Totale		<i>Informal Care</i>		No <i>Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
Variabile Dipendente						
euro-d	2,193	2,247	2,545	1,866	2,084	2,343
Controlli						
depressione I wave	0,314	0,46 5	0,273	0,447	0,327	0,470
<i>Informal Care</i> I wave	0,221	0,416	0,545	0,499	0,121	0,327
età	56,779	4,007	56,424	3,544	56,888	4,136
area rurale	0,164	0,371	0,212	0,410	0,150	0,357
figli in casa	0,429	0,495	0,515	0,501	0,402	0,491
numero di figli	2,207	1,132	2,000	0,819	2,271	1,205
nipoti	0,349	0,477	0,285	0,453	0,368	0,483
num. sorelle e/o fratelli	2,486	2,073	2,667	2,415	2,430	1,955
single	0,164	0,371	0,212	0,410	0,150	0,357
sposato o convivente	0,836	0,371	0,788	0,410	0,850	0,357
lavorava I wave	0,343	0,475	0,333	0,473	0,346	0,476
anni di scuola	9,200	4,051	10,394	4,665	8,832	3,771
reddito	22530,2	25067,4	21094,3	12804,3	22973,0	27773,2
Grecia	0,543	0,499	0,394	0,490	0,589	0,493
Italia	0,186	0,389	0,303	0,461	0,150	0,357
Spagna	0,271	0,445	0,303	0,461	0,262	0,440
N	700		165		535	

Dalla Tabella 6 emerge la presenza di un forte gradiente Nord-Sud nella contrapposizione Stato-famiglia per quanto riguarda la responsabilità di assistenza nei lavori domestici e di cura nei confronti degli anziani e il gradiente è più forte se ci si focalizza sul lavoro di cura: come era facile aspettarsi è al Sud dell'Europa che un maggior numero di intervistate (circa il 50%) ritengono che sia compito della famiglia assistere con lavoro di cura i genitori anziani (contro circa il 22% del Centro e il 5 % del Nord).

La Tabella 6 mostra che in due delle tre macro-aree vi è una correlazione negativa tra l'affermazione di una prevalente responsabilità della famiglia nella cura degli anziani e lo status di *informal caregiver*: mentre al Nord, tra coloro che nella prima indagine avevano dichiarato che la famiglia dovesse avere un ruolo predominante nell'assistenza dei familiari anziani rispetto allo Stato, il 7% risulta effettivamente *caregiver* durante la seconda indagine, contro il 5% che non fornisce cure, una correlazione negativa si registra in Europa Continentale: tra coloro che nella prima indagine si erano dichiarati a favore di un sistema di assistenza che privilegia il ruolo della famiglia, il 24% circa non fornisce cure agli anziani contro il 18% che invece si occupa di dare assistenza. Per il Sud Europa accade lo stesso: fra coloro che nella prima indagine privilegiano il ruolo della famiglia, nel periodo successivo il 53% non si occupa dei familiari anziani contro il 42% di *informal caregiver*.

Tabella 6. Statistiche Descrittive Stato vs Famiglia (Nord, Centro, Sud Europa)

i) Lavori domestici

Nord lavori domestici	Campione Totale		<i>Informal Caregivers</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
principalmente famiglia	0,097	0,296	0,100	0,301	0,095	0,294
stato e famiglia	0,247	0,432	0,233	0,424	0,254	0,436
principalmente stato	0,656	0,476	0,667	0,473	0,651	0,477

Centro lavori domestici	Campione Totale		<i>Informal Caregivers</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
principalmente famiglia	0,274	0,446	0,231	0,422	0,294	0,456
stato e famiglia	0,484	0,500	0,462	0,500	0,494	0,501
principalmente stato	0,242	0,429	0,308	0,463	0,212	0,409

Sud lavori domestici	Campione Totale		<i>Informal Caregivers</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
principalmente famiglia	0,464	0,499	0,333	0,473	0,505	0,500
stato e famiglia	0,414	0,493	0,576	0,496	0,364	0,482
principalmente stato	0,121	0,327	0,091	0,288	0,131	0,338

ii) Cure

Nord cure	Campione Totale		<i>Informal Caregivers</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
principalmente famiglia	0,054	0,226	0,067	0,250	0,048	0,213
stato e famiglia	0,204	0,404	0,133	0,341	0,238	0,427
principalmente stato	0,742	0,438	0,800	0,401	0,714	0,452

Centro cure	Campione Totale		<i>Informal Caregivers</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
principalmente famiglia	0,218	0,413	0,179	0,385	0,235	0,425
stato e famiglia	0,468	0,499	0,436	0,497	0,482	0,500
principalmente stato	0,315	0,465	0,385	0,488	0,282	0,451

Sud cure	Campione Totale		<i>Informal Caregivers</i>		<i>No Informal Care</i>	
	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.	Media	Dev. Std.
principalmente famiglia	0,507	0,500	0,424	0,496	0,533	0,499
stato e famiglia	0,379	0,485	0,485	0,501	0,346	0,476
principalmente stato	0,114	0,318	0,091	0,288	0,121	0,327

Fonte: elaborazione dati SHARE.

La correlazione negativa tra attitudine ad occuparsi dei familiari anziani dichiarata nella prima indagine e lo status di *caregiver* nella seconda indagine può sorprendere, ma esistono delle ragioni che possono spiegare questo fenomeno, soprattutto correlate al precario stato di salute del genitore durante la prima indagine. Emerge infatti che durante la prima indagine chi dichiarava una maggior propensione per la famiglia era prevalentemente *caregiver*. Di fatto, tra la prima e la seconda indagine, a causa della morte di almeno uno dei due genitori, nel Sud Europa abbandona questo ruolo circa il 44% dei *caregiver*, nel Centro Europa il 38%. Nello stesso periodo può essere accaduto che lo stato di salute del genitore sia peggiorato molto (informazione che non possiamo osservare), tanto da richiedere il ricovero, e per questo motivo chi era *caregiver* non lo è più.

La Tabella 7 mostra l'effetto medio dell'assistenza agli anziani (ATT)⁶ sulla scala di depressione EURO-D.⁷ Dai risultati emerge la presenza di un gradiente Nord-Sud: il lavoro di cura e di assistenza nei confronti dei genitori avrebbe un effetto negativo e significativo sul livello di depressione delle *caregiver* al Nord, un effetto non significativo nell'Europa Continentale, mentre aumenterebbe di quasi un punto lo score della scala di valutazione della depressione nei Paesi Mediterranei. In tutti i Paesi considerati la solidarietà intergenerazionale spinge le figlie adulte a svolgere gratuitamente il lavoro di cura dei genitori anziani. Tuttavia, mentre nei Paesi del Nord Europa, probabilmente grazie ad un sistema di LTC che tutela maggiormente il soggetto anziano, prevale l'effetto gratificazione, nei Paesi del Sud, dove l'assistenza agli anziani è quasi esclusivamente a carico delle famiglie, i *caregiver* si trovano gravati da una maggiore responsabilità e questo può avere effetti negativi sulla loro salute psicologica.

6. Gli ATT sono stati ottenuti usando le tecniche di *matching Kernel* e *Radius* (con *caliper* 0.05). È stata utilizzata la restrizione relativa al supporto comune eliminando le osservazioni trattate il cui *propensity score* risulta maggiore del massimo o minore del minimo *propensity score* dei controlli abbinati.

7. La specificazione del modello definito nella sezione 4 ha consentito di ottenere un *propensity score* stimato bilanciato. I risultati relativi al *propensity score* del modello probit non sono stati inclusi ma sono disponibili su richiesta presso gli autori.

Tabella 7. Effetto Medio dell'Assistenza agli Anziani
(Average treatment effect on the treated, ATT)

	Kernel Matching		Radius Matching	
	ATT	E.S.	ATT	E.S.
Nord	-0,974***	0,279	-0,972***	0,279
Centro	-0,4	0,261	-0,391	0,266
Sud	0,575**	0,594	0,499**	0,253

***, **, * indicano rispettivamente un livello di significatività all' 1, 5, e 10%.

L'invecchiamento dei genitori è spesso associato ad un progressivo deterioramento del loro stato di salute e altrettanto spesso caratterizzato da non autosufficienza e/o malattie cronico - degenerative. Le cure giornaliere e continuative potrebbero rappresentare un peso difficilmente gestibile per la donna che non si sente accompagnata dai servizi sociali e sanitari locali. Il fattore geografico gioca un ruolo importante, ed è supportato da diverse indagini in letteratura che studiano l'impatto occupazionale, economico e sociale esercitato sui *caregiver* a causa del tempo dedicato alla cura dei genitori anziani. In via generale risulta che i Paesi del Sud Europa sono penalizzati a causa di gravi carenze organizzative e strutturali nell'assistenza ai cittadini anziani non autosufficienti. Storicamente in questi Paesi è la famiglia a farsi carico degli anziani e le cose non sembrano destinate a cambiare nel breve periodo, vista l'esiguità delle risorse destinate alla LTC (si veda la Figura 2). Dal lato opposto, Nazioni come la Svezia e l'Olanda dedicano percentuali molto elevate di PIL per la cura degli anziani. Queste risorse non sono destinate esclusivamente al sistema sanitario, ma vanno a finanziare anche quello sociale, che si occupa ad esempio di fornire un adeguato *training* ai familiari che vogliono assistere i propri genitori, arrivando, in determinati casi - come l'isolamento geografico o una particolare fragilità del soggetto anziano - a remunerare i familiari che dedicano molto del loro tempo alle cure informali. In questi Paesi la scelta di prendersi cura dei genitori anziani potrebbe essere percepita come una scelta non necessariamente obbligata, ma principalmente dettata dalla gratificazione di assistere un familiare, limitatamente a determinate mansioni. Viceversa, nel Sud Europa emerge la difficoltà da parte dei *caregiver* di coordinare il percorso di cura dei parenti anziani, nella quasi totale assenza di indicazioni da parte delle strutture responsabili della LTC. Si

aggiunga che in questi ed in altri Paesi europei non esiste un confine preciso riguardo alla competenza dei servizi (se sociali o sanitari)⁸ per la presa in carico dei soggetti anziani, con conseguenti processi di de-responsabilizzazione a livello locale (EOP, 2010). Si può facilmente comprendere che una donna ultracinquantenne, senza alcun tipo di supporto dal sistema socio-sanitario locale, sia facilmente esposta ad un livello di stress emozionale eccessivo.

5. Conclusioni

L'analisi condotta ha lo scopo di verificare se le donne over-50 che prestano cure informali ai propri genitori possono presentare disturbi depressivi dovuti a questo tipo di mansione. Dai risultati emerge che l'impatto delle cure è positivo e significativo solo in quei Paesi (situati nel Sud Europa) dove le risorse destinate a finanziare la LTC sono estremamente esigue (in media lo 0,5 % del PIL) e il sistema locale di assistenza socio-sanitaria agli anziani non è strutturato per recepire la crescente domanda di cure. Nell'area mediterranea, storicamente, è la famiglia a farsi carico dei genitori anziani, sia dal punto di vista economico (per legge i familiari sono tenuti a fornire un reddito di sussistenza e una soluzione abitativa al genitore in difficoltà economica), che assistenziale. Parimenti, è sempre la famiglia che supporta economicamente le nuove generazioni in difficoltà economica a causa dello scarso livello occupazionale, anche dopo che queste hanno lasciato il nucleo familiare, in un patto di reciprocità che nasce dalla strutturale assenza di aiuti istituzionali.

Viceversa, i Paesi dell'Europa settentrionale, Svezia in testa, già da alcuni decenni hanno affrontato il problema dei soggetti più anziani in termini giuridici, tutelandoli attraverso diverse riforme.⁹ La cura e l'assistenza degli stessi è per legge a carico dello Stato e delle municipalità, perciò la scelta da parte delle figlie di assistere i propri genitori anziani sembra maggiormente dettata da aspetti affettivi-emozionali, che non da una reale necessità, e questo potrebbe spiegare la differenza negli *score* sulla depressione che emerge fra Nord e Sud Europa. Mentre la donna del Sud Europa è completamente lasciata a sé stessa nella presa

8. L'integrazione fra servizi sociali e sanitari stenta a decollare anche perché spesso i primi sono gestiti dalle municipalità e i secondi dallo Stato o dalle Regioni.

9. In Svezia il Social Service Act, riformato recentemente, stabilisce la responsabilità economica delle istituzioni nella cura del soggetto anziano e riconosce l'importanza (tramite contributo finanziario) delle cure informali.

in carico del genitore anziano, la *caregiver* del Nord Europa può contare su un sistema di assistenza altamente efficiente, fatto che incide non poco sul livello di stress (incertezza per il futuro, incapacità di gestire il proprio tempo nell'assenza di risposte istituzionali) delle *caregiver*.

Le indicazioni in termini di *policy* propendono per un graduale allineamento dei sistemi di LTC da parte di tutti i Paesi europei, in presenza di un problema di invecchiamento delle popolazioni ormai pressante e destinato inevitabilmente ad accentuarsi in un prossimo futuro.

Bibliografia

- A. AMIRKHANYAN, D.A. WOLF, *Parent care and the stress process: Findings from panel data*, «The Journals of Gerontology Series B-Psychological Sciences and Social Sciences», 61 (5), 2006, pp. 248-255.
- F.C. BILLARI, H.P. KHOLER, *Patterns of low and lowest fertility in Europe*. «Population Studies», 58 (2), 2004, pp. 161-176.
- K. BOLIN, B. LINDGREN, P. LUNDBORG, *Your next of kin or your own career?: Caring and working among the 50+ of EUROPE*, «Journal of Health Economics», 27, 2008, pp. 718-738.
- J. BOOKWALA, *The impact of parent care on marital quality and well-being in adult daughters and sons*, «The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences», 64B (3), 2009, pp. 339-347.
- I. BUBER, *Ageing in Austria: An overview of Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) with special focus on aspects of health*, Vienna, Yearbook of Population Research, 2007, pp. 309-326.
- N. COE, C.H. VAN HOUTVEN, *Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent*, «Health Economics», 18, 2009, pp. 991-1010.
- L. CRESPO, P. MIRA, *Caregiving to elderly parents and employment status of European mature women*, Working paper CEMFI, 2010, Madrid.
- EOP, European Overview Paper, *Informal care in the long-term care system*, 2010.
- EUROSTAT, *Demography report 2010*, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>
- M. HUBER, R. RODRIGUES, F. HOFFMANN, F.K. GASIOR, B. MARIN, *Facts and Figures on Long-term Care - Europe and North America*, Vienna, European Centre for Social Welfare Policy and Research, 2009.
- S. JIMÉNEZ-MARTÍN, C. VILAPLANA PRIET, *The trade-off between formal and informal care in Spain*, Working Paper, Universitat Pompeu Fabra and FEDEA, 2009, available on line: <http://www.fedea.es>
- W.F. LIN, L. H. CHEN, T. LI, *Adult Children's Caregiver Burden and Depression: The Moderating Roles of Parent-Child Relationship Satisfaction and Feedback from Others*, «Journal of Happiness Studies», May 2012.
- J. MORTENSEN, C.K. SPIESS, C. KATHARIN, T. SCHNEIDER, J. COSTA-FONT, P. CONCEPCIO, *Health care and female employment: a potential conflict*, European Network of Economic Policy Research Institutes (ENEPRI), Occasional Paper 6, April 2004.

- O. O'DONNELL, E. VAN DOORSLAER, A. WAGSTAFF, M. LINDELOW, *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data*, The World Bank, Washington DC, 2008.
- OCSE, 2011, *Help wanted? Providing and paying for Long term Care*, <http://www.oecd.org/els/healthpoliciesanddata/47884865.pdf>
- E.K. PAVALCO, J. ARTIS, *Women's caregiving and paid work: causal relationships in late midlife*, «Journal of Gerontology: Social Science», 52B, 4, 1997, pp. 170-179.
- M.J. PRINCE , A.T. BEEKMAN , D.J. DEEG , R. FUHRER , S.L. KIVELA , B.A. LAWLOR , A. LOBO , H. MAGNUSSON , I. MELLER , H. VAN OYEN , F. REISCHIES , M. ROELANDS , I. SKOOG , C. TURRINA , J.R. COPELAND, *Depression symptoms in late life assessed using the EURO-D scale: Effect of age, gender and marital status in 14 European centres*, «British Journal of Psychiatry», 174, 1999, pp. 339-345.
- D.S. REHER, *Family Ties in Western Europe*, «Population and Development Review», vol. 24, 2, 1998, pp. 203-234.
- P.R. ROSENBAUM, D.B. RUBIN, *The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects*, «Biometrika» 70, 1983, pp. 41-55.
- R.M. RUBIN, S.I. WHITE-MEAN, *Informal Caregiving: Dilemmas of Sandwiched Caregivers*, «Journal of Family Economic Issues», 30, 2009, pp. 252-267.
- M. SILVERSTEIN, D. GANS & F.M. YANG, *Intergenerational support to aging parents*, «Journal of Family Issues», 27 (8), 2006, pp. 1068-1084.
- R. SHULZ, S.R. BEACH, *Caregiving as a risk factor for mortality: the caregiver health effect study*, «Journal of the American Medical Association», 282 (23), 1999, pp. 2215-2219.
- R. SHULZ, P.R. SHERWOOD, *Physical and Mental effects of family caregiving*, «American Journal of Nursing», 9 Suppl., 2008, pp. 23-27.
- B.C. SPILLMAN, L.E. PEZZIN, *Potential and active family caregivers: changing networks and the «Sandwich Generation»*, «The Milbank Quarterly», 78, 3, 2000, pp. 347-374.
- PP. VITALIANO, J. ZHANG, J.M. SCANLAN, *Is caregiving hazardous to one's physical health? A meta-analysis*, «Psychological Bulletin», 129 (6), 2003, pp. 946-973.
- A Short Guide to SHARE*, Mannheim Research Institute for the Economics of Aging (MEA), www.share-project.org

Abstract

In the ageing societies, caring for the elderly is becoming an issue for the possible adverse effects on their caregivers, who are typically women in their late midlife. The aim of this study is to estimate the impact of caring for an old parent (natural and in-law) on the mental health of mature women living in Europe.

The individual-level data employed in the analysis is drawn from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Specifically, we use data from Wave 1 and Wave 2, which was collected by personal interviews in 2004 and 2006/07 respectively. Information on caregivers' mental health status is provided by EURO-D depression scale developed and validated by the EURODEP Concerted Action Programme as standardized measure of depression across European countries. The analysis is particularly interesting as the sample has been subdivided geographically into three macro-regions, namely, Northern, Central and Southern Europe, which is consistent with two elements: i) the amount of resources devoted to Long Term Care (LTC) systems, and ii) the social and cultural context conditioning family ties in these three European regions.

Our results reveal the presence of a North-South gradient in the effect of caring on women's mental health. Policy implication suggest the need for a revision of the LTC systems in Southern Europe on the model of Northern ones, in order to alleviate the psychological burden carried by over-50 Mediterranean women.

Il supporto monetario agli anziani non autosufficienti: un'analisi empirica dei ritardi nell'accesso al programma *Attendance Allowance* nel Regno Unito¹

Francesca Zantomio

1. Introduzione

La fornitura e il finanziamento dell'assistenza agli anziani non autosufficienti rappresentano sfide di primaria importanza, tra quelle poste dalla transizione demografica (SWARTZ ET AL. 2012). L'invecchiamento della popolazione implica non solo che un numero maggiore di individui raggiunge la terza età, ma anche, a motivo del progresso in campo medico, una più lunga speranza di vita nella terza età. Raggiunti i 65 anni di età, più di un terzo della vita viene tipicamente trascorso in condizioni di malattia cronica o disabilità, tali da richiedere la fornitura di assistenza a soggetti che si trovino in condizioni di non autosufficienza.

Nelle società occidentali, gli attuali sistemi di *welfare* spesso includono programmi di trasferimento monetario finalizzati a proteggere gli anziani dalle conseguenze economiche della non autosufficienza. Più che sostituire redditi da lavoro o da pensione, questi trasferimenti intendono coprire i bisogni aggiuntivi indotti dall'insorgere della non autosufficienza (JONES, O'DONNELL 1995; ZAIDI, BURCHARDT 2005; STAPLETON ET AL. 2008; MORCIANO ET AL. 2012; CULLINAN ET AL. 2011) e finanziare dunque l'acquisto di beni e servizi per compensarla: servizi di cura personale, aiuto domestico, riscaldamento aggiuntivo, specifici regimi dietetici, apparecchi e dispositivi domestici.

Nel Regno Unito, un milione e mezzo circa di individui riceve un trasferimento noto come *Attendance Allowance* (AA). Il trasferimento ammonta a circa 215 sterline al mese e viene corrisposto agli ultrasces-

1. Questo lavoro è stato supportato dalla Nuffield Foundation, come parte del progetto *The role and effectiveness of disability benefits for older people*. La responsabilità dell'analisi e interpretazione dei risultati ricade esclusivamente sull'autrice. I dati BHPS sono stati raccolti da *ESRC Research Centre on Micro-social Change* (ora parte de *Institute for Social and Economic Research*) presso la *University of Essex* e sono stati resi disponibili tramite *UK Data Archive*.

santacinquenni che necessitano di assistenza diurna o notturna per svolgere attività quotidiane quali lavarsi, mangiare, vestirsi, usare il bagno, comunicare etc. a motivo di una disabilità fisica o mentale. L'ammontare del trasferimento sale a 320 sterline al mese se le necessità di assistenza sono sia diurne che notturne. La percentuale di ultrasessantacinquenni che ricevono AA è stimata intorno al 13% (HANCOCK ET AL. 2013).

L'aumento atteso, nei prossimi decenni, della spesa pubblica in ambito socio-sanitario (OECD 2005), e le conseguenze previste per bilanci pubblici già messi a dura prova, hanno stimolato, negli ultimi anni, un vivace dibattito accademico e politico sul ruolo e l'efficacia di questi programmi (WALNESS 2006; BERTHOUD, HANCOCK 2008; PUDNEY 2010; CHMSO 2009). Nel valutarne l'efficacia, un aspetto cruciale è quello della tempestività con cui questi trasferimenti vengono erogati, una volta emerso lo stato di non autosufficienza. Nel Regno Unito la speranza di vita a 65 anni è stimata intorno ai 17,2 anni per gli uomini e 19,9 anni per le donne, mentre la speranza di vita sana a 65 anni è stimata intorno ai 10 e 10,5 anni rispettivamente per uomini e donne; la differenza tra questi due valori fornisce una misura indicativa del numero di anni che un soggetto anziano può aspettarsi di vivere una volta insorta la disabilità: circa 6,8 anni per gli uomini e 9,1 anni per le donne. Con un simile orizzonte temporale, risulta evidente come ricevere tempestivamente il trasferimento rivesta un'importanza fondamentale per il funzionamento del programma: un anno di ritardo nell'ottenimento di AA si traduce in una perdita superiore a 2.500 sterline.

Il diritto di accesso al trasferimento AA dipende esclusivamente dall'età e dalle necessità di assistenza, e non invece dai contributi precedentemente versati o dai mezzi finanziari del nucleo familiare. Tuttavia, spetta al potenziale avente diritto di presentare la domanda, una volta insorta la non autosufficienza. Il modulo di domanda raccoglie informazioni e dati sulle malattie croniche diagnosticate, sugli altri problemi di salute e sul tipo e ammontare di assistenza di cui il soggetto necessita. Un controllo medico può essere richiesto o imposto in alcuni casi, ma non si tratta di una componente necessaria del processo di valutazione del caso. Il processo di valutazione prevede che, una volta presentata la domanda compilata, l'amministrazione debba processarla entro ventiquattro giorni lavorativi. La data di presentazione della domanda è rilevante perché il pagamento del trasferimento avviene dopo che sono trascorsi sei mesi (anche se sono previste eccezioni nel caso dei malati terminali). Se il modulo di domanda compilato viene restituito all'amministrazione entro 6 settimane dalla data in cui il modulo è stato richiesto all'amministrazione, è a partire da quest'ultima data che si contano i sei mesi (altrimenti dalla data in cui si restituiscono all'amministrazione i

moduli compilati). Il ruolo degli operatori socio-sanitari (medici di base, personale infermieristico e assistenti sociali) è fondamentale non solo nel promuovere la consapevolezza del proprio status di soggetto non autosufficiente e del conseguente diritto al supporto monetario, ma anche nell'aiutare i potenziali aventi diritto a compilare i moduli, fornendo l'evidenza medica rilevante e velocizzando la presentazione della domanda.

Nel caso in cui la domanda venga rigettata, come accade in circa un caso su cinque, è possibile fare appello contro la decisione amministrativa. Di fatto, più del 40% dei casi rivisti in appello sono successivamente rivalutati favorevolmente anche senza che siano prodotte evidenze aggiuntive. Casi come questi contribuiscono tuttavia ad allungare il tempo trascorso tra l'insorgere del bisogno assistenziale ed il pagamento del trasferimento.

A partire da alcuni contributi che hanno evidenziato la possibilità di incoerenze nelle valutazioni dei casi e di severi ritardi nell'ottenere il trasferimento (DALY, NOBLE 1996; HIRST 1997; BANKS, LAWRENCE 2005; NOSOWSKA 2004), questo contributo intende analizzare empiricamente la tempestività con cui il trasferimento AA viene corrisposto, dopo l'insorgere della non autosufficienza, usando i dati *British Household Panel Survey* (BHPS). Questi dati offrono osservazioni annue ripetute sugli stessi individui per quasi due decenni; le variabili disponibili includono diversi indicatori di salute, disabilità e non autosufficienza, informazioni sui trasferimenti ricevuti, e un insieme di caratteristiche socio-demografiche ed economiche. Nel prossimo paragrafo sarà quantificata l'estensione temporale tra l'insorgere della non autosufficienza ed il primo pagamento del sussidio, per valutare in che misura il trasferimento sia tempestivamente ricevuto dalla popolazione obiettivo. Nel paragrafo successivo si analizzerà come la tempistica di ottenimento sia influenzata da caratteristiche personali che, a livello normativo, non condizionano l'accesso al programma, e che dunque non dovrebbero influenzare tale tempistica. Se il ritardo con cui si riceve il trasferimento varia con caratteristiche personali che non condizionano lo status di avente diritto (ovvero caratteristiche diverse da età e disabilità, come ad esempio il livello di istruzione o la disponibilità di supporto familiare), questo conduce a un trattamento finanziario differenziato di casi comunque meritevoli. In questo senso, si tratta di un fallimento di equità orizzontale, che i programmi pubblici ambiscono invece a garantire, nell'accesso al supporto finanziario alla non autosufficienza.

2. *La misura dei ritardi nell'ottenimento del supporto finanziario alla non autosufficienza*

A partire dal 1991, l'indagine BHPS ha raccolto informazioni annue su un campione di individui residenti in abitazioni private² in Gran Bretagna. I soggetti intervistati nel primo anno vengono intervistati in ciascuno degli anni successivi, mentre coloro che sono entrati successivamente a far parte del nucleo familiare vengono intervistati in quanto conviventi (e fino a che rimangono tali) dei soggetti intervistati sin dal primo anno. Successivi allargamenti del campione, nel 1997, 1999 e 2001, ne hanno garantito la rappresentatività territoriale (TAYLOR ET AL. 2006).

L'indagine raccoglie informazioni sull'eventuale trasferimento AA ricevuto nel periodo trascorso dall'intervista precedente, e su salute, disabilità e non autosufficienza. Nel questionario, queste domande precedono quelle sulla situazione reddituale e sul trasferimento AA. Gli indicatori di salute, disabilità e non autosufficienza includono sia misure soggettive che misure più oggettive. Il primo gruppo include lo stato di salute soggettivo negli ultimi 12 mesi, rispetto alla maggior parte dei coetanei; eventuali limitazioni, per motivi di salute, nello svolgimento della attività quotidiane (ovvero gli indicatori ADLS, KATZ ET AL. 1963); lo stato di disabilità autodichiarato; infine, se l'intervistato ritenga o meno di essere affetto da una qualche malattia cronica o problema di salute, tra quelli elencati in un cartellino che gli viene presentato. Il secondo gruppo include indicatori di utilizzo dei servizi sanitari (il numero di volte in cui si è consultato il medico di base, i giorni di degenza in ospedale, l'utilizzo di servizi socio-sanitari domiciliari), il numero di infortuni subiti, l'eventuale assistenza ricevuta da altri componenti del nucleo familiare (informazione che viene riportata dal componente che fornisce tale assistenza) e infine una valutazione, fornita dall'intervistatore, di eventuali difficoltà dell'intervistato emerse nel corso dell'intervista, a livello fisico o cognitivo.

L'oggetto di interesse per l'analisi è l'arco di tempo trascorso tra l'insorgere dello stato di non autosufficienza (o di avente diritto) ed il primo pagamento del sussidio, ovvero il ritardo nell'ottenimento del sussidio AA, misurato come:

$$[1] \quad d_i = t_i^r - t_i^e$$

ovvero il numero di anni trascorsi tra l'anno in cui si osserva insorgere la non autosufficienza t^e e l'anno in cui si osserva per la prima volta il pagamento del trasferimento t^r (per coloro che vivono entrambi gli eventi).

2. Ovvero è esclusa la popolazione istituzionalizzata (residente in ospedali, case di riposo, carceri etc.).

La misura di t^e costituisce una prima difficoltà. Infatti, nonostante il ricco insieme di indicatori di salute, disabilità e bisogno di assistenza che l'indagine BHPS offre, questi non corrispondono esattamente a tutte le informazioni richieste nel modulo di domanda e che sono dunque rese note al decisore amministrativo che valuta il caso (HANCOCK ET AL. 2013). Per questo motivo, l'analisi è stata ripetuta adottando due diverse definizioni di t^e ovvero del momento in cui sorge la non autosufficienza rilevante per definire lo stato di avente diritto. In base a una prima definizione, (ritardo 1), t_i^e corrisponde all'anno in cui l'intervistato ultrasessantacinquenne inizia a riportare di ricevere assistenza da un altro componente del nucleo familiare, oppure di ricevere servizi di assistenza domiciliare, oppure se dichiara essere disabile. In base a una seconda definizione (ritardo 2), t_i^e corrisponde all'anno in cui l'ultrasessantacinquenne inizia a riportare di ricevere assistenza da un altro componente del nucleo familiare, oppure di avere delle limitazione nelle attività quotidiane (ADLs) di cura di sé (come lavarsi, vestirsi, usare il bagno) a motivo delle proprie condizioni di salute. Anche se il fatto di ricevere assistenza può essere considerato un indicatore oggettivo del bisogno di assistenza, il diritto a ricevere il trasferimento AA si basa piuttosto sul sussistere di una necessità di assistenza (non sul fatto che questa sia effettivamente ricevuta); un soggetto infatti può necessitare di assistenza anche se non la riceve.

Questi indicatori di diritto a ricevere il sussidio AA, descrivono dei cosiddetti *absorbing states*, ovvero degli stati da cui, una volta entrati, non si esce più. Ad esempio, la proporzione di soggetti che sono assistiti da un componente familiare al tempo t e che continuano ad essere assistiti in $t+1$, $t+2$, etc., è costantemente superiore al 70%; la proporzione di quelli che ricevono assistenza domiciliare al tempo t che continuano a riceverla in $t+1$, $t+2$, etc. è costantemente superiore all'ottanta per cento.

L'analisi si basa su dati BHPS riferibili all'arco temporale 1991-2007. Il campione d'analisi include gli individui che sono stati intervistati sin da prima dei 65 anni e che, dopo i 65 anni, vivono l'insorgere della non autosufficienza, così come appena definito, e successivamente ricevono il trasferimento AA. La prima restrizione (ovvero l'essere stati intervistati sin da prima dei 65 anni) evita che l'analisi possa essere influenzata da eventuali precedenti stati di disabilità, diritto al trasferimento, o percepimento dello stesso, non osservati. La seconda restrizione (l'aver vissuto l'insorgere della non autosufficienza e l'ottenimento del sussidio dopo i 65 anni) evita che l'analisi rifletta anche eventuali esperienze precedenti come avente diritto a, o ricevente di, un trasferimento equivalente, corrisposto a coloro che perdono l'autosufficienza prima dei 65 anni (*Disability Living Allowance*, DLA). Nonostante queste restrizioni comportino una drastica riduzione nella dimensione del campione, garantiscono che i ritardi nell'ottenimento del sussidio AA siano misurati correttamente.

Le statistiche descrittive relative ai ritardi osservati sono riportate nella Tabella 1. Il ritardo medio è di circa quattro anni, e quello mediano di circa tre anni, indipendentemente dalla definizione di t_i^e che viene adottata. Si tratta di un periodo ben più lungo del periodo di attesa legalmente previsto di sei mesi. La distribuzione campionaria del ritardo indica che ritardi prolungati non rappresentano certo un'eccezione. Questi potrebbero riflettere sia una domanda presentata in ritardo (ad esempio per mancanza di consapevolezza circa il proprio stato di non autosufficienza e/o l'esistenza del programma AA) sia ritardi amministrativi che sorgono esempio nel caso di domande inizialmente respinte e successivamente rivalutate in appello come meritevoli.

Tabella 1. Ritardi osservati nell'ottenimento del sussidio AA, dopo l'insorgere della non autosufficienza

	Ritardo 1 (anni)	Ritardo 2 (anni)
Media	3,89	3,82
Dev. Std.	3,33	3,34
Mediana	3,00	3,00
Osservazioni	66	67

Fonte: elaborazione di dati BHPS, 1991-2007.

Certo, è possibile che ci voglia del tempo prima che lo stato di disabilità di un soggetto divenga sufficientemente severo da soddisfare i requisiti di accesso al sussidio. In questo caso, l'arco temporale trascorso tra l'insorgere del bisogno di assistenza ed il primo pagamento del trasferimento non rappresenterebbe un ritardo. Tuttavia, osservando i beneficiari di AA dopo tre anni (o più) da quando hanno iniziato a ricevere assistenza da altri componenti del nucleo familiare o ad essere limitati, a causa della propria salute, nelle attività di cura personale, si nota che per almeno la metà dei casi lo stato di disabilità misurata è rimasto stabile. Ad esempio, dal confronto tra l'anno in cui iniziano a ricevere assistenza da altri componenti del nucleo familiare o ad essere limitati, causa della propria salute, nelle attività di cura personale, e l'anno precedente al primo pagamento di AA, emerge che in quest'ultimo anno il 55% dei soggetti non riporta un numero superiore di problemi di salute, il 62% non riporta un numero superiore di contatti con il medico di base, il 77% non riporta un numero superiore di giorni di degenza in ospedale nel corso dell'anno e il 57% non riporta un numero superiore di limitazioni nella cura personale.

Indipendentemente dalla definizione di t_i^e adottata, ci sono alcuni casi di ritardi negativi, ovvero di individui che riportano l'inizio di uno stato di non autosufficienza solo dopo aver ottenuto il trasferimento AA. Questi

casi potrebbero rappresentare evidenze di una mancata consapevolezza tra gli anziani del proprio stato prima dell'ottenimento del sussidio.

3. *Analisi multivariata: ritardi e caratteristiche individuali*

I dati a disposizione permettono inoltre di analizzare come la durata del ritardo vari in relazione ad una serie di caratteristiche personali che, a livello normativo, non rilevano come requisiti di accesso al programma. La variabile dipendente è $d_i = t_i^r - t_i^e$, ovvero il numero di anni trascorsi tra l'insorgere della non autosufficienza e l'ottenimento del trasferimento, per gli individui che vivono entrambi gli eventi. La ridotta dimensione campionaria impone la scelta di un numero limitato di covariate:³ la data di nascita, l'età, il genere, se gli anni di istruzione siano superiori a quanto obbligatorio, se il soggetto viva in una casa di proprietà, il reddito familiare pro capite, la presenza di altri componenti nel nucleo, e la circostanza che il partner, se presente, riceva un trasferimento dello stesso tipo.⁴ Le statistiche descrittive per queste variabili sono riportate nella Tabella 2.

Data la tipologia della variabile dipendente, d_i , l'analisi multivariata utilizza un modello per dati *count*. Per la specificazione della distribuzione di d_i , a motivo dell'assunzione di equidispersione, assai restrittiva,⁵ della distribuzione di Poisson, si adotta la distribuzione binomiale negativa, che ammette sovradispersione (CAMERON, TRIVEDI 1986).

Tabella 2. Statistiche descrittive

	<i>media</i>	<i>std. dev.</i>
Coorte	1931,19	41,48
Età (all'insorgere della non autosufficienza)	68,12	2,98
Donna	0,56	0,50
Istruzione oltre l'età obbligatoria	0,41	0,50
Sposato o convivente con partner	0,72	0,45
Proprietario dell'abitazione	0,69	0,46
Presenza di altri componenti nel nucleo	0,24	0,43
Reddito ¹	788,49	744,29
Coniuge o partner che riceve sussidio equivalente ²	0,20	0,40

Fonte: elaborazione di dati BHPS, 1991-2007.

¹ Reddito familiare mensile pro capite.

² Sia AA che DLA.

3. La ridotta dimensione campionaria non consente di includere la regione di residenza, che avrebbe fornito un'indicazione rispetto ad eventuali differenze nel livello di efficienza dei sistemi amministrativi locali.

4. *Attendance Allowance* o *Disability Living Allowance*.

5. Il test di equidispersione rigetta questa ipotesi.

Questa assume

$$[2] \quad E(d_i | x_{i,t^e}) = \exp(x_{i,t^e} \varphi)$$

e

$$[3] \quad V(d_i | x_{i,t^e}) = (1 + \varphi^2 \exp(x_{i,t^e} \varphi)) \exp(x_{i,t^e} \varphi)$$

dove x_{i,t^e} denota un insieme di caratteristiche individuali irrilevanti rispetto alla definizione normativa di avente diritto e osservate al tempo t^e ; φ denota il parametro di sovradisersione, da cui dipende la distribuzione di probabilità di d_i .

Le stime di massima verosimiglianza per i parametri φ sono riportate nella Tabella 3: ciascun riquadro si riferisce ad una delle due definizioni di non autosufficiente/avente diritto adottate. La dimensione, la significatività ed il segno dei coefficienti risultano robusti rispetto alla definizione di non autosufficiente/avente diritto e coerenti con i ritardi medi condizionati a particolari covariate.⁶ Nonostante la ridotta dimensione del campione, diversi coefficienti risultano statisticamente significativi: il ritardo nell'ottenimento del sussidio è significativamente più lungo per coloro che godono di un tenore di vita più elevato (riflesso dalla proprietà dell'abitazione di residenza e dal reddito familiare pro capite).

Tabella 3. Ritardi nell'ottenimento del sussidio AA dopo l'insorgere della non autosufficienza

Stime dei coefficienti (distribuzione binomiale negativa) ¹				
	Ritardo 1	Ritardo 2		
Coorte	-0,0015	***	-0,0014	***
Età	-0,1893	***	-0,1744	***
Donna	-0,3095	*	-0,1742	
Istruzione oltre l'età obbligatoria	-0,8522	***	-0,8379	***
Proprietario dell'abitazione	0,3641	*	0,3414	*
Presenza di altri componenti nel nucleo	-0,5681	**	-0,6651	**
Reddito ²	0,2693	**	0,2738	**
Coniuge o partner che riceve stesso sussidio ³	-0,0476		-0,1959	
Numero di osservazioni	45		47	
Pseudo R ²	0,178		0,178	
AIC	204		210	
BIC	222		229	
Log Verosimiglianza	-91,8		-95	

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

¹ Il regressore « sposato o convivente » è stato eliminato per collinearità.

² Reddito familiare mensile pro capite.

³ Sia AA che DLA.

6. Ad esempio, il ritardo medio si riduce da 4,38 a 2,37 anni per chi coabita con altri componenti nel nucleo familiare, rispetto a chi vive da solo; si riduce inoltre da 4,3 a 3,2 anni per chi ha ottenuto istruzione oltre l'età obbligatoria, rispetto a chi non l'ha ottenuta.

Fonte: elaborazione di dati BHPS, 1991-2007.

I ritardi appaiono invece significativamente più brevi per soggetti più anziani: questo potrebbe riflettere un loro maggiore incentivo a velocizzare la presentazione della domanda (visto che eventuali ritardi aggiuntivi risulterebbero in una maggiore proporzione della vita rimanente non coperta dal trasferimento); ma anche l'eventualità che i ritardi amministrativi (ad esempio nel caso di domande rigettate e successivamente accolte) siano meno frequenti per i soggetti più anziani.

A parità di età, i ritardi risultano significativamente più brevi per gli individui appartenenti a coorti più giovani, probabili detentori di un diverso atteggiamento nei confronti del supporto finanziario pubblico. Questo potrebbe inoltre riflettere una maggiore consapevolezza dell'eventuale stato di bisogno, da parte delle coorti più giovani. Tuttavia, poiché non è possibile controllare contemporaneamente età, coorte e tempo, questo potrebbe anche riflettere un trend di crescente generosità amministrativa nella valutazione dei casi.

Anche i soggetti più istruiti sembrano subire minori ritardi: è infatti plausibile che, a parità di altre condizioni, i soggetti più istruiti siano più veloci nella presentazione della domanda. Infine, la presenza di altri componenti nel nucleo familiare riduce significativamente il ritardo subito: questo suggerisce che il supporto familiare riveste un ruolo importante nella fase di domanda.

I casi di ritardi negativi non sono stati inclusi nell'analisi multivariata; tuttavia, come controllo di robustezza, sono state ripetute stime ottenute col metodo dei minimi quadrati nel campione che li includeva, senza che questo alterasse la natura dei risultati. Inoltre, come ulteriore controllo, le stime *count* sono state ripetute rimuovendo la restrizione campionaria agli individui osservati sin da prima dei 65 anni. I risultati in questo caso confermano quelli ottenuti nei campioni ristretti.

I coefficienti ottenuti possono essere utilizzati per stimare il ritardo atteso nel caso di individui con determinate caratteristiche. Ad esempio, il ritardo atteso per una donna nubile di 68 anni, nata nel 1930, che risiede da sola in un'abitazione di proprietà, che non ha studiato oltre l'età obbligatoria, e che gode di un livello di reddito mediano, è di circa cinque anni, che corrispondono a una perdita finanziaria rilevante, pari a più di diciottomila sterline di trasferimento non ottenuto. Le cifre corrispondenti, nel caso di un uomo con le stesse caratteristiche, sono un ritardo atteso di circa quattro anni e mezzo, corrispondenti a una perdita finanziaria di oltre sedicimila sterline. La Figura 1 rappresenta la distribuzione di probabilità condizionata del ritardo per questi due individui. Il ritardo atteso, nel caso della donna, si accorcerebbe di quattro anni se, a parità di altre condizioni, questa fosse nata dieci anni più tardi. Se

avesse studiato oltre l'età obbligatoria, il ritardo atteso si ridurrebbe di circa un anno e mezzo. La presenza di altri soggetti nel nucleo familiare ridurrebbe invece il ritardo atteso di circa due anni, corrispondenti a più di cinquemila sterline di supporto finanziario recuperato: la dimensione di questa differenza nel ritardo supera quella che si verificherebbe nel caso di un maggiore bisogno finanziario, ovvero se considerassimo la situazione di un individuo, altrimenti identico, con reddito corrispondente al primo decile, invece che alla mediana. Ciò suggerisce che un anziano solo potrebbe incontrare delle particolari difficoltà a ottenere il trasferimento, anche se in uno stato di bisogno finanziario più intenso.

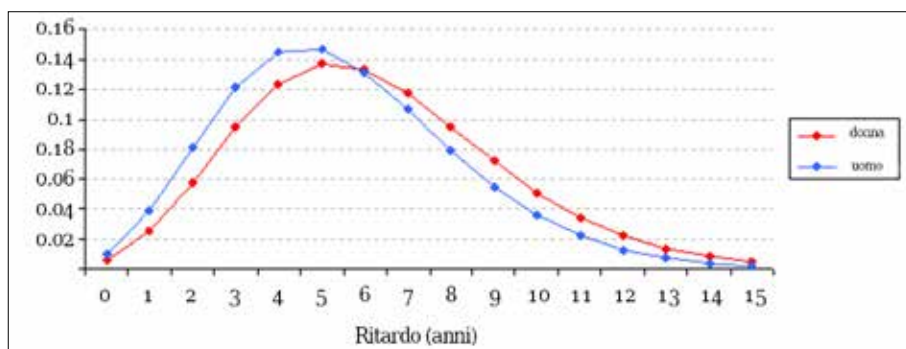


Figura 1. Ritardi nell'ottenimento del sussidio: distribuzione di probabilità condizionale per due individui rappresentativi

4. Conclusioni

Tra i trasferimenti monetari a supporto della disabilità, i cosiddetti programmi *extra costs* intendono compensare i bisogni aggiuntivi determinati dall'insorgere della non autosufficienza. Nel Regno Unito, questo tipo di supporto monetario è fornito tramite il programma *Attendance Allowance*, il cui ruolo e la cui efficacia sono stati di recente oggetto di dibattito politico, a seguito delle preoccupazioni emerse circa incoerenze amministrative e gravi ritardi nell'accesso alle risorse, una volta che lo stato di non autosufficienza è emerso. Il sussidio fornisce un ragguardevole incremento di risorse finanziarie per gli anziani non autosufficienti. Oltretutto, dall'ottenimento del trasferimento AA emerge il diritto a ottenere somme aggiuntive nel contesto di altri trasferimenti monetari pubblici. Ad esempio, un anziano non coniugato potrebbe ottenere un incremento della pensione sociale di circa 230 sterline al mese, una volta ottenuto il trasferimento AA.

Se si considerano i rilevanti costi aggiuntivi che gli anziani non autosufficienti devono affrontare (stimati in circa il 30% del loro reddito, in base a un recente lavoro di CULLINAN ET AL. 2011), la loro limitata speranza di vita, e come le risorse pubbliche ottenibili possano fare la differenza in termini di benessere finanziario e bisogni percepiti come scoperti (AGE CONCERN 2008; ZANTOMIO 2013), risulta evidente come assicurare un tempestivo ottenimento di queste risorse sia un requisito essenziale in termini di efficacia di questi programmi.

Questo contributo ha proposto una valutazione del programma rispetto alla possibilità di ritardi nell'accesso al supporto finanziario. L'analisi empirica si è basata su dati BHPS, che offrono osservazioni ripetute degli stessi individui nel tempo. La dimensione longitudinale dei dati ha permesso di osservare sia l'insorgere della non autosufficienza che l'accesso al trasferimento monetario e ha dunque permesso di valutare l'entità di eventuali ritardi nell'accesso al programma. Inoltre, l'ampia disponibilità di ulteriori variabili ha consentito di svolgere un'analisi multivariata su come i ritardi nell'accesso alle risorse siano influenzati da caratteristiche socio demografiche ed economiche che non dovrebbero rilevare, in base alle regole che definiscono i requisiti di accesso al programma.

I risultati hanno mostrato come esistano effettivamente ritardi considerevoli nell'accedere al supporto finanziario: in media, dal momento in cui sorge la non autosufficienza, trascorrono quattro anni prima che si ottenga il primo pagamento. L'effettiva tempistica di accesso alle risorse rappresenta dunque un limite di questo programma; inoltre si è osservato come caratteristiche irrilevanti per la definizione di avente diritto, di fatto influenzino la durata del ritardo sollevando una questione di equità orizzontale rispetto al meccanismo di assegnazione delle risorse. In particolare età, livello di istruzione, e presenza di supporto familiare influenzano significativamente la probabilità di ricevere il sussidio entro un determinato arco temporale. Nel complesso dunque l'attuale sistema di supporto monetario per anziani non autosufficienti nel Regno Unito appare migliorabile rispetto alla tempistica di assegnazione delle risorse e al necessario coinvolgimento di operatori socio sanitari nel raggiungere gli anziani che fronteggiano i maggiori ostacoli al perseguimento tempestivo di una richiesta di supporto.

Bibliografia

- AGE CONCERN, *Transforming lives: Tackling Poverty and Promoting Independence and Dignity through Information and Advice*, London, Age Concern England, 2008.
- P. BANKS, M. LAWRENCE, *Transparent or Opaque? Disabled people in Scotland describe their experience of applying for Disability Living Allowance*, «Journal of Social Work», 5 (3), 2005, pp. 299-317.
- R. BETHOUD, R. HANCOCK, *Disability benefits and paying for care*, Colchester, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, «ISER Working Paper Series», 40, 2008.
- A.C. CAMERON, P.K. TRIVEDI, *Econometric models based on count data: comparisons and applications of some estimators and tests*, «Journal of Applied Econometrics», 1, 1986, pp. 29-53.
- CONTROLLER OF HER MAJESTY'S STATIONARY OFFICE, *Shaping the future of care together*, London, The Stationary Office, 2009.
- J. CULLINAN, B. GANNON, S. LYONS, *Estimating the extra-cost of living for people with disabilities*, «Health Economics», 20, 2011, pp. 582-599.
- M. DALY, M. NOBLE, *The reach of disability benefits: an examination of the Disability Living Allowance*, «Journal of Social Welfare and Family Law», 18 (1), 1996, pp. 37-51.
- R. HANCOCK, M. MORCIANO, S. PUDNEY, F. ZANTOMIO, *Do household surveys give a coherent view of disability benefit targeting? A multi-survey latent variable analysis for the older population in Great Britain*, Colchester, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, «ISER Working Paper Series» 5, 2013.
- M. HIRST, *Variations in the administration of Disability Living Allowance*, «Social Policy and Administration», 31 (2), 1997, pp. 136-156.
- A. JONES, O. O'DONNELL, *Equivalence scales and the cost of disability*, «Journal of Public Economics», 56, 1995, pp. 273-289.
- S. KATZ, A.B. FORD, R.W. MOSKOWITZ, B.A. JACKSON, M.W. JAFFE, M.A. CLEVELAND, *Studies of Illness in the Aged. The Index of ADL: A Standardized Measure of Biological and Psychosocial Function*, «Journal of the American Medical Association», 185 (12), 1963, pp. 914-919.
- M. MORCIANO, R. HANCOCK, S. PUDNEY, *Disability costs and equivalence scales in the older population*, Colchester, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, «ISER Working Paper Series», 9, 2012.
- G. NOSOWSKA, *A delay they can ill afford: delays in obtaining Attendance Allowance for older, terminally ill cancer patients, and the role of health and social care professionals in reducing them*, «Health and Social Care in the Community», 12 (4), 2004, pp. 283-287.
- OECD, *Long Term Care for Older People*, Paris, OECD, 2005
- S. PUDNEY, *Disability Benefits for Older People: How Does the UK Attendance Allowance System Really Work?*, Colchester, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, «ISER Working Paper Series», 2, 2012.
- D. STAPLETON, A. PROTIK, C. STONE, *Review of international evidence on the cost of disability*, London, Department for Work and Pensions, DWP Research report, 542, 2008.

- K. SWARTZ, N. MIAKE, N. FARAG, *Long-term care: Common issues and unknowns*, «Journal of Policy Analysis and Management», 31 (1), 2012, pp. 139-152.
- M.F. TAYLOR, J. BRICE, N. BUCK, E. PRENTICE-LANE, *British Household Panel Survey User Manual Volume A: Introduction, Technical Report and Appendices*, Colchester, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, 2006.
- D. WALNESS, *Securing Good Care for Older People: Taking a Long-Term View*, London, King's Fund, 2006.
- A. ZAIDI, T. BURCHARDT, *Comparing incomes when needs differ: equalization for the extra costs of disability*, «Review of Income and Wealth», 51, 2005, pp. 89-114.
- F. ZANTOMIO, *Older people's participation in extra-cost disability benefits*, «Journal of Health Economics», 32, 2013, pp. 320-330.

Abstract

Extra-cost disability benefits are meant to provide for the additional needs that the onset of disability implies. In Britain, such financial support for older people is delivered through Attendance Allowance. Current policy debate is questioning the role and effectiveness of Attendance Allowance and concerns have been raised as to administrative inconsistencies in adjudications and severe delays in receipt after the onset of disability.

This paper contributes to the debate by evaluating how Attendance Allowance works with reference to the extent of delays in first receipt. The empirical analysis is based on British Household Panel Data (BHPS), offering repeated observations of the same individuals over time. The longitudinal dimension of BHPS allows the observation of both the onset of disability and benefit receipt, and therefore the assessment of the extent of delay in first receipt. Moreover, the wide range of variables collected allows the analysis of how the timing of receipt is affected by socio-demographic and economic characteristics irrelevant to eligibility for the payment.

Considerable delays in receipt emerge. The evidence of about four years elapsing on average between the onset of disability and receipt suggests that the timing of delivery represents a shortcoming of the current system. Moreover, the evidence of characteristics unrelated to eligibility influencing the extent of delays raises horizontal equity concerns as to the benefit assignment mechanism. Overall, there appears to be room for improvement of the current system of cash support for disability in older age with respect to timing of provision and to the involvement of health and social care professionals in outreaching those experiencing higher barriers to pursuing a timely claim.

La *Social Card*: una valutazione di *targeting*¹

Dino Rizzi, Francesca Zantomio

1. Introduzione

Nella maggior parte dei paesi occidentali, i sistemi di *welfare* includono programmi di assistenza sociale che forniscono un supporto monetario di ultima istanza a soggetti che si trovino in uno stato di bisogno, indipendentemente da eventuali contributi versati, o una volta esauriti i trasferimenti ottenibili su base contributiva, oppure a complemento di questi. Il carico fiscale dei programmi di assistenza sociale, principale deterrente alla loro introduzione, dipende in modo cruciale dalla selettività delle regole di accesso, ed in particolare dalla presenza o meno di un meccanismo di «prova dei mezzi» che condizioni il trasferimento al (mancato) superamento di determinate soglie reddituali e patrimoniali. I programmi universali, che non utilizzano la prova dei mezzi, non identificano i più poveri, e dunque rappresentano la modalità di intervento più dispendiosa per combattere la povertà. D'altro canto, la supposta superiorità dei programmi basati sulla prova dei mezzi – che, allocando le risorse alla sola popolazione *target*, comportano un minor carico fiscale – si basa sull'ipotesi di piena «partecipazione», ovvero sull'ipotesi che ogni soggetto che supera la prova dei mezzi, richieda il sussidio.

Tuttavia, l'evidenza empirica suggerisce che la mancata partecipazione ad un programma monetario di assistenza sociale a cui si ha diritto, anche se apparentemente frutto di una scelta irrazionale, rappresenta un fenomeno diffuso e non trascurabile nelle economie avanzate (CURRIE 2004; HERNANZ ET AL. 2004; MATSAGANIS ET AL. 2008). Con riferimento ai programmi basati sulla prova dei mezzi (in cui, presentata la richiesta, l'ottenimento del sussidio è tipicamente automatico una volta superata la prova dei mezzi), la mancata richiesta di sussidio da parte di un aven-

1. Questo lavoro si basa sull'utilizzo dei dati EU-SILC 2010 (versione UDB IT SILC), ottenuti con permesso dall'ISTAT.

te diritto viene descritta in termini di mancato *take-up* del programma. Il tasso di *take-up* di un programma, ovvero la proporzione di aventi diritto che ottiene effettivamente il trasferimento, rappresenta dunque un indicatore cruciale dell'efficacia di un programma selettivo nel raggiungere la popolazione obiettivo. Il mancato *take-up* si traduce inoltre in trattamenti differenziati per riceventi e aventi diritto non riceventi, che appaiono particolarmente ingiusti alla luce dello stato di indigenza in cui versano i potenziali beneficiari.

I tassi di *take-up* stimati per una varietà di programmi di *welfare* nelle economie avanzate oscillano tra il 20% e l'80% degli aventi diritto. Cifre simili sono indicative di come il mancato *take-up* rappresenti un fenomeno strutturale, più che marginale, dei programmi selettivi. L'importanza quantitativa del fenomeno, e la sua rilevanza per il mancato raggiungimento di determinati obiettivi di *policy*, ha attirato l'interesse di numerosi studiosi nell'ambito delle scienze sociali; inizialmente, a partire dagli anni Sessanta del secolo scorso, soprattutto nei paesi anglosassoni, in cui la selettività rappresenta un tratto caratterizzante dei sistemi nazionali di *welfare*; successivamente anche in altri paesi dell'Europa occidentale, dove l'utilizzo della selettività è andato crescendo.

Gli studi sociologici si sono focalizzati sull'investigare il processo che conduce alla scelta di fare domanda o meno. Questo processo è stato inizialmente rappresentato come una sequenza di soglie (percezione del bisogno, consapevolezza dell'esistenza del sussidio, consapevolezza dell'avere diritto, percezione dell'utilità del sussidio, giudizio positivo sul programma di supporto, stabilità della propria situazione) che il potenziale beneficiario deve superare, in successione, per decidere di fare domanda (KERR 1982). Modelli successivi (VAN OORSCHOT 1991) hanno incluso *trade-offs* (equilibri tra gli elementi che favoriscono o scoraggiano la domanda) e meccanismi d'innescio (*triggers*, ovvero eventi dirompenti che inducono a fare domanda), oltre ad aspetti dinamici del processo. L'evidenza empirica a supporto di questi modelli deriva soprattutto dall'uso di tecniche di *focus group* e interviste in profondità condotte con gruppi di riceventi e potenziali beneficiari non riceventi, con l'obiettivo di ricostruire come ciascun percorso individuale abbia portato a una decisione di fare domanda o meno, in modo da comprendere il ruolo e le interazioni tra soglie, *trade-offs* e *triggers*.

Gli economisti hanno invece rappresentato la sconcertante evidenza di comportamenti incompatibili con il principio di non sazietà come risultato di una scelta ottima, che massimizza l'utilità individuale. In altre parole, si assume che il soggetto avente diritto confronti razionalmente i costi e i benefici del fare domanda (MOFFITT 1983) e decida di fare domanda se i secondi (le risorse finanziarie ottenibili) superano i primi (reperire

le informazioni necessarie, procurarsi la documentazione, compilare i moduli, sottoporsi alla prova dei mezzi, l'eventuale costo psicologico di dipendenza dal *welfare* e dello stigma sociale percepito etc.). La stima dei tassi di *take-up* si è basata su indagini campionarie che permettessero di ricostruire la posizione di avente diritto o meno dei soggetti intervistati, fornendo al tempo stesso informazioni riguardanti l'ottenimento o meno del sussidio. Oltre a quantificare il tasso di *non take-up* di determinati programmi, alcuni studi econometrici hanno investigato come la probabilità di ricevere un sussidio a cui si ha diritto vari rispetto alle caratteristiche dei potenziali beneficiari e dei diversi programmi (HAIDER ET AL. 2003, HANRATTY 2006, KABBANI, WILDE 2003, MOFFIT 2003).

Questo contributo si propone di quantificare il tasso di *take-up* della Carta Acquisti, nota anche come *Social Card*, nel 2009. La *Social Card* è un programma di assistenza sociale introdotto nell'ottobre del 2008 nel sistema di *welfare* italiano, da sempre caratterizzato dalla vistosa mancanza di un programma di supporto al reddito di ultima istanza. Ispirata al modello dei *Food Stamps* americani, la *Social Card* offre un sostegno economico ai nuclei familiari in cui sia presente almeno un minore di 3 anni o un ultrasessantacinquenne, e che soddisfino la prova dei mezzi (GORI ET AL. 2010). Nonostante precedenti studi abbiano quantificato, sulla base di dati campionari sui mezzi finanziari della popolazione italiana, l'estensione della platea dei potenziali beneficiari (CIES 2009), non vi è finora stato un tentativo di valutare l'efficacia di *targeting* della *Social Card* quantificando in che misura gli aventi diritto abbiano effettivamente partecipato al programma. In parte questo dipende dalle peculiarità del contesto nazionale, in cui, riflettendo l'orientamento socio-culturale prevalente, le valutazioni di efficacia di *targeting* sono tipicamente rivolte alla ricerca dei cosiddetti falsi positivi (coloro che ricevono il sussidio immeritatamente) piuttosto che dei falsi negativi (coloro che non ricevono il sussidio, pur avendone diritto). Eppure, se l'obiettivo del programma è quello di combattere la povertà, e non quello minimizzarne la spesa, valutare il *take-up* rappresenta un aspetto di primaria importanza per poter giudicare l'efficacia del programma e affinché vengano eventualmente predisposti interventi volti ad incentivare la partecipazione meritevole.²

Il prossimo paragrafo sarà dedicato ad un'illustrazione più approfondita delle regole di accesso alla *Social Card*. Successivamente, saranno presentati i dati EU-SILC 2010, su cui si baserà la successiva analisi empirica, riferita all'anno 2009. I dati raccolgono, per un campione rappre-

2. A maggior ragione a fronte della nuova *Social Card*, introdotta con il decreto interministeriale del Ministero del Lavoro e delle Politiche sociali del 10 gennaio 2013, «Attuazione della sperimentazione della nuova Carta Acquisti».

sentativo della popolazione italiana, informazioni relative alla situazione abitativa, reddituale e patrimoniale, a indicatori degli standard di vita familiare e, inoltre, informazioni relative all'eventuale partecipazione al programma *Social Card*.

Dopo un'analisi descrittiva delle caratteristiche socio-economiche dei partecipanti al programma, che verrà illustrata nel paragrafo 4, nel paragrafo 5 sarà derivata una misura del successo di *targeting* della *Social Card*, quantificando la percentuale di aventi diritto che ottengono effettivamente il sostegno economico (il tasso di *take-up*). A conclusione saranno proposte alcune riflessioni sull'efficacia del programma come strumento di lotta alla povertà.

2. Il programma *Social Card*

La legge 133/2008 ha introdotto la possibilità, per i cittadini che ne fanno domanda e che hanno i requisiti di legge, di disporre di una carta di pagamento elettronico prepagata, la Carta Acquisti, utilizzabile per la spesa alimentare, sanitaria e il pagamento delle bollette della luce e del gas. L'importo a disposizione dei beneficiari è di 40 euro al mese, caricati ogni due mesi. Il decreto interdipartimentale n. 15964/2009 ha definito i limiti reddituali e i parametri dell'ISEE per l'anno 2009,³ considerato per l'analisi del programma nel presente lavoro. Oltre al superamento della prova dei mezzi ISEE, e al requisito di età, l'accesso al trasferimento è condizionato al soddisfacimento di ulteriori requisiti «categoriali». Ai soggetti di età superiore ai 65 anni, è richiesto di essere cittadini italiani, di non godere di trattamenti pensionistici e assistenziali superiori a 6.192 € (o 8.256 € se di età superiore ai 70 anni); di non detenere, insieme al coniuge, un patrimonio mobiliare superiore ai 15.000 euro; di non possedere immobili oltre all'abitazione di residenza; di non possedere più di un autoveicolo; e infine, di essere fiscalmente incapienti. Ai soggetti di età inferiore ai 3 anni è richiesto che i genitori soddisfino gli stessi requisiti (ad eccezione di quello relativo ai trattamenti pensionistici ed assistenziali).

La titolarità della Carta è individuale, ovvero all'interno di uno stesso nucleo familiare ciascun soggetto che soddisfi i requisiti può essere titolare della Carta; è dunque possibile che all'interno di uno stesso nucleo familiare vi siano più titolari di Carta Acquisti.

Rispetto al 2008, anno in cui il programma è stato introdotto, dal 2009 le possibilità di utilizzo delle Carta sono state estese all'acquisto di medicine o

3. La prova dei mezzi ISEE per accedere alla Carta Acquisti nel 2009, prevede che siano ammessi al trasferimento i soggetti il cui ISEE non supera i 6.192 €.

materiale sanitario presso farmacie o parafarmacie, con sconti e prestazioni di servizi gratuiti di base. È previsto inoltre che Regioni, Comuni e Province possano estendere l'accesso al trasferimento in favore dei residenti. L'ottenimento della Carta dà inoltre accesso a tariffe energetiche agevolate.

Come riporta il Rapporto Annuale INPS, nel 2009 i titolari della Carta Acquisti sono stati 636.962, di cui il 21,2% residenti nella sola regione Campania ed il 21% in Sicilia. Seguono la Puglia con il 9,8% ed il Lazio con il 9,2% del totale nazionale. Guardando, invece, ai tassi di partecipazione (ovvero il rapporto tra beneficiari e residenti), la distribuzione regionale presenta valori al di sopra della media italiana (1,05%) in Sicilia (2,65%), Campania (2,31%), Calabria (2,21%), Puglia (1,62%) e Sardegna (1,18%), mentre tutte le altre regioni sono sotto la media con i valori più bassi registrati nelle province di Trento e Bolzano, dove solo 0,21% di residenti risulta titolare di Carta Acquisti (Figura 1).

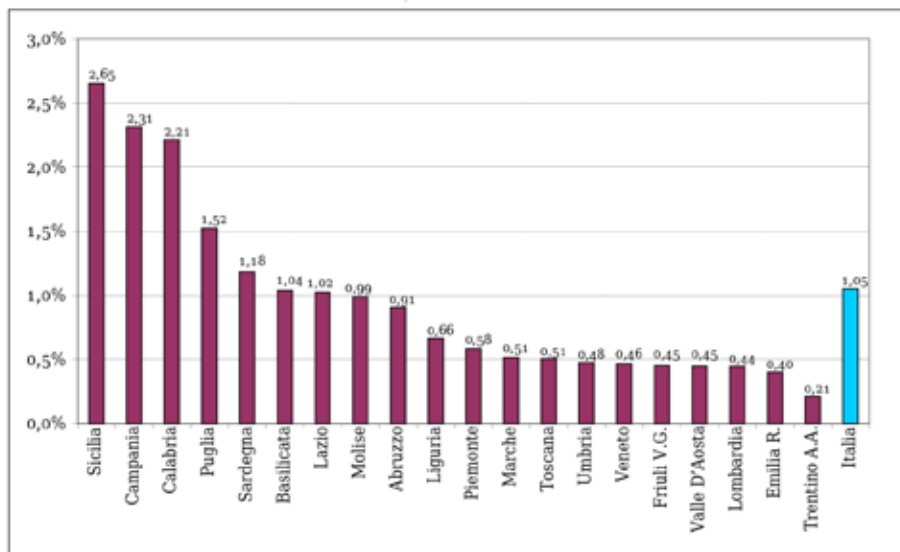


Figura 1. Tassi di partecipazione alla *Social Card*, per regione (2009)

Fonte: INPS, 2009

Osservando come la distribuzione regionale dei tassi di partecipazione rispecchi a grandi linee la distribuzione delle risorse economiche regionali in termini di PIL pro capite (Figura 2) e la distribuzione dell'indice di diffusione di povertà relativa (Figura 3), sembrerebbe emergere una prima valutazione positiva sul *targeting* del programma, a livello macro, per quanto attiene alla capacità di focalizzare le risorse sui soggetti più bisognosi.

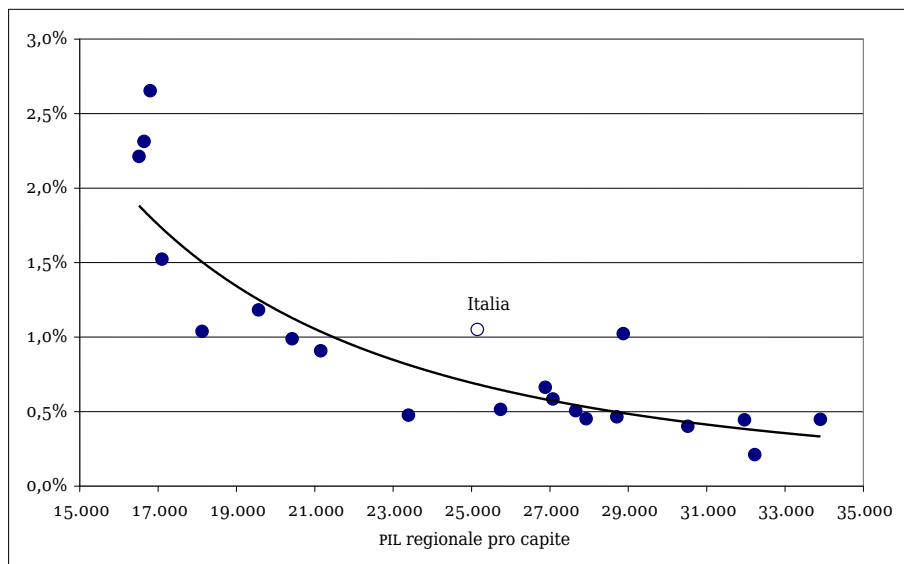


Figura 2. Relazione tra tasso di partecipazione e PIL pro capite per regione (2009)
 Fonte: INPS (2009), ISTAT (2013)

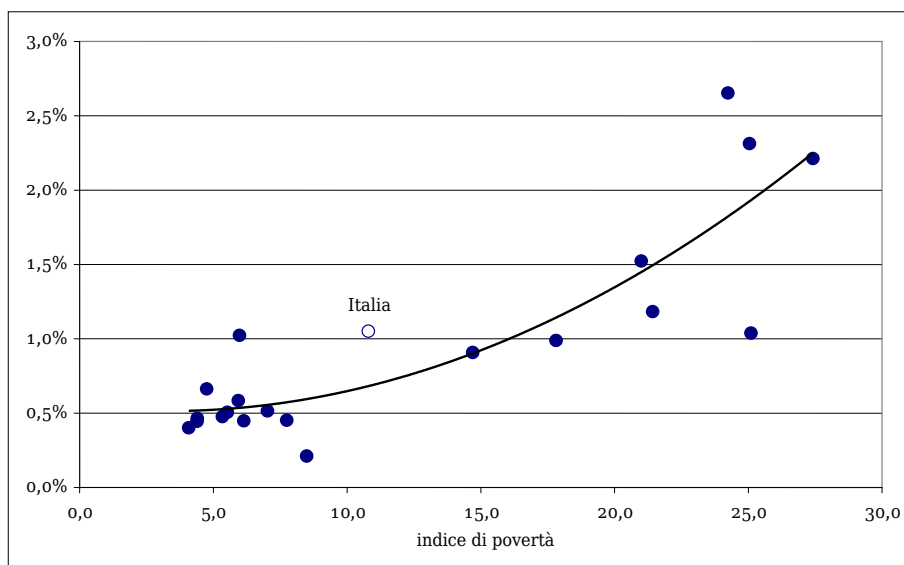


Figura 3. Relazione tra tasso di partecipazione e indice di diffusione di povertà relativa, per regione (anno 2009)

Una fonte utile per analizzare le caratteristiche delle famiglie che nel corso del 2009 hanno effettivamente beneficiato del programma è l'indagine europea EU-SILC (EUROSTAT 2007) che ha raccolto, a partire dal 2004, rilevazioni annuali sul reddito e sulle condizioni di vita di campioni rappresentativi della popolazione nei diversi paesi europei, con la finalità di monitorarne la situazione socio-economica e l'eventuale stato di povertà. In Italia, l'indagine è curata dall'Istat (ISTAT 2008). L'intervista è strutturata in un questionario familiare, a cui risponde il componente maggiormente informato sulle circostanze del nucleo, che raccoglie informazioni sulla situazione abitativa ed economica, sull'accesso a determinati servizi, e informazioni sui componenti minori di 15 anni; segue il questionario individuale. Questo è somministrato a tutti i componenti di età superiore ai 14 anni e raccoglie informazioni su istruzione, salute, situazione occupazionale corrente e passata, sui redditi percepiti e sul patrimonio mobiliare detenuto nell'anno solare precedente a quello della rilevazione. L'ultima rilevazione disponibile al momento in cui è stato scritto questo lavoro è quella del 2010 che ha raccolto informazioni su un campione di 19.147 nuclei familiari e 47.551 individui.

Il quesito relativo al percepimento della *Social Card* è posto nel questionario familiare, al termine della sezione riguardante la situazione economica del nucleo. La domanda è così formulata: «Nel corso del 2009, qualcuno della Sua famiglia ha usato la Social Card, cioè la Carta Acquisti per le spese alimentari, sanitarie e per il pagamento delle bollette della luce e del gas che viene concessa ai cittadini che siano in possesso di particolari requisiti?», senza alcuna menzione alla natura reddituale dei requisiti di accesso al programma, in modo tale da disincentivare reticenze nel comportamento di risposta dell'intervistato. Viene inoltre chiesto «Quanto ha speso con la Social Card?». È plausibile che, data l'esiguità della cifra ricevuta, la cifra riportata dell'intervistato corrisponda al sussidio ottenuto.

Nella rilevazione, il numero di famiglie che risponde di ricevere la *Social Card* è di 416 (rappresentative, nel campione, del 2,45% della popolazione italiana); sono interessati dal beneficio i 1.010 individui che vivono in tali nuclei (a livello di totali di popolazione, questo corrisponde al 2,3% della popolazione italiana). Il numero di beneficiari rilevati appare in linea con il dato amministrativo (INPS 2009), per quanto non direttamente confrontabile con esso, a motivo della diversa unità di misura assunta: il dato amministrativo riporta infatti il numero di Carte erogate. Queste possono essere erogate a più componenti di uno stesso nucleo, se rispettano i requisiti di accesso. I dati a nostra disposizione permettono invece di osservare il numero di nuclei in cui almeno un componente riceve la *Social Card* (una sorta di limite inferiore al numero

di carte erogate), ed il numero di individui che vivono in tali nuclei (una sorta di limite superiore al numero di carte erogate), ma non invece il numero di carte erogate.

Nel corso del 2009, le famiglie di beneficiari osservate riportano di aver ricevuto da 40 € (corrispondenti a un trasferimento erogato per un solo mese) a 960 € (corrispondenti al trasferimento ricevibile da due carte per 12 mesi ciascuna), con una media 355 €, cioè circa 30 € al mese. Circa il 52% delle famiglie beneficiarie ha ricevuto un ammontare inferiore al totale annuo ricevibile con una Carta, ovvero 480 €, mentre il 35% ha ricevuto esattamente 480 €.

Un primo tentativo di analisi, a livello micro, del programma Carta Acquisti può essere svolto tramite un'analisi multivariata della partecipazione al programma; utilizziamo una regressione *probit* per investigare come la probabilità di ricevere la *Social Card* vari al variare delle risorse economiche a disposizione del nucleo e di altre caratteristiche familiari, al fine di investigare come queste variabili siano correlate alla probabilità di ricevere il sussidio.

Nella Tabella 1 è riportata l'elasticità della probabilità di ricevere la *Social Card*, stimata sia sull'intero campione, sia per le sole famiglie con reddito disponibile equivalente⁴ inferiore a 7.265 € l'anno, limite che definisce il primo decile di reddito familiare equivalente. Si può notare come, coerentemente con la presenza di un meccanismo di prova dei mezzi, la probabilità di ricevere la *Social Card* si riduca al crescere del reddito equivalente familiare: l'elasticità di -1,31 indica che un aumento di reddito dell'1% riduce la probabilità di ricevere la *Social Card* dell'1,31%. Il coefficiente non risulta invece significativo quando l'analisi è ristretta alle famiglie nel primo decile di reddito. Nuovamente in accordo con la normativa sulla prova dei mezzi e con gli ulteriori requisiti, la probabilità di ricevere la *Social Card* è inferiore per i nuclei proprietari dell'abitazione, proprietari di altri immobili, e al crescere dell'ammontare di patrimonio finanziario equivalente. Rispetto alle famiglie residenti nel Meridione e nelle Isole, quelle che risiedono nelle altre aree del Paese hanno una minore probabilità di ricevere la *Social Card*. La probabilità

4. Il reddito equivalente familiare è stato calcolato come rapporto tra tutte le entrate monetarie, al netto delle imposte, e la scala di equivalenza ISEE, in cui la famiglia di riferimento è composta da un solo membro. La scala di equivalenza ISEE attribuisce peso 1 a nuclei monopersonali, 1,57 a nuclei di due componenti, 2,04 a nuclei di tre componenti, 2,46 a nuclei di 4 componenti, 2,85 a nuclei di 5 componenti e un peso aggiuntivo di pari a 0,35 per ciascun componente aggiuntivo. Questa grandezza differisce dalla misura delle risorse finanziarie familiari utilizzata per la prova dei mezzi ISEE (ai fini di accesso al sussidio) ma è stata scelta perché rappresenta quella tipicamente utilizzata nelle analisi empiriche di povertà e disuguaglianza.

aumenta invece all'aumentare del numero di componenti, della quota di minori, di anziani e di donne in famiglia.

La probabilità di ricevere la *Social Card* non risulta invece influenzata dal genere del capofamiglia, mentre, in coerenza con i requisiti categoriali, l'età del capofamiglia aumenta significativamente la probabilità di partecipazione, nel campione ristretto al primo decile di reddito equivalente. Rispetto ai nuclei in cui il capofamiglia è pensionato, le famiglie con capofamiglia dipendente hanno una maggior probabilità di ricevere il beneficio nel campione completo, ma non nel campione ristretto al primo decile. Se il capofamiglia è un lavoratore autonomo la probabilità di ricevere il sussidio è sempre inferiore a quella dei pensionati. Una probabilità maggiore risulta, invece, se il capofamiglia non è in condizione lavorativa. Il titolo di studio non ha effetti nel campione ristretto al primo decile, mentre, nel campione rappresentativo di tutta la popolazione, la probabilità di partecipazione diminuisce soprattutto per i capofamiglia con diploma di maturità o universitario, rispetto a capofamiglia senza titolo di studio.

Tabella 1. Probabilità di ricevere la *Social Card* – Stime *Probit*

	campione completo		nuclei nel primo decile di reddito equivalente	
	elasticità ^a	<i>p-value</i>	elasticità	<i>p-value</i>
<i>caratteristiche della famiglia</i>				
reddito equivalente	-1,3106	0,000	0,1083	0,665
proprietà dell'abitazione*	-0,0111	0,000	-0,0301	0,001
proprietà di altri immobili*	-0,0039	0,003	-0,0129	0,288
patrimonio finanziario equivalente nordovest*	-0,2144	0,005	-0,1540	0,111
nordovest*	-0,0066	0,000	-0,0306	0,003
nordest*	-0,0026	0,029	-0,0289	0,008
centro*	-0,0047	0,000	-0,0228	0,018
numero di componenti	0,9708	0,000	0,7528	0,004
quota di minori	0,0775	0,000	0,2054	0,000
quota di anziani	0,6860	0,000	0,1873	0,059
quota di femmine	-0,0004	0,998	0,0400	0,890
<i>caratteristiche del capofamiglia</i>				
genere maschile*	-0,0021	0,144	0,0081	0,465
età	-0,0346	0,932	1,4081	0,023
lavoratore dipendente*	0,0013	0,0070	-0,0015	0,0205
lavoratore autonomo*	-0,0018	0,0046	-0,0011	0,0191
condizione non lavorativa*	0,0099	0,0162	0,0250	0,0445
licenza elementare*	-0,0014	0,395	0,0098	0,491
diploma di maturità*	-0,0043	0,017	-0,0005	0,978
diploma universitario*	-0,0054	0,014	-0,0175	0,459
Numero osservazioni	19.147		1.730	
LR chi ² (19)	702,25		115,34	
Prob > chi ²	0,000		0,000	
Log	-1.653,28		-334,85	
Pseudo R ²	0,1752		0,1469	

Note: ^a Per le variabili *dummy* (*) si riporta l'aumento di probabilità a seguito di un cambiamento discreto da 0 a 1.

Fonte: EU-SILC 2010.

Tabella 2. Condizioni abitative ed economiche: un confronto tra i beneficiari di *Social Card* ed il resto del campione EU-SILC (percentuali sul totale)

	percentuale di beneficiari	percentuale di non beneficiari
abitazione unifamiliare	19,04	25,13
in affitto o in subaffitto	42,22	18,45
numero di stanze: 1 o 2	34,21	21,00
superficie (in metri quadri)	77,12	95,84
cucina abitabile ad uso esclusivo	85,68	88,20
gabinetto interno ad uso esclusivo	98,72	99,54
lavatrice	97,87	97,13
tv colori	98,36	97,04
antenna satellitare	16,03	34,63
telefono (anche cellulare)	89,94	96,28
automobile	47,90	79,31
personal computer	18,46	54,07
accesso a internet	13,88	46,84
una settimana di vacanza all'anno lontano da casa	20,30	61,18
può mangiare carne, pollo o pesce (o equivalente vegetariano) almeno una volta ogni due giorni	77,33	93,50
può riscaldare adeguatamente l'abitazione in cui vive	64,49	89,13
riesce «con difficoltà» ad arrivare alla fine del mese	74,93	35,15
negli ultimi 12 mesi, per far fronte a momenti di particolare difficoltà economica, ha ricevuto aiuto da qualcuno (non coabitante) attraverso prestiti o regali in denaro	25,62	10,13

Fonte: EU-SILC 2010.

La Tabella 2 illustra invece come determinate condizioni abitative ed economiche distinguano i beneficiari di *Social Card* dal resto della popolazione rappresentata dal campione EU-SILC. I beneficiari di *Social Card* si caratterizzano per risiedere in percentuale minore in abitazioni unifamiliari (19% contro 25%) e per una maggior quota di affitti o subaffitti (42% contro 19%). I beneficiari risiedono in percentuale maggiore in abitazioni con 1 o 2 stanze (34% contro il 21%) e con una minore superficie (77 mq contro 96). Non sembrano molto diverse, invece, la dotazione di cucina abitabile e di gabinetto interno ad uso esclusivo.

Allo stesso modo, sono molto simili le quote di beneficiari e non beneficiari in possesso di lavatrice, di tv a colori e di telefono, mentre la dotazione dei beneficiari appare sensibilmente minore per quanto riguarda l'antenna satellitare (16% contro 34,6%), l'automobile (47,9% contro 79,3%) e, soprattutto, per il possesso di personal computer (18% contro

54%), l'accesso a internet (13,9% contro 4,8%) e la possibilità di trascorrere una settimana di vacanza lontano da casa (20,3% contro 61%).

Inoltre, i beneficiari si differenziano in misura significativa in quanto hanno un'alimentazione meno ricca, riscaldano meno l'abitazione, arrivano a fine mese più frequentemente con difficoltà (75% contro il 35%) e ricevono maggiormente aiuti in denaro da altre persone (25% contro il 10%).

Questi indicatori fanno pensare che il programma Carta Acquisti abbia raggiunto effettivamente le famiglie con le maggiori difficoltà economiche. Ciò non toglie che anche i non beneficiari, seppure in quota minore, possano soffrire di condizioni economiche e di deprivazione meritevoli di aiuto da parte della collettività. Questo si spiega, ovviamente, con il carattere fortemente selettivo del programma, che, come introdotto nel 2008, non è stato pensato per aiutare tutte le famiglie in difficoltà, ma solo quelle con bambini minori di 3 anni o per anziani ultrasessantacinquenni.

Tabella 3. Quota di beneficiari per decile (percentuali sul totale)

decili di reddito familiare equivalente	limite del decile (in € annui)	percentuale di beneficiari nel decile
1	7.265,0	22,19
2	9.361,0	27,38
3	11.403,8	13,28
4	13.300,0	13,69
5	15.315,0	9,36
6	17.556,7	3,71
7	20.099,0	5,64
8	23.633,8	2,79
9	29.877,0	1,63
10	-	0,33
Totale		100,00

Fonte: EU-SILC 2010.

Più difficile da spiegare è invece la presenza di beneficiari oltre il quarto decile di reddito familiare equivalente, sia pur in proporzione inferiore al 10% dei nuclei in ciascun decile (Tabella 3). Questo fenomeno è già stato messo in luce dalla Commissione di Indagine sull'Esclusione Sociale nel Rapporto 2009 (p. 80), da cui risulta che circa il 10% dei beneficiari di Carta Acquisti non appartiene ai primi due decili di reddito

familiare equivalente.⁵ Oltre alle differenze tra le due misure di mezzi finanziari (aggregato ISEE e reddito familiare disponibile), all'accuratezza del dato reddituale rilevato dall'indagine e alla mancata sovrapposizione temporale tra l'anno di rilevazione del dato reddituale (riferibile al 2009) e l'anno fiscalmente rilevante (il 2008) per l'accesso al sussidio nel 2009, il fenomeno è probabilmente in parte spiegabile con la presenza di evasione fiscale, che nemmeno la valutazione ISEE, che tiene conto anche del patrimonio, riesce ad eliminare completamente.⁶ Nella Tabella 4 sono riportate le quote di reddito da lavoro dipendente, da lavoro autonomo e da pensione dei nuclei di beneficiari e non. Il sospetto di evasione fiscale è confermato dall'osservazione che la quota di reddito da lavoro autonomo, maggiormente esposto al fenomeno, nei primi due decili risulta inferiore per i beneficiari, mentre nel decimo decile è del 43,8% per i nuclei beneficiari e solo del 30,4% per le altre famiglie.

Tabella 4. Percentuale di reddito familiare derivante da lavoro e pensione (media nel decile)

<i>beneficiari</i>	1 decile	2 decile	9 decile	10 decile
lavoro dipendente	38,2%	15,5%	30,9%	4,2%
lavoro autonomo	15,8%	1,1%	2,8%	43,8%
pensione	46,0%	83,4%	66,4%	52,1%
<i>non beneficiari</i>	1 decile	2 decile	9 decile	10 decile
lavoro dipendente	40,4%	36,8%	54,3%	44,9%
lavoro autonomo	27,2%	11,5%	17,1%	30,4%
pensione	32,4%	51,7%	28,7%	24,8%

Fonte: EU-SILC 2010.

5. Il Rapporto della COMMISSIONE (2009, p. 77) utilizza dati EU-SILC del 2006, aggiornando i valori monetari al 2009; i redditi familiari sono resi equivalenti con la scala di equivalenza OCSE modificata. I beneficiari sono stati individuati simulando l'applicazione della normativa e dunque si tratta di aventi «diritto», non di effettivi beneficiari (rilevati in base al questionario o a dati amministrativi).

6. La componente reddituale considerata ai fini ISEE corrisponde al reddito complessivo come definito a fini fiscali e differisce dunque dal reddito disponibile familiare perché non include componenti reddituali esenti da tassazione, mentre include la rendita figurativa sull'abitazione di residenza, se di proprietà.

3. *Il take-up della Social Card*

L'analisi empirica del comportamento di *take-up* rappresenta una sfida ambiziosa. Per ottenere una stima del tasso di *take-up* è infatti necessario ricostruire la posizione di avente diritto o meno di ciascuna unità osservata nel campione. Avendo identificato le unità di aventi diritto, si procede calcolando la percentuale di queste che risulta effettivamente beneficiaria del sussidio.

La principale difficoltà che si incontra riguarda i requisiti che i dati sui si basa l'analisi devono soddisfare affinché si possa osservare il comportamento individuale di *take-up*. A questi fini, non è sufficiente osservare se l'individuo riceva o meno il sussidio. Al fine di identificare gli aventi diritto, occorre ricostruire la posizione di ciascun individuo rispetto alla prova dei mezzi e alle altre condizioni di accesso al sussidio. È dunque necessario disporre di sufficienti informazioni reddituali e patrimoniali, oltre ad informazioni su altre caratteristiche individuali (quali età, composizione familiare, situazione occupazionale, etc.). Anche la dimensione del campione può rappresentare un ostacolo all'analisi, dato che la popolazione degli aventi diritto rappresenta tipicamente una quota minoritaria della popolazione totale che il campione di intervistati intende rappresentare. Il campione EU-SILC 2010 offre una buona numerosità campionaria e molteplici informazioni sulla posizione reddituale e sul patrimonio mobiliare degli intervistati, necessarie a ricostruirne la posizione ISEE, oltre a raccogliere informazioni sul percepimento della *Social Card*. Pur mancando di informazioni relative alla consistenza del patrimonio immobiliare e delle relative rendite catastali, rimane la fonte dati più idonea allo studio del *take-up* della *Social Card*.

Un'altra difficoltà che si incontra dipende dalla mancata corrispondenza temporale tra il momento dell'intervista, in cui vengono raccolte le informazioni relative alla situazione finanziaria e al ricevimento del sussidio, e il momento in cui l'amministrazione verifica il superamento della prova dei mezzi. Tipicamente, il fatto che un individuo riceva un sussidio in un dato istante temporale riflette una domanda presentata nel passato, sulla base di circostanze passate. I dati raccolti tramite indagini campionarie, su cui il ricercatore basa la ricostruzione della prova dei mezzi, riflettono invece la posizione finanziaria del potenziale beneficiario rilevata al momento dell'intervista e non necessariamente quelle esistenti al momento in cui può essere stata presentata la domanda. Nei dati EU-SILC 2010, il percepimento della *Social Card* viene rilevato con una domanda riferita al 2009. Il percepimento della *Social Card* nel 2009 implica che la prova dei mezzi si sia svolta con riferimento alla posizione reddituale e patrimoniale del precedente anno fiscale, ovvero

il 2008. Tuttavia, le informazioni patrimoniali e reddituali rilevate, e da noi utilizzate per ricostruire la posizione ISEE dei soggetti, si riferiscono al 2009. La nostra analisi si basa dunque sull'ipotesi che le circostanze finanziarie non siano significativamente variate tra il 2008 e il 2009. Ove questa ipotesi non fosse rispettata, e presumibilmente, dato il contesto congiunturale sfavorevole, è ragionevole ipotizzare un eventuale peggioramento delle circostanze finanziarie tra il 2008 e il 2009, la nostra analisi potrebbe sovrastimare la popolazione degli aventi diritto, e sottostimare dunque il tasso di *take-up* della *Social Card*.

Un'ulteriore complicazione riguarda l'accuratezza delle informazioni riportate durante l'intervista, su cui ci si basa per ricostruire la posizione finanziaria dei soggetti al fine di valutarne il superamento della prova dei mezzi. Informazioni non accurate o inesatte possono riguardare anche l'ottenimento del sussidio, nei casi in cui chi risponde all'intervista lo confonda con altri sussidi che vengano corrisposti congiuntamente o dalla stessa amministrazione. La possibilità che il nucleo beneficiario di *Social Card* non si riconosca come tale, o che invece celi volutamente il proprio stato in sede di intervista per motivi di stigma sociale, risulta nuovamente in una possibile sottostima del tasso di *take-up*.

Ai fini dell'identificazione degli aventi diritto, è necessario da un lato verificare il possesso dei requisiti categoriali, dall'altro il superamento della prova dei mezzi ISEE. Per quanto riguarda i requisiti categoriali (età, cittadinanza italiana, limite massimo di 15.000 euro al patrimonio mobiliare detenuto con coniuge, proprietà immobiliare limitata all'abitazione di residenza, incapacienza fiscale, limite massimo al livello di prestazioni pensionistiche e assistenziali individuali, proprietà di non più di un autoveicolo), è da notare come alcuni di questi risultino in parte ridondanti rispetto alla prova dei mezzi, in particolare nel caso di nuclei monopersonali (ad esempio il requisito dell'incapacità fiscale) e delle soglie massime consentite per determinati trattamenti pensionistici e assistenziali. La verifica del possesso di tali requisiti, per gli individui osservati nei dati EU-SILC 2010 non pone particolari difficoltà,⁷ con l'unica eccezione del criterio che richiede di non essere proprietari di più di un autoveicolo, informazione non disponibile in EU-SILC, ma che sembra rappresentare un requisito marginale, rispetto agli altri requisiti categoriali. Si ottiene una buona corrispondenza tra nuclei che riportano di aver ricevuto la *Social Card* e nuclei in cui vi sia almeno

7. In base alle informazioni disponibili in EU-SILC, il possesso del requisito della cittadinanza è basato sull'informazione relativa all'anno di arrivo in Italia per i soggetti che siano nati all'estero. L'indagine raccoglie informazioni sul possesso di terreni e fabbricati diversi dall'abitazione principale, sul patrimonio mobiliare, su diverse tipologie di redditi (nella versione lorda e, ove applicabile, netta).

un soggetto che risulta soddisfare congiuntamente tutti i criteri. La percentuale di nuclei beneficiari in cui si riscontra che almeno un componente soddisfa congiuntamente tutti i requisiti categoriali è un soddisfacente⁸ 90% per i nuclei in cui sia presente almeno un minore di 3 anni e 87% nel caso di nuclei in cui sia presente almeno un ultrasessantacinquenne.

Per quanto riguarda la prova dei mezzi ISEE, si è innanzi tutto proceduto a ricostruirne la scala di equivalenza, in base alla numerosità di componenti di ciascun nucleo ed alle caratteristiche dei componenti a cui siano associate eventuali «maggiorazioni» (nuclei monogenitoriali, nuclei in cui siano presenti soggetti con handicap o invalidità⁹ e nuclei in cui entrambi i genitori o l'unico genitore svolgano attività di lavoro o impresa). La scala di equivalenza si applica all'aggregato che risulta dalla somma di una componente reddituale e di una componente patrimoniale. La componente reddituale include il reddito complessivo, come definito a fini fiscali,¹⁰ ed il reddito figurativo da attività finanziarie (ottenuto applicando il tasso di rendimento medio annuo dei titoli decennali del Tesoro al patrimonio mobiliare), a cui si sottrae il canone annuo di locazione per gli affittuari dell'abitazione di residenza.¹¹ A questo valore si somma il 20% dell'aggregato patrimoniale, che include oltre alla componente mobiliare (a cui si riconosce una franchigia di 15.493,71 euro), la componente immobiliare. Il riconoscimento di una franchigia per il valore dell'abitazione di residenza di proprietà e la presenza del requisito categoriale che esclude i proprietari di immobili oltre l'abitazione di residenza, permettono di superare l'ostacolo derivante dalla mancanza di dati sul patrimonio immobiliare nei dati EU-SILC.

8. L'esatta corrispondenza non è verificata neppure con riferimento esclusivo al requisito basato sull'età, ovvero quello replicabile con maggior affidabilità a partire dai dati: anche in questo caso una parte dei nuclei beneficiari non contiene alcun componente che soddisfa i requisiti di età. Va peraltro riconosciuto come i requisiti di accesso possono essere stati estesi (nella direzione di una maggiore generosità) da politiche regionali o comunali: è infatti significativo, a questo riguardo, che la distribuzione regionale dei nuclei che non paiono soddisfare il requisito d'età mostri dei picchi nelle regioni dove è nota l'esistenza di tali estensioni o di programmi similari coesistenti.

9. Handicap psicofisico permanente di cui all'art. 3, comma 3, della legge 5 febbraio 1992, n. 104, o invalidità superiore al 66%. A fronte delle informazioni disponibili nei dati EU-SILC, la maggiorazione è attribuita ai soggetti che abbiano 16 anni o più che riportano di avere una malattia cronica o con stato di salute che comporta severe limitazioni nella attività quotidiane.

10. L'aggregato reddituale include anche la rendita catastale sull'abitazione di residenza, per i proprietari, per la quale si è utilizzata la variabile EU-SILC relativa alla rendita figurativa dell'abitazione di residenza. Analisi di sensitività hanno considerato proporzioni inferiori all'unità di questo ammontare, senza che venisse alterata la natura dei risultati.

11. Entro il limite massimo di 5.164,57 euro annui.

In base alla ricostruzione della posizione ISEE per i nuclei in cui almeno un individuo soddisfa i requisiti categoriali, il numero di nuclei aventi diritto (ovvero in cui sia presente almeno un soggetto che soddisfa i requisiti categoriali e supera la prova dei mezzi ISEE) risulta pari a 971.550 nuclei familiari. A livello individuale, il numero di aventi diritto (ovvero di individui che soddisfano i requisiti categoriali e la prova dei mezzi), risulta pari a 1.225.689 (di cui 340.734 minori di 3 anni e 884.955 ultrasessantacinquenni). Simulazioni analoghe condotte su dati riferibili ad anni solari precedenti (redditi 2007) stimavano 722.524 nuclei di famiglie aventi diritto (CIES 2009). Il fatto che la nostra simulazione identifichi un maggior numero di potenziali beneficiari è in linea con il peggioramento delle condizioni economiche verificatosi a partire dal 2008.

È infine possibile ottenere una stima del tasso di *take-up* della *Social Card* nel 2009, che risulta essere pari a 19,27%: in altre parole, solo uno su cinque nuclei familiari aventi diritto alla *Social Card* ottiene effettivamente il sussidio. Questo valore è stato calcolato come rapporto tra il numero di aventi diritto beneficiari del sussidio, e il numero totale di aventi diritto (riceventi e non riceventi). In altre parole, il numeratore del rapporto è dato dal numero di nuclei, tra quelli identificati come aventi diritto in base alla microsimulazione effettuata, che riportano di aver ricevuto il trasferimento; il denominatore corrisponde invece al totale dei nuclei identificati come aventi diritto. L'unità di riferimento per il calcolo del tasso è in questo caso il nucleo familiare, poiché l'informazione relativa all'ottenimento della *Social Card* viene rilevata esclusivamente a livello familiare.¹²

Come precedentemente illustrato, ci sono diverse ragioni per ipotizzare che la nostra analisi, basata su dati campionari di cui riflette i limiti, fornisca un valore sottostimato del vero tasso di *take-up*. Un utile termine di paragone è offerto dalla stima del tasso di *take-up* effettuata con riferimento alla sperimentazione del Reddito Minimo di Inserimento (RMI) svoltasi alla fine degli anni '90. Il tasso stimato era risultato pari al 67% (SARACENO 2002). Tuttavia, la diversa generosità dei due programmi e il diverso metodo di calcolo del sussidio a cui si ha diritto nei due casi rendono plausibile l'ipotesi che il *take-up* della *Social Card* possa essere inferiore a quello del RMI. Infatti, mentre nel caso della *Social Card* l'ammontare del sussidio è costante, per le famiglie aventi diritto (480 euro annui), nel caso del RMI il sussidio aumentava al crescere dello stato di bisogno familiare (ovvero a ciascun nucleo era corrisposta la differenza

12. Seguiamo la letteratura precedente nel prescindere, ai fini del calcolo del tasso di *take up*, dalla considerazione dei cosiddetti falsi positivi, ovvero di nuclei che si dichiarano beneficiari pur non risultando come aventi diritto in base alla simulazione effettuata.

tra l'ammontare di risorse disponibili pre-trasferimento e un determinato valore soglia), sino ad un massimo di 4.059 euro annui per un nucleo monopersonale. La letteratura è concorde nel mettere in evidenza come la probabilità di *take-up*, per gli aventi diritto, cresca significativamente al crescere dell'ammontare a cui si ha diritto e come l'ammontare ricevibile costituisca la prima determinante del comportamento di *take-up*. L'esiguità del sussidio ricevibile con la *Social Card*, il disegno stesso del sussidio (che, soprattutto a fronte di una distribuzione dei nuclei aventi diritto concentrata su valori lontani dalla soglia ISEE rilevante, fornisce un minor incentivo al *take-up*, rispetto al caso del RMI) e infine la natura maggiormente stigmatizzante della Carta Acquisti (rispetto al caso di un sussidio erogato come reddito disponibile), rendono assai plausibile l'ipotesi di un minor *take-up* nel caso della *Social Card*.

Peraltro, l'ammontare del tasso di *take-up* calcolato per la *Social Card* non è sorprendente se confrontato con i tassi registrati per altri programmi a pochi mesi dalla loro introduzione. Infatti, anche se la letteratura disponibile conferma che il *take-up* di istituti simili alla *Social Card* è tendenzialmente superiore al 30-40% (MATSAGANIS ET AL. 2008), si è allo stesso tempo osservato come i potenziali beneficiari impieghino tipicamente del tempo per reagire all'introduzione di un programma (HERNANDEZ ET AL. 2007), registrando tassi di partecipazione particolarmente bassi, e decisamente inferiori a quei valori, nei primi mesi dall'introduzione di un nuovo sussidio.

Nel complesso, pur ammettendo la possibilità di una sottostima, resta l'impressione di un insoddisfacente in raggiungimento degli obiettivi di *targeting* del programma, ovvero che larga parte della popolazione obiettivo non sia stata raggiunta dal programma nel 2009. In effetti, la scarsa efficacia di questo intervento nel combattere la povertà, già evidenziata in CIES (2009), risulta confermata da un'analisi degli indici di povertà, che mostrano riduzioni marginali una volta che la *Social Card* ricevuta è inclusa nel reddito disponibile familiare.¹³

5. Conclusioni

Nonostante l'esiguità delle risorse dedicate al programma, l'introduzione della *Social Card* nel 2008 ha rappresentato un'importante novità nel panorama del *welfare* italiano, caratterizzato dalla vistosa mancanza di un programma di supporto ai redditi di ultima istanza.

13. Questo risultato riflette non solo il basso tasso di *take-up*, ma anche l'esiguità delle risorse dedicate al programma e i requisiti categoriali che ne limitano l'accesso ai minori di 3 anni o agli ultrasessantacinquenni.

A pochi anni dalla sua introduzione, questo contributo si è proposto di valutare empiricamente l'efficacia di *targeting* della *Social Card*, con particolare riferimento alla possibilità di mancato *take-up* del trasferimento da parte di soggetti aventi diritto. Anche se questo può rappresentare una scelta individualmente razionale, quando carenze informative, costi di transazione o costi psicologici agiscono da barriere alla presentazione della domanda di sostegno, da un punto di vista sociale si tratta senza dubbio di un fallimento di equità orizzontale, poiché comporta che si realizzino differenze indesiderabili tra di nuclei beneficiari e aventi diritto non beneficiari, ma ugualmente meritevoli.

Il quadro che emerge dall'analisi dei dati EU-SILC 2010 è quello di un meccanismo di assegnazione del trasferimento che se da un lato, come messo in evidenza anche da contributi precedenti, ammette al programma anche casi che non appaiono bisognosi di supporto, in termini di reddito disponibile rilevato tramite indagine campionaria, dall'altro non riesce a raggiungere gran parte della popolazione obiettivo. Le nostre stime, sia pur soggette a tutti i limiti e le assunzioni che il calcolo di un tasso di *take-up* tipicamente sottende, indicano che, a poco più di un anno dall'introduzione del programma, tra le famiglie aventi diritto, solo una su cinque riceveva effettivamente la *Social Card*.

Sfortunatamente, la dimensione campionaria non ha permesso di svolgere un'analisi multivariata del comportamento di *take-up*. Né sono al momento disponibili micro dati più aggiornati che permettano una stima del tasso di *take-up* nell'anno successivo a quello considerato, per poter valutare se vi sia stato un successivo aumento nella partecipazione al programma da parte dei nuclei meritevoli. Tuttavia, questa prima misura del tasso di *take-up* costituisce un importante indicatore dell'(in) efficacia nel *targeting* della *Social Card* e mette in evidenza come, se finora l'attenzione di ricercatori e analisti di *policy* si è concentrata sulla possibilità che il sussidio venisse erroneamente allocato a nuclei di immeritevoli, non meno attenzione merita la possibilità di fallimento di *targeting* relativo ai falsi negativi. Da questo punto di vista sono emersi ampi margini di miglioramento dell'efficacia della *Social Card* come strumento di lotta alla povertà. Aumentare la consapevolezza dell'esistenza del programma e dell'averne diritto, semplificare le procedure di accesso, e rendere più appetibile la carta, in termini ad esempio di flessibilità di utilizzo, sono alcuni tra i primi passi che sarebbe auspicabile effettuare in questa direzione.

Bibliografia

- COMMISSIONE DI INDAGINE SULL'ESCLUSIONE SOCIALE, *Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale*, Roma, Novembre 2009.
- J. CURRIE, *The take-up of Social Benefits*, «IZA discussion paper», Bonn, 103, 2004.
- EUROSTAT, *Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges*, «Proceedings of the EU-SILC conference» *Helsinki, 6-8 November 2006), 2007.
- C. GORI, M. BALDINI, E. CIANI, P. PEZZANA, S. SACCHI, P. SPANO, U. TRIVELLATO, *Per un piano nazionale contro la povertà*, Roma, Carocci, 2010.
- S. HAIDER, A. JACKNOWITZ, R. SCHOENI, *Food Stamps and the Elderly: Why Is Participation so Low?*, «Journal of Human Resources», 38, 2003, pp. 1080-1111.
- M. HANRATTY, *Has the Food Stamp Program Become More Accessible? Impacts of Recent Changes in Reporting Requirements and Asset Eligibility Limits*, «Journal of Policy Analysis and Management», 25, 2006, pp. 603-621.
- M. HERNANDEZ, S. PUDNEY, R. HANCOCK, *The welfare cost of means testing: pensioner participation in Income Support*, «Journal of Applied Econometrics», 22, 2007, pp. 581-598.
- V. HERNANZ, F. MALHERBET, M. PELLIZZARI, *Take-up of welfare benefits in OECD countries: a review of the evidence*, «OECD Social Employment and Migration Working Papers», 17, 2004.
- INPS, *Rapporto annuale*, Roma, 2009.
- ISTAT, *L'indagine europea sui redditi e le condizioni di vita delle famiglie (EU-SILC)*, «Metodi e Norme», 37, 2008.
- ISTAT, *Indice di povertà relativa, famiglie, per regione*, <http://www3.istat.it/ambiente/contesto/infoterr/priorita/priorita4.xls> (2013/05/13).
- N. KABBANI, P. WILDE, *Short Recertification Periods in the us Food Stamp Program*, «Journal of Human Resources», 38, 2003, pp. 1112-1138.
- S. KERR, *Deciding about supplementary pensions: a provisional model*, «Journal of Social Policy», 11, 1982, pp. 505-517.
- M. MATSAGANIS, A. PAULUS, H. SUTHERLAND, *The take-up of social benefits*, «Social Situation Observatory Research Notes», 6, European Observatory on the Social Situation, 2008.
- R. MOFFITT, *An economic model of welfare stigma*, «American Economic Review», 73, 1983, pp. 1023-1035.
- R. MOFFITT, *The role of nonfinancial factors in exit and entry in the TANF Program*, «Journal of Human Resources», 38, 2003, pp. 1221-1254.
- C. SARACENO (a cura di), *Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale 1997/2001*, Roma, Carocci, 2002.
- W. VAN OORSHOT, *Non Take-up of Social Security Benefits in Europe*, «The Journal of European Social Policy», 1, 1991, pp. 15-30.

Abstract

The introduction of the Social Card benefit represents an important innovation in the Italian welfare system, otherwise lacking a means tested social assistance programme. This article aims at assessing the benefit targeting, based on EU-SILC 2010 data. First, we analyse the socio economic characteristics of programme participants; second, we provide a first estimate of the take-up rate, that is the proportion of entitled households who actually receive the benefit. Results show that, one year after the programme introduction, the benefit assignment mechanism fails to reach more than half of the target population. In order to improve targeting success, policy makers should pay attention not only to the chance that undeserving individuals might receive the payment, but also to the possibility that deserving households are excluded from the programme.

Il trattamento dei carichi familiari riconosciuto dall'IRPEF

Anna Marenzi, Dino Rizzi

1. Introduzione

La normativa sull'IRPEF prevede, fin dalla sua istituzione, un riconoscimento dei carichi familiari del contribuente ai fini della determinazione del debito d'imposta. La riduzione dell'imposta per la presenza di familiari a carico può essere interpretata come derivante dalla riduzione dell'indice di capacità contributiva riconosciuta dal legislatore al contribuente che si trova in determinate situazioni. In altri termini, il legislatore non considera il reddito imponibile calcolato per il contribuente come il corretto indicatore di capacità contributiva e, di conseguenza, procede ad una sua riduzione per un problema di equità orizzontale.

Se lo Stato riconosce ad un contribuente degli sgravi fiscali (non importa se deduzioni o detrazioni) per carichi familiari rispetto ad una famiglia di riferimento, è sempre possibile calcolare il reddito imponibile teorico (il reddito equivalente) che avrebbe comportato lo stesso valore d'imposta per la famiglia di riferimento. La differenza tra l'imponibile del contribuente in esame e quello equivalente misura esattamente la riduzione di capacità contributiva, cioè il «costo fiscale» riconosciuto per la presenza di carichi familiari aggiuntivi rispetto alla famiglia di riferimento.

Utilizzando il criterio di equità orizzontale secondo cui le famiglie con la stessa capacità contributiva devono pagare la stessa imposta in valore assoluto, il lavoro calcola, con riferimento alla normativa attuale, il «costo fiscale» riconosciuto per la presenza di familiari a carico e la relazione tra tale costo e il reddito imponibile. L'obiettivo del lavoro è quello di fornire una valutazione quantitativa e discutere le implicazioni delle scelte del legislatore in materia di tassazione dei redditi e non intende definire in modo ottimale la capacità contributiva in funzione delle caratteristiche familiari, né calcolare il «costo effettivo» dei familiari a carico del contri-

buente.¹ Il lavoro ripercorre, in modo inevitabilmente sintetico, l'evoluzione del trattamento fiscale dei familiari a carico nell'IRPEF, evidenziandone le caratteristiche che rimangono costanti nel tempo e segnalando gli aspetti che giustificano il rinnovato interesse per l'unità familiare come unità più appropriata per definire la capacità contributiva. Con riferimento alla normativa recentemente modificata dalla legge di stabilità 2013, poi, procede al calcolo delle scale di equivalenza implicite nel sistema di imposizione, mostra l'andamento del «costo fiscale» riconosciuto per la presenza di carichi familiari in relazione al reddito imponibile e confronta i risultati ottenuti con la linea di povertà relativa e varie scale di equivalenza, tra cui quella utilizzata per il calcolo dell'ISEE.

2. Quarant'anni di storia del trattamento dei familiari a carico

Il trattamento fiscale di coniuge e familiari a carico ha subito, nel corso di quasi quarant'anni di storia dell'imposta sul reddito delle persone fisiche, una serie di aggiustamenti successivi che testimoniano la difficoltà di definire un indicatore condiviso della capacità contributiva di individui che appartengono a famiglie con una diversa numerosità e composizione e con una diversa struttura economica.²

Le maggiori problematiche in questo processo hanno riguardato la scelta di trovare, tra varie possibilità, strumenti in grado di assicurare, a parità di reddito familiare e di componenti, un medesimo onere tributario e, a parità di reddito complessivo, un trattamento di favore per la famiglia monoreddito rispetto a quella con più percettori.³ Il problema della posizione della coppia monoreddito rispetto alla coppia bireddito, causato da un sistema di tassazione personale particolarmente progressivo,⁴ ha di fatto condizionato la struttura delle detrazioni/deduzioni per familiari a carico e determinato un trattamento differenziato per il coniuge rispetto a quello previsto per i figli e per gli altri familiari a carico. La funzione dello sgravio fiscale riconosciuto al coniuge risponde fin dall'inizio più all'esigenza di attenuare il trattamento

1. Una riflessione sulla difficoltà di quantificare il costo dei figli si trova in DE SANTIS 2003.

2. Un'analisi delle principali modificazioni intervenute negli elementi costitutivi e nell'articolazione dell'IRPEF dalla sua istituzione ai giorni nostri si trova in BOTTARELLI 2000, DE VINCENTI, PALADINI 2008, e BOSI, GUERRA vari anni.

3. Su questa problematica, si vedano, tra i tanti, LONGOBARDI, PATRIZII 1993, POLLASTRI 2008, PROTO 2008 e RAPALLINI 2005.

4. Ricordiamo che nei primi anni dopo la riforma e fino al 1982, l'IRPEF prevedeva ben 32 scaglioni di reddito imponibile con aliquote massime che arrivavano al 70-80%.

sfavorevole della famiglia monoreddito rispetto alla bireddito che alla considerazione che la capacità di pagare le imposte dipende dalla numerosità familiare.⁵ D'altra parte, gli strumenti deputati al raggiungimento dell'obiettivo principale dell'equità orizzontale (deduzioni/detrazioni per carichi familiari) sono stati in alcune occasioni utilizzati anche per obiettivi equitativi diversi, come quello dell'equità verticale (aumento della progressività), o addirittura per obiettivi extra tributari (quali ad esempio il contrasto alla povertà e l'incentivo alla natalità) rendendo in questo modo meno trasparente il peso fiscale delle responsabilità familiari riconosciuto dall'imposta.

L'evoluzione del trattamento tributario delle famiglie italiane è sintetizzato nella Tabella riportata in Appendice. Le soluzioni adottate per tener conto della numerosità e della composizione della famiglia di appartenenza del contribuente sono riconducibili a quattro tipologie di detrazioni/deduzioni. In particolare:

- 1) detrazioni in somma fissa (1974-1995 per il coniuge e 1974-2000 per i figli);
- 2) detrazioni decrescenti per classi di reddito (a partire dal 1996 per il coniuge e dal 2001 per gli altri familiari) e nel caso dei figli, articolate a seconda dell'età (superiore o minore di 3 anni) e della presenza di disabilità;
- 3) deduzioni linearmente decrescenti rispetto al reddito con definizione di una *no tax family area* (biennio 2005-2006);
- 4) detrazione decrescente per classi di reddito per il coniuge e detrazioni linearmente decrescenti per i figli con un sistema che premia i contribuenti con un numero di figli a carico superiore a 3, indipendentemente dal livello di reddito (2007-2013).

Per gli anni 1976-2012, le Figure 1-5 riportano il valore del limite di reddito per essere a carico, gli sgravi fiscali per coniuge e per nuclei familiari fino a 4 figli a carico, sia in termini assoluti (valori espressi in euro 2012) sia come percentuale di tre diversi livelli di reddito, pari, rispettivamente, alla retribuzione media lorda di un lavoratore dipendente, al 50% e al 200% di tale retribuzione.⁶

5. È da notare che era prevista una detrazione per il coniuge a carico anche quando era in vigore il sistema del cumulo dei redditi, dal 1974 al 1976, che, come è noto, garantisce lo stesso trattamento fiscale delle famiglie monoreddito e di quelle con più percettori. In questo caso, il trattamento più favorevole era accordato alla famiglia monoreddito.

6. I valori monetari per il calcolo del livello di reddito complessivo per essere a carico, sgravio fiscale a sostegno dei familiari a carico e delle retribuzioni medie del periodo 1976-2011 sono stati tradotti in valori 2012 con i coefficienti di conversione ISTAT (Indici nazionali dei prezzi al consumo per le famiglie di operai e impiegati).

Come emerge dalla Figura 1, il limite di reddito per essere considerati familiari a carico, espresso in euro 2012, assume il valore minimo di 1.700 € nel 1982 e raggiunge il valore massimo di circa 4.200 € nei primi anni '90. L'attuale soglia, pari a 2.841 euro, deriva da quella fissata nel 1995 (5.500.000 lire) e nel corso di quasi 20 anni non è mai stata modificata per adeguarla al costo della vita. Tale valore è decisamente inferiore al livello di reddito necessario all'autonomia economica, per cui risultano esclusi dalla possibilità di avere la detrazione anche familiari con redditi molto bassi. Inoltre, il superamento del limite determina la perdita della possibilità di detrarre⁷ le spese sostenute dal contribuente nell'interesse dei familiari a carico, ad esempio, le spese sanitarie, le spese per l'istruzione secondaria e universitaria, le spese per canoni di locazione per studenti universitari fuori sede, con un conseguente aggravio fiscale.

Con riferimento al trattamento fiscale del coniuge a carico, le Figure 2 e 3 evidenziano gli effetti quantitativi degli episodi di riforma che hanno introdotto i cambiamenti più rilevanti per le coppie monoreddito (si veda la Tabella in Appendice). In particolare, lo strumento della detrazione in somma fissa, utilizzata dall'introduzione dell'IRPEF e il cui ammontare cresce progressivamente nel tempo, è sostituito a partire dal 1996 con il modello della detrazione/deduzione decrescente⁸ per classi di reddito. I dati segnalano che il cambiamento di regime produce un ridimensionamento dello sconto fiscale per contribuenti con reddito elevato e un aumento delle differenze in ragione del livello di reddito. Rispetto a quest'ultimo effetto la Figura 3 mostra che il rapporto tra la detrazione/deduzione e il reddito complessivo per un contribuente con un livello di reddito «basso» (50% della retribuzione lorda media di un lavoratore dipendente) è inferiore al 3% fino alle metà degli anni '80, supera il 6% nel 1996, per poi assestarsi a valori leggermente superiori al 5% nell'ultimo quinquennio. Di contro, per un contribuente con un livello di reddito «alto» (200% della retribuzione lorda media di un lavoratore dipendente) tale rapporto oscilla per tutto il periodo nell'intorno dell'1%.

Sotto il profilo, invece, del trattamento dei figli a carico i primi due decenni dell'IRPEF si caratterizzano da una scarsa considerazione per i minori a carico che viene corretta dalla legge finanziaria per il 2001 e dai successivi interventi di riforma (si veda la Tabella riportata in Appendice) attraverso una rimodulazione delle detrazioni per livelli di reddito

7. Il riferimento è alle spese che danno diritto alla detrazione del 19% .

8. Nelle Figure 2-5, la deduzione dall'imponibile per coniuge e figli a carico introdotta nel biennio 2005-2006 è stata tradotta in detrazione d'imposta.

e un progressivo aumento del loro importo. L'impatto della modificazione nella struttura delle detrazioni è confermato dai dati riportati nella Figura 4. Ad esempio, al contribuente con quattro figli a carico e basso reddito viene riconosciuto uno sconto d'imposta che non supera mai il 5% del reddito complessivo fino al 2000, tale beneficio raggiungere invece valori superiori al 35% nell'ultimo quinquennio, anche grazie alla maggiorazione prevista per un numero di figli maggiore di tre (si veda Figura 4 d).

La diversa attenzione del legislatore alla tipologia dei familiari a carico è ben evidenziata nella Figura 5 che confronta i livelli delle detrazioni per figli e coniuge a carico per un contribuente con un livello di reddito «basso», ovvero pari al 50% della retribuzione lorda media di un lavoratore dipendente. I dati mostrano lo scarso peso attribuito alla presenza di figli a carico e quello troppo elevato concesso al coniuge che caratterizzano la struttura dell'IRPEF fino alle riforme intraprese a partire dai primi anni del 2000; il rafforzamento della posizione fiscale dei minori a carico e il ridimensionamento di quella del coniuge, viceversa, prevalgono nell'ultimo decennio.

La riduzione di capacità contributiva riconosciuta dal legislatore al contribuente con familiari a carico è stata tuttavia ottenuta con meccanismi di determinazione delle deduzioni/detrazioni particolarmente complessi che hanno avuto riflessi negativi in termini di equità ed efficienza ampiamente documentati (cfr. tra gli altri, DI NICOLA, PALADINI 2005; RIZZI, ZANETTE 2005; DE VINCENTI, PALADINI 2008). In particolare e con riferimento alla normativa vigente, l'uso del sistema delle detrazioni decrescenti modifica il profilo della progressività dell'imposta rispetto a quello definito dalla struttura delle aliquote formali e rende non trasparente il profilo delle aliquote marginali effettive per il contribuente. Il sostegno della famiglia appare nella struttura incerto e non del tutto coerente (BOSI, GUERRA 2008). Se le detrazioni per carichi familiari hanno la funzione di ristabilire l'equità orizzontale tra famiglie di diversa numerosità non si giustifica l'assenza di un riconoscimento universale del costo dei figli. Il fatto che la detrazione si annulli oltre una certa soglia, ma nel caso di un numero di figli superiori a tre garantisca comunque un risparmio d'imposta in somma fissa, indipendentemente dal reddito, sembra rispondere ad una politica di sostegno al reddito e di contrasto alla povertà, più diffusa in famiglie numerose, e, al contempo, si configura come un incentivo alla natalità. Come evidenziato da DE VINCENTI e PALADINI «aver confuso e mescolato i due piani rende l'imposta poco razionale e poco comprensibile» (2008, p.13).

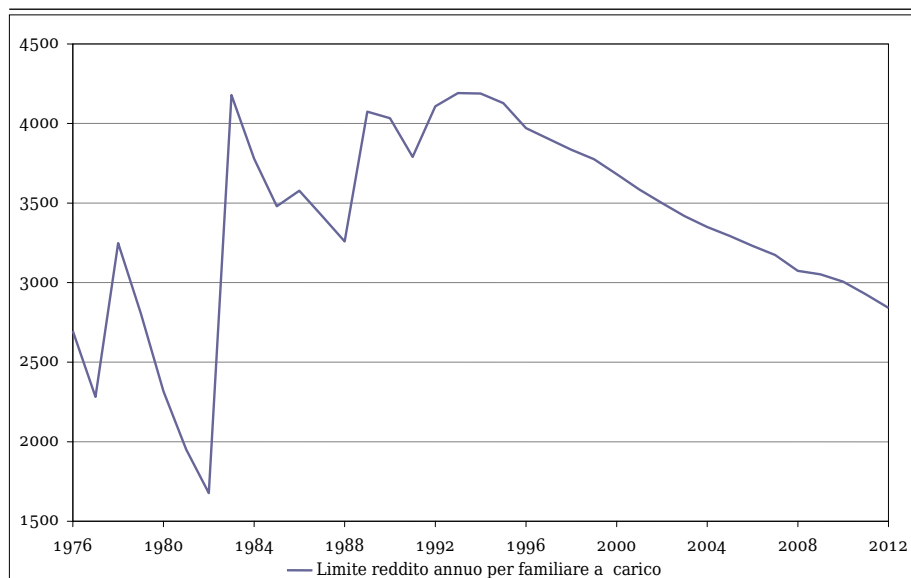


Figura 1. Limite di reddito annuo per essere considerato un familiare a carico (in €, 2012)

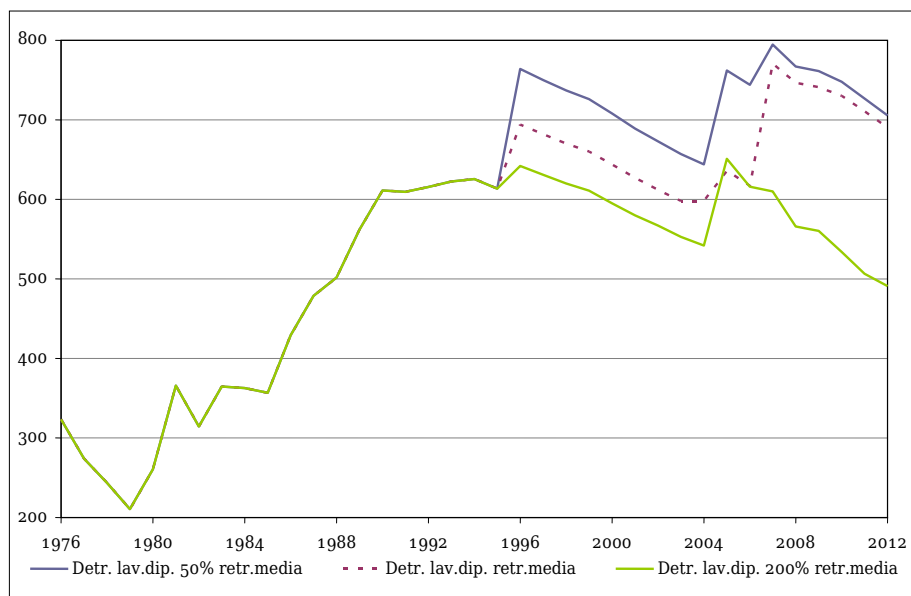


Figura 2. Valore della detrazione per il coniuge calcolata per un reddito complessivo pari al 100%, 50% e 200 % della retribuzione lorda media di un lavoratore dipendente (in €, 2012)

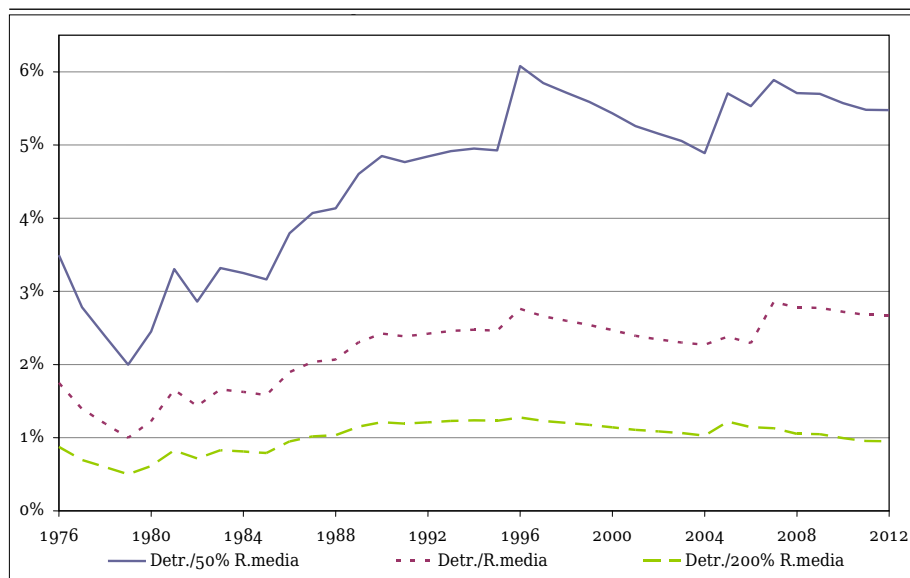


Figura 3. Rapporto tra la detrazione per il coniuge e il reddito complessivo pari al 100%, 50% e 200 % della retribuzione lorda media di un lavoratore dipendente

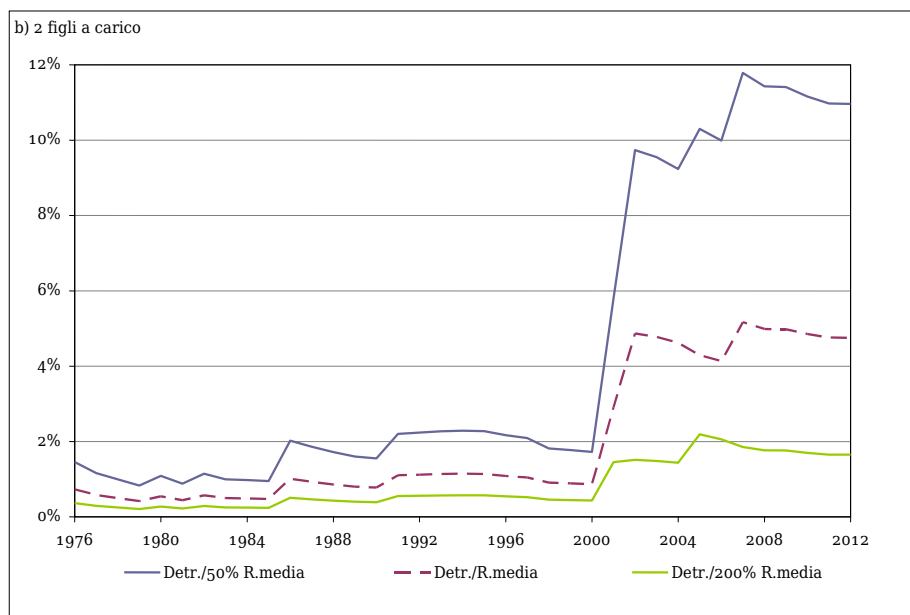
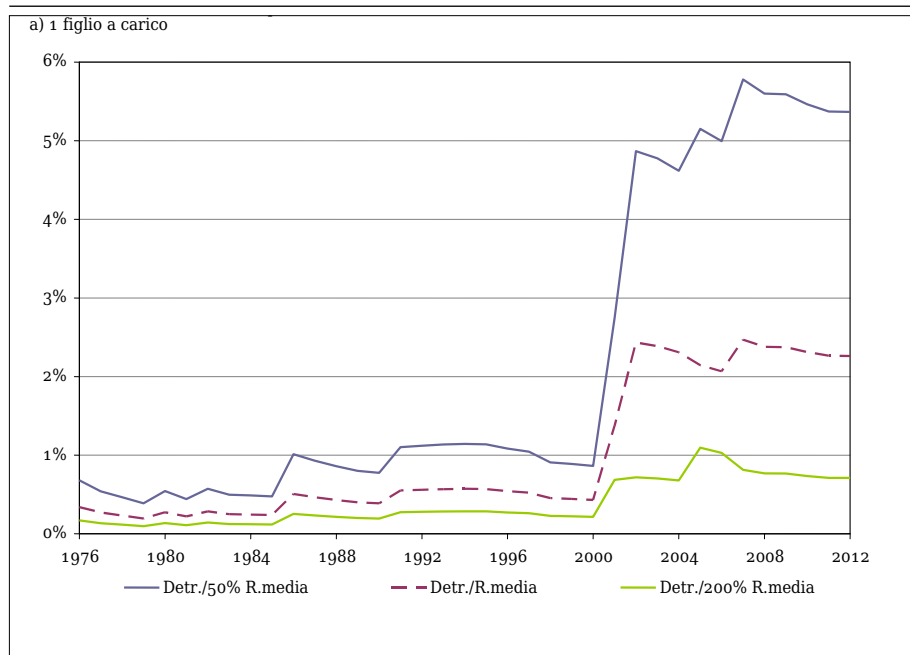
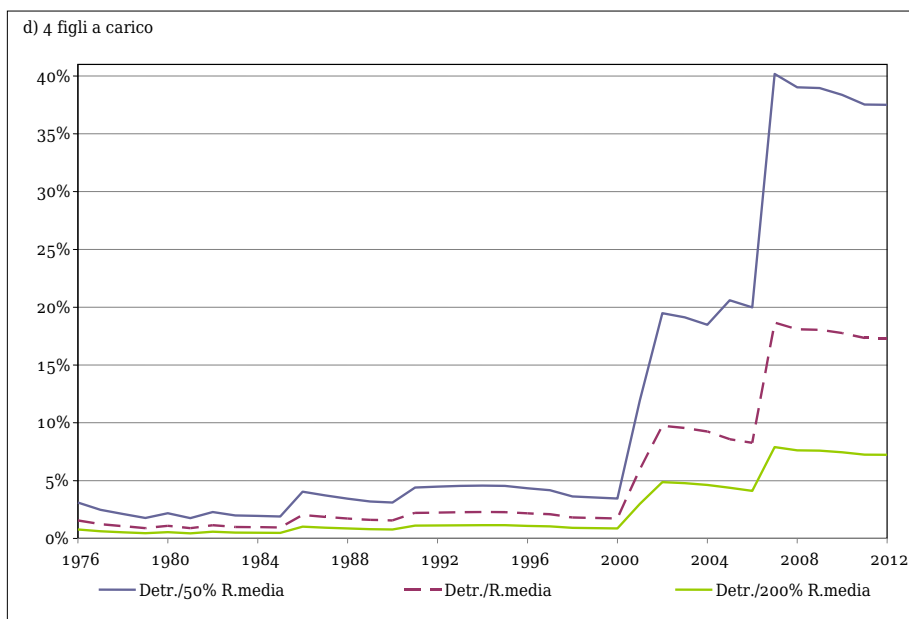
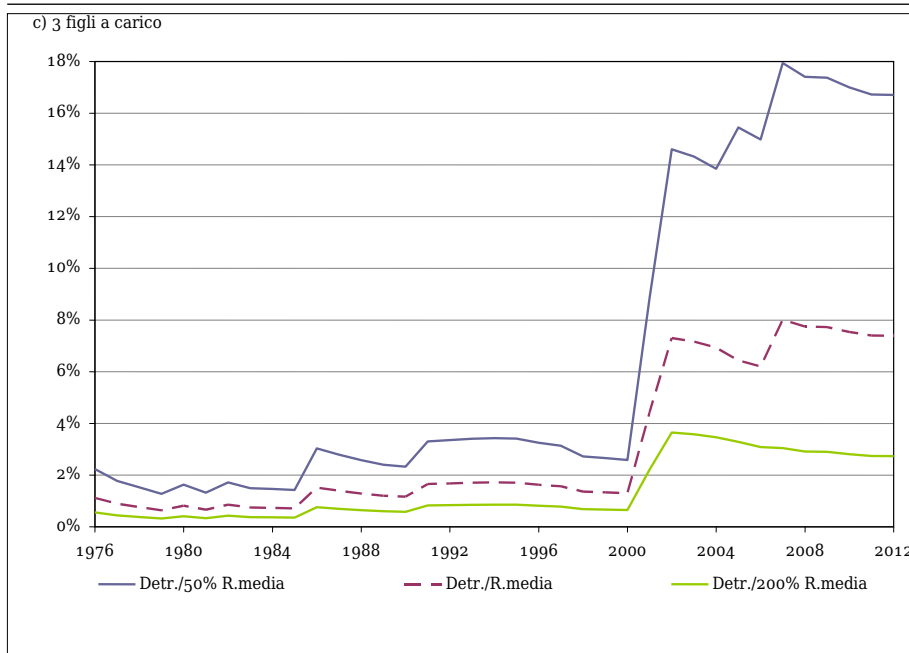


Figure 4a-d. Rapporto tra la detrazione per figli e il reddito complessivo pari 100%, al 50% e al 200 % della retribuzione lorda media di un lavoratore dipendente



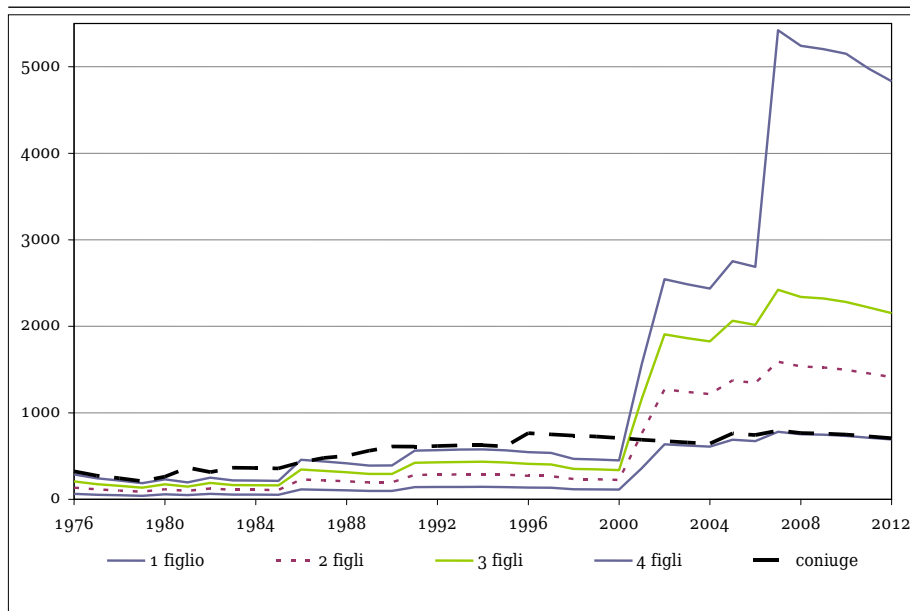


Figura 5. Detrazione per il coniuge e per figli reddito complessivo pari al 50% della retribuzione lorda media di un lavoratore dipendente (in €, 2012)

3. Costo delle caratteristiche familiari e scale di equivalenza implicite

Possiamo descrivere l'applicazione di un'imposta ipotizzando che lo Stato abbia definito le norme che consentono di calcolare il valore monetario del reddito lordo complessivo,⁹ comprendente varie fonti di reddito, e le regole contabili per la sua valutazione. I passi successivi nell'applicazione dell'imposta sono:

- la definizione di un indice di capacità contributiva, il reddito imponibile, calcolato riducendo il reddito complessivo in relazione ad alcune caratteristiche individuali o familiari che si ritiene possano influenzare la capacità contributiva;
- il calcolo dell'imposta lorda, mediante una funzione d'imposta che dipende dal reddito imponibile;
- il calcolo dell'imposta netta, per ridurre l'imposta lorda per particolari ragioni ritenute meritevoli dal legislatore.

9. Per reddito lordo complessivo intendiamo la somma delle entrate sottoposte all'imposta al netto di eventuali costi di produzione del reddito, dedotti in forma analitica o forfettaria.

Il calcolo dell'imponibile e dell'imposta netta implicano delle riduzioni di imposta, che possono avere le seguenti motivazioni:

- 1) la definizione della capacità contributiva;
- 2) il concorso dello Stato a spese sostenute dal contribuente ritenute meritorie, a causa di esternalità positive (come le spese di istruzione), per motivi etici (ad esempio spese sanitarie), per l'incentivazione di comportamenti di spesa (ad esempio donazioni, liberalità, acquisto di beni per l'aiuto a settori produttivi). In generale si tratta di *tax-expenditures*.

Assumiamo che lo Stato abbia definito il reddito lordo, x , e un vettore di k caratteristiche $a=(a_1, a_2, \dots, a_k)$ ritenute rilevanti per la determinazione della capacità contributiva. Lo Stato identifica inoltre un vettore di caratteristiche di riferimento $a_R=(a_{1R}, a_{2R}, \dots, a_{kR})$ che descrivono la famiglia di riferimento R .

Il reddito imponibile rappresenta l'indice di capacità contributiva, che possiamo definire nel modo seguente:

capacità contributiva: *l'indice di capacità contributiva è dato dal reddito complessivo che eccede un valore di reddito, dipendente dalle caratteristiche familiari, necessario ad assicurare un livello minimo di benessere familiare.*

Indichiamo con D le riduzioni di reddito lordo complessivo riconosciute dallo Stato in relazione a particolari caratteristiche familiari, ad esempio il numero e la qualità dei componenti, al fine di determinare la corretta capacità contributiva. In generale queste riduzioni di reddito dipendono dalle caratteristiche familiari, per cui $D=D(a)$ e il reddito imponibile diventa: $y=x-D(a)$.

La funzione dell'imposta lorda è definita sul reddito imponibile: $T(y)$. Assumiamo che l'imposta abbia le seguenti proprietà:

- imposta nulla per reddito nullo: $T(0)=0$;
- imposta non negativa per qualsiasi livello di reddito: $T(y) \geq 0$;
- aliquota marginale, $t_m = dT(y)/dy$, positiva e inferiore a 1.¹⁰

Consideriamo ora una famiglia i -esima con reddito lordo x_i e con caratteristiche $a_i=(a_{1i}, a_{2i}, \dots, a_{ki})$ diverse da quelle di riferimento. Se si ritiene che una caratteristica, ad esempio il numero di componenti, sia tale da ridurre la capacità contributiva della famiglia, lo Stato può definire una riduzione del reddito da sottoporre all'imposta, $D_i=D(a_i)$, per cui il reddito imponibile è:

10. L'andamento dell'aliquota marginale determina la progressività dell'imposta rispetto al reddito imponibile. L'imposta è progressiva se l'aliquota media, $t_a(y) = T(y)/y$, aumenta all'aumentare di y , proporzionale se è costante, regressiva se diminuisce.

$$[1] \quad y_i = x_i - D(a_i)$$

e l'imposta lorda è data da:

$$[2] \quad T_i = T(x_i - D(a_i))$$

Eventuali riduzioni d'imposta per spese meritorie possono dipendere in generale dall'ammontare della spesa, s_i , e dalle caratteristiche del contribuente: $d_i = d(s_i, a_i)$.

Riassumendo, l'imposta netta è definita da:

$$[3] \quad T_i = T(x_i - D(a_i)) - d(s_i, a_i)$$

Nella normativa italiana, le riduzioni di reddito imponibile $D(a)$ sono chiamate «deduzioni», mentre le riduzioni di imposta $d(s, a)$ sono chiamate «detrazioni». In particolare, la motivazione 1) dovrebbe diminuire l'indicatore di capacità contributiva, cioè il reddito imponibile, mentre le motivazioni 2) dovrebbero diminuire l'imposta lorda. In entrambi i casi tali correzioni non dovrebbero dipendere dalla forma funzionale dell'imposta: nel primo caso perché la definizione dell'indice di capacità contributiva (il reddito imponibile) precede il calcolo dell'imposta, nel secondo perché si vuole concedere uno sconto d'imposta predefinito, pari a una quota delle spese effettuate.

La riduzione di reddito imponibile che lo Stato accorda per tener conto correttamente della capacità contributiva definisce il concetto di equità orizzontale utilizzato:

equità orizzontale: famiglie con uguale capacità contributiva devono pagare la stessa imposta.

Assumiamo che la normativa preveda una deduzione $D(a_R)$ alla famiglia di riferimento (ad esempio un *single*) e una deduzione $D(a_i)$ ad una famiglia con caratteristiche a_i (ad esempio una coppia). Date le deduzioni, è possibile identificare un reddito lordo per la famiglia di riferimento, x_i^e , tale da generare per le due famiglie lo stesso reddito imponibile:

$$[4] \quad x_i - D(a_i) = x_i^e - D(a_R)$$

Ciò significa che lo Stato ritiene che le due famiglie abbiano la stessa capacità contributiva e considera la famiglia con caratteristiche di riferimento a_R e reddito lordo x_i^e «equivalente» alla famiglia i -esima. Per l'equità orizzontale lo Stato deve richiedere la stessa imposta $T(x_i, a_i) = T(x_i^e, a_R)$:

$$[5] \quad T((x_i - D(a_i))) = T(x_i^e - D(a_R))$$

Il valore x_i^e può essere definito come un «reddito equivalente», tale cioè da generare per la famiglia di riferimento la stessa imposta che sarebbe pagata dalla famiglia i -esima.

Se rapportiamo l'imposta al reddito imponibile, che rappresenta l'indice di capacità contributiva, otteniamo ovviamente anche l'uguaglianza dell'aliquota media delle due famiglie:

$$[6] \quad t_a(x_i, a_i) = \frac{T(x_i - D(a_i))}{x_i - D(a_i)} = \frac{T(x_i^e - D(a_R))}{x_i^e - D(a_R)}$$

Con la definizione adottata di equità orizzontale, il termine «la stessa imposta» può essere intesa sia come lo stesso «ammontare» sia come la stessa «aliquota media».¹¹

Dati la funzione dell'imposta, il reddito lordo x_i e le caratteristiche a_i della famiglia, è possibile risalire al reddito equivalente che assicura, con le caratteristiche di riferimento, lo stesso ammontare di imposta. La procedura è la seguente:

- si calcola l'imposta: $T(x_i - D(a_i))$;
- con la funzione inversa dell'imposta si calcola il reddito equivalente x_i^e tale che $T(x_i^e - D(a_R))$. In generale, il reddito equivalente è una funzione del reddito lordo e delle deduzioni: $x_i^e = x_i^e(x_i, D(a_i), D(a_R))$;
- la riduzione di reddito lordo necessaria al calcolo

della corretta capacità contributiva, che possiamo definire come il «costo riconosciuto delle caratteristiche familiari», è quindi: $C(x_i, a_i) = x_i - x_i^e$.

È anche possibile definire una «scala di equivalenza implicita» tra le due famiglie, definendola come il rapporto tra il reddito lordo della famiglia i -esima e il corrispondente reddito equivalente:

$$[7] \quad \lambda_i = x_i / x_i^e$$

11. Nella letteratura si trovano anche altre definizioni di scala di equivalenza implicita nella normativa fiscale, che originano da altre definizioni di equità orizzontale. In particolare PATRIZII (1992) considera l'equità orizzontale basandosi sul reddito lordo complessivo e non sul reddito imponibile come qui proposto. In quel caso la definizione espressa in termini di parità di imposta porta a risultati differenti rispetto alla parità di aliquota media. BALDINI, BOSI, MATTEUZZI (2002) calcolano la scala di equivalenza implicita come rapporto tra l'imposta pagata dalla famiglia esaminata e l'imposta pagata dalla famiglia di riferimento sullo stesso reddito equivalente. È facile dimostrare che il criterio è identico a quello di PATRIZII (1992) calcolato in base alla parità di aliquota media.

Tale scala di equivalenza ha il solito significato: indica di quanto deve essere maggiore il reddito della famiglia i -esima affinché questa possa avere la stessa capacità contributiva della famiglia di riferimento.

Un semplice esempio può essere costruito utilizzando la funzione di imposta lineare, con aliquota t e con deduzione in somma fissa $D(a_i)$:

$$[8] \quad T(x, a_i) = t(x_i - D(a_i))$$

Se la caratteristica familiare a è rappresentata, ad esempio, dal numero di componenti e definiamo come famiglia di riferimento una famiglia composta da un solo individuo, per qualsiasi altra famiglia i -esima la deduzione è $D(a_i) > D(a_R)$. Applicando la procedura descritta si trova il reddito equivalente:

$$[9] \quad x_i^e = x_i - [D(a_i) - D(a_R)] \quad \text{per } x_i > D(a_i).$$

La diminuzione di capacità contributiva riconosciuta dallo Stato, cioè il costo aggiuntivo riconosciuto delle caratteristiche a_i rispetto a quello di riferimento risulta:

$$[10] \quad C(x_i, a_i) = x_i - x_i^e = D(a_i) - D(a_R)$$

La scala di equivalenza implicita tra le due famiglie è data da:

$$[11] \quad \lambda_i(x_i, a_i) = \frac{x_i}{x_i^e} = \frac{x_i}{x_i - [D(a_i) - D(a_R)]}$$

La scala di equivalenza così calcolata è massima quando $x_i = D(a_i)$ e pari a:

$$\lambda_i(x_i, a_i) = D(a_i) / D(a_R)$$

Per valori crescenti del reddito lordo la scala di equivalenza diminuisce tendendo all'unità.

Se utilizziamo, invece, la funzione di imposta lineare con detrazione in somma fissa $d(a_i) - d(a_R)$:

$$[12] \quad T(x_i, a_i) = tx_i - d(a_i)$$

il costo aggiuntivo riconosciuto delle caratteristiche a_i rispetto a quello di riferimento è:

$$[13] \quad C(x_i, a_i) = x_i - x_i^e = [d(a_i) - d(a_R)]/t$$

e la scala di equivalenza implicita è:

$$[14] \quad \lambda_i(x_i, a_i) = \frac{x_i}{x_i^e} = \frac{x_i}{x_i - \frac{d(a_i) - d(a_R)}{t}}$$

che è massima e pari a $\lambda_i = d(a_i)/d(a_R)$, quando $x_i = d(a_i)/t$.

La Figura 6 illustra la procedura utilizzata in questo esempio per il calcolo del costo riconosciuto per la caratteristica familiare.

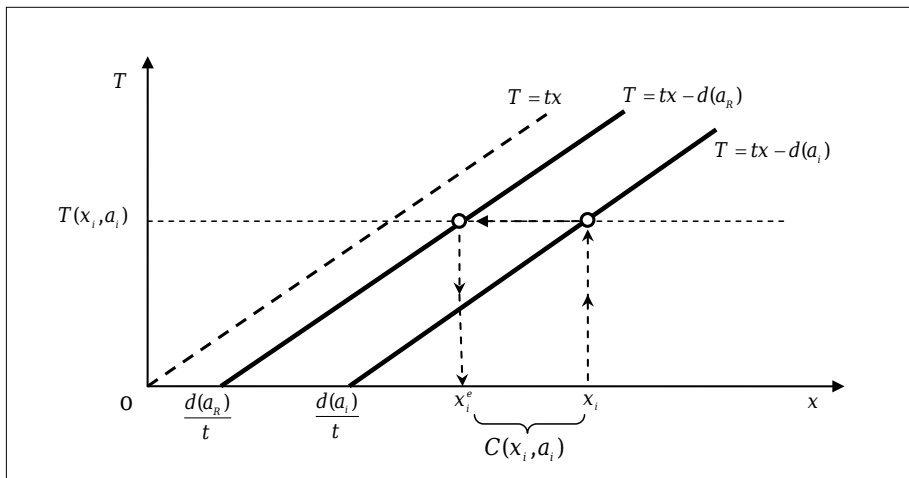


Figura 6. Calcolo del costo riconosciuto per una caratteristica con imposta lineare e detrazione fissa

4. Costo dei familiari e scale di equivalenza implicite nell'IRPEF del 2013

Sulla base delle elaborazioni precedenti, calcoliamo il costo riconosciuto dall'attuale normativa a particolari configurazioni familiari. La base di confronto è data da una famiglia di riferimento composta da un lavoratore dipendente *single*, che simuliamo a vari livelli di reddito.¹² Le famiglie analizzate sono quelle composte da una coppia con coniuge a carico, con e senza figli. Le figure che seguono riportano il costo riconosciuto dall'IRPEF per la presenza della caratteristica esaminata, $C(x_i, a_i) = x_i - x_i^e$, la riduzione dell'imposta rispetto all'ammontare che la famiglia avrebbe pagato in assenza della riduzione per il carico familiare, in valore assoluto, $\Delta T_i = T(x_i, a_R) - T(x_i, a_i)$, e la scala di equivalenza implicita, cioè il rapporto tra il reddito lordo della famiglia esaminata e il reddito equivalente: $\lambda(x_i, a_i) = x_i / x_i^e$.

La legge di stabilità per il 2013 ha modificato l'importo delle detrazioni per i figli a carico. In particolare, la detrazione base teorica è fissata in 950 € ed è aumentata di 270 € per ciascun figlio con meno di tre anni e di 400 € per ogni figlio portatore di handicap. Per i contribuenti con più di tre figli a carico la detrazione è aumentata di 200 € per ciascun figlio a partire dal primo. Come nella legislazione precedente, in presenza di almeno quattro figli a carico ai genitori è riconosciuta un'ulteriore detrazione di 1.200 €; inoltre, la detrazione è ripartita nella misura del 50% tra i genitori ovvero, previo accordo tra gli stessi, spetta al genitore che possiede il reddito complessivo di ammontare più elevato. La detrazione per il coniuge è rimasta invece invariata rispetto al 2012.

Come precedentemente descritto, le detrazioni per il lavoro dipendente e per i familiari a carico sono decrescenti con il reddito lordo del contribuente. La Figura 7 mostra l'andamento delle detrazioni al crescere del reddito, così come previsto dalla normativa, per varie configurazioni familiari: dalla coppia con un coniuge a carico alla coppia con 4 figli. Fino a 8.000 € la riduzione dell'imposta è nulla perché il reddito lordo ricade nella *no tax area* del lavoratore dipendente. Oltre tale soglia la detrazione per familiari a carico può essere utilizzata solo parzialmente a causa dell'incapienza, quindi la parte crescente delle linee mostra la parte di detrazione utilizzata fino al raggiungimento della *no-tax area* relativa alla composizione familiare esaminata (i valori della *no tax area* sono esposti nella Tabella 1).

12. La scelta di altre posizioni lavorative, lavoratore autonomo o pensionato, determina la *no-tax area* di riferimento per le elaborazioni successive sui carichi di famiglia, ma non cambia sostanzialmente i risultati qualitativi dell'analisi.

Le detrazioni raggiungono il loro valore massimo esattamente in corrispondenza del limite della *no tax area*, poi decrescono fino ad annullarsi per valori elevati di reddito.

Nella Figura 7 si nota in particolare il notevole aumento della detrazione complessiva (coniuge più figli) in corrispondenza al quarto figlio.

Il costo riconosciuto per la presenza di familiari a carico legato alle detrazioni è illustrato nella Figura 8, che mostra come la riduzione di reddito lordo derivante dal riconoscimento delle detrazioni passi da 2.399 € per il coniuge a carico a 18.552 € per il coniuge e 4 figli.

Questi valori sono interpretabili come una «deduzione implicita» dal reddito lordo in corrispondenza ai carichi di famiglia. In particolare, come si nota dalla Tabella 1 e dalla Figura 2, le detrazioni decrescenti danno luogo a deduzioni implicite decrescenti che rappresentano la reale riduzione di reddito lordo accordata dalla normativa.

La riduzione massima di reddito lordo viene riconosciuta in corrispondenza del limite superiore della *no tax area* familiare, che può essere interpretata come un livello minimo di reddito al di sotto del quale lo Stato non intende richiedere l'imposta. È quindi possibile raffrontare questi valori con la linea di povertà relativa che l'ISTAT ha calcolato per l'anno 2011 per diverse numerosità familiari (Tabella 2). Dal confronto emerge che la *no tax area* è superiore alla linea di povertà per il *single* (8.000 € contro 7.279) ed è sostanzialmente pari alla linea di povertà per famiglie con 4 figli e più (cioè con 6 o più componenti). Risultano invece penalizzate le famiglie «tipiche» italiane, composte da una coppia e uno o due figli, in quanto la loro *no tax area* è inferiore a 3-4.000 € rispetto alla linea di povertà.

La scala di equivalenza implicita relativa alla *no tax area*, calcolata assumendo come base la famiglia unipersonale di un lavoratore dipendente, risulta sempre inferiore alla scala Carbonaro utilizzata dall'ISTAT e alla scala di equivalenza OCSE modificata, mentre raggiunge i valori della scala di equivalenza utilizzata per il calcolo dell'ISEE solo per famiglie con almeno quattro figli (Tabella 2 e Figura 11). Rispetto alle altre scale di equivalenza, che hanno una crescita lineare o leggermente concava per tener conto di economie di scala familiari, quelle implicite nell'IRPEF mostrano un improvviso incremento tra i 5 e i 6 componenti a causa delle ulteriori detrazioni accordate in presenza di 4 o più figli.

Dal momento che le detrazioni e, di conseguenza, il costo riconosciuto per i carichi familiari decrescono con il reddito lordo, anche la scala di equivalenza implicita mostra un andamento decrescente, come si vede nella Figura 10. Da notare che le detrazioni decrescenti hanno l'effetto di rendere più veloce la diminuzione delle scale implicite per famiglie con maggiori carichi di famiglia.

Lo stesso effetto si nota nella Tabella 3 e nella Figura 11, in cui le scale di equivalenza implicite sono messe in relazione al reddito equivalente e non al reddito lordo familiare.

La Figura 12 mette in luce un altro effetto ben noto delle detrazioni decrescenti, cioè l'aumento dell'aliquota marginale effettiva del contribuente, poiché un euro in più di reddito lordo viene tassato con l'aliquota marginale dell'imposta cui si aggiunge la perdita marginale della detrazione. L'analisi condotta per le varie composizioni familiari evidenzia che questo effetto è crescente all'aumentare dei familiari a carico perché l'aumento delle detrazioni, oltre a determinare una maggior *no tax area*, genera una maggior velocità di riduzione della detrazione. Ad esempio, l'aliquota marginale legale del primo scaglione è del 23%, mentre in realtà l'aliquota marginale è pari a zero fino al limite della *no tax area* e passa istantaneamente a valori superiori al 30% appena il contribuente inizia a pagare l'imposta. Lo stesso avviene negli scaglioni successivi e soprattutto nel secondo e nel terzo scaglione (dove si concentra gran parte dei contribuenti con carichi familiari) in cui le aliquote marginali, formalmente pari al 27 e 38%, risultano effettivamente al di sopra del 40%. Questo effetto è noto, ma è da evidenziare come l'aumento dell'aliquota marginale effettiva sia superiore soprattutto per le famiglie più numerose.

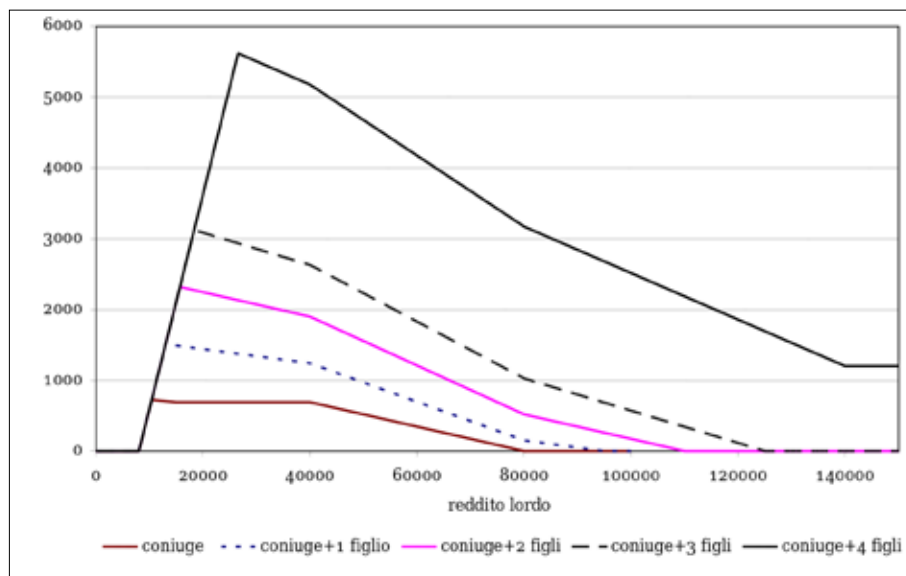


Figura 7. Riduzione di imposta per il coniuge e i figli a carico (lavoratore dipendente; in €)

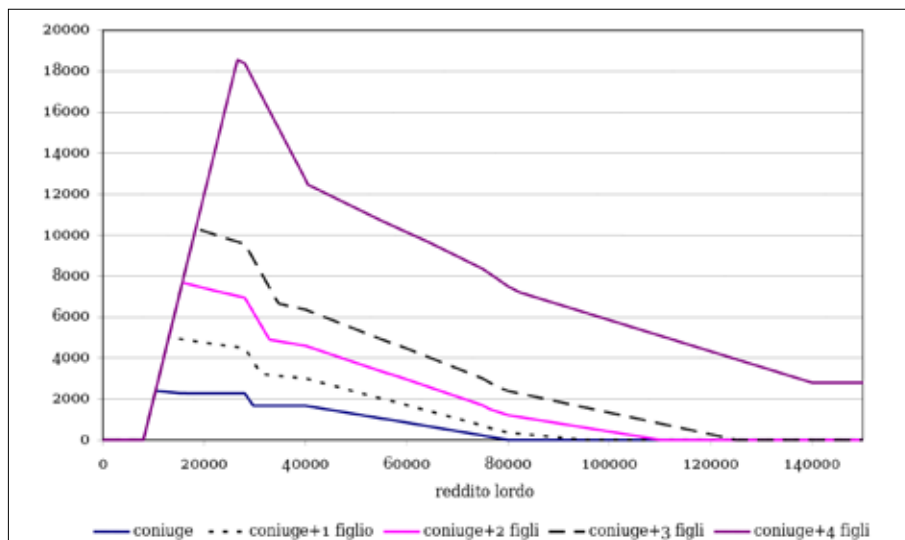


Figura 8. Costo riconosciuto per il coniuge e i figli a carico (lavoratore dipendente; in €)

Tabella 1. Costo riconosciuto per il coniuge e i figli a carico a vari livelli di reddito lordo familiare (per un lavoratore dipendente; 2013, in €)

	coniuge	coniuge + 1 figlio	coniuge + 2 figli	coniuge + 3 figli	coniuge + 4 figli
<i>no tax area</i>	10.398	13.050	15.682	18.328	26.552
costo riconosciuto massimo	2.399	5.050	7.683	10.329	18.552
reddito lordo	coniuge	coniuge + 1 figlio	coniuge + 2 figli	coniuge + 3 figli	coniuge + 4 figli
20.000	2.274	2.611	7.411	10.193	0
30.000	1.669	2.176	6.103	8.687	17.428
40.000	1.669	1.742	4.593	6.356	12.706
50.000	1.252	1.135	3.758	5.388	11.306
60.000	841	695	2.948	4.456	10.136
70.000	421	423	2.106	3.479	8.957
80.000	0	150	1.205	2.386	7.491
90.000		50	803	1.856	6.611
100.000		0	406	1.331	5.855
110.000			0	795	5.083
120.000				265	4.319
130.000				0	3.555
140.000					2.791
150.000					2.791

Tabella 2. Confronto con linea di povertà relativa e varie scale di equivalenza con la *no-tax area* e la scala di equivalenza implicita per un lavoratore dipendente con coniuge e figli a carico (2013, in €)

numero di componenti	<i>no-tax area</i>	linea di povertà relativa 2011	scala di equivalenza implicita	scala Carbonaro	scala ISEE	scala OCSE	scala OCSE modificata
1	8.000	7.279	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
2	10.398	12.132	1,30	1,67	1,57	1,70	1,50
3	13.050	16.136	1,63	2,23	2,04	2,40	2,00
4	15.682	19.776	1,96	2,72	2,46	3,10	2,50
5	18.328	23.052	2,29	3,18	2,85	3,80	3,00
6	26.552	26.206	3,32	3,60	3,20	4,50	3,50
7	29.208	29.118	3,65	4,01	3,54	5,20	4,00
8	31.516	31.956	3,94	4,39	3,86	5,90	4,50

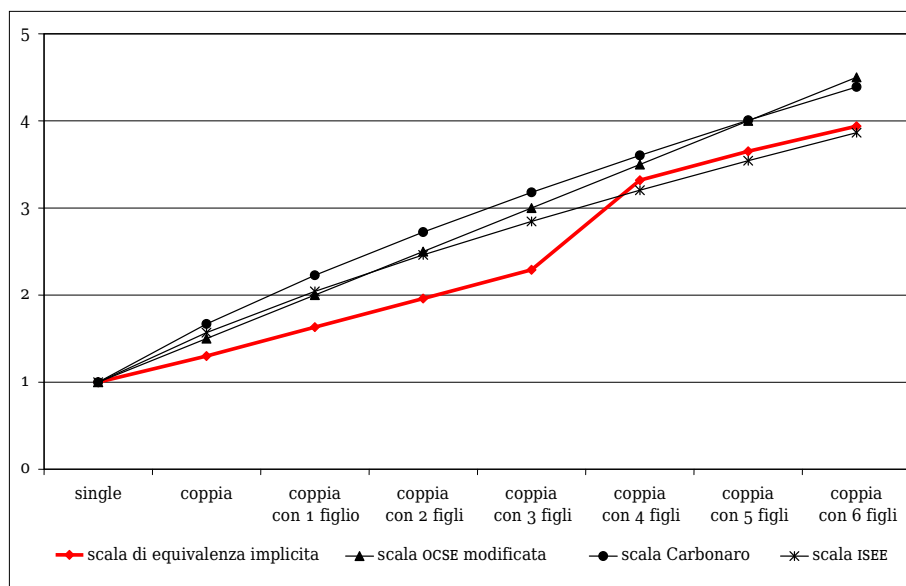


Figura 9. Confronto tra scale di equivalenza: famiglia di un lavoratore dipendente

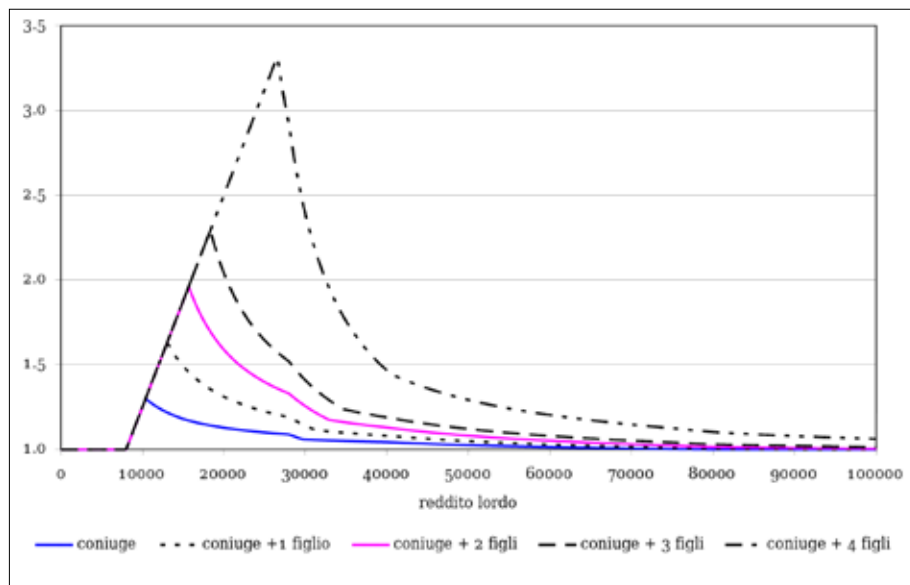


Figura 10. Scala di equivalenza implicita per il coniuge e i figli a carico (lavoratore dipendente; in €)

Tabella 3. Scala di equivalenza implicita a vari livelli di reddito equivalente: detrazione per il coniuge e per i figli per un lavoratore dipendente (2013, in €)

reddito equivalente	coniuge	coniuge + 1 figlio	coniuge + 2 figli	coniuge + 3 figli	coniuge + 4 figli	coniuge + 5 figli	coniuge + 6 figli
8.000	1,300	1,631	1,960	2,291	3,319	3,651	3,939
16.000	1,142	1,295	1,451	1,608	2,020	2,161	2,302
32.000	1,052	1,097	1,148	1,201	1,376	1,440	1,506
64.000	1,010	1,021	1,038	1,058	1,135	1,163	1,192
128.000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,027	1,037	1,048

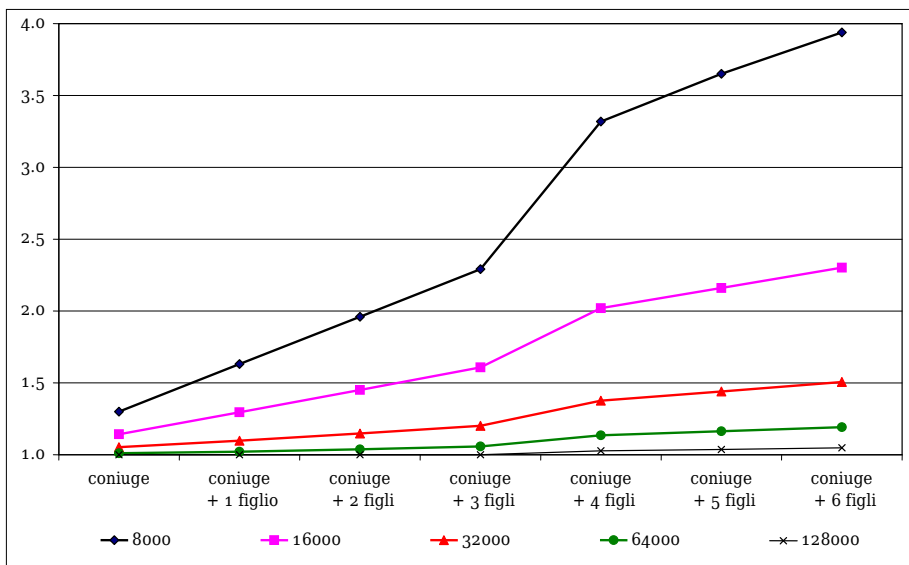


Figura 11. Scala di equivalenza implicita a vari livelli di reddito equivalente: detrazione per il coniuge e per i figli per un lavoratore dipendente

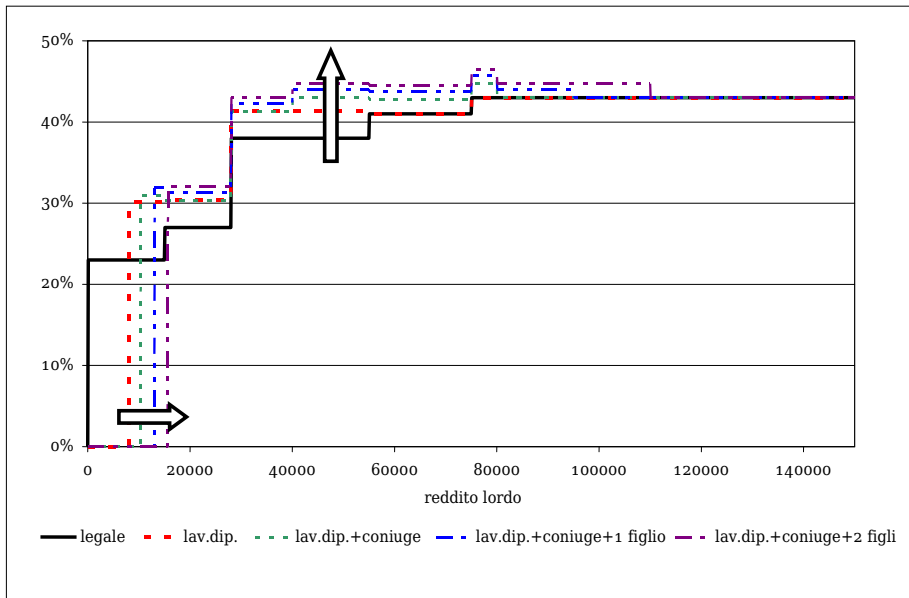


Figura 12. Aliquota marginale effettiva per un lavoratore dipendente con coniuge e i figli a carico

La normativa riconosce, inoltre, una maggiorazione delle detrazioni di 270 € per ciascun figlio con meno di tre anni e di 400 € per ogni figlio portatore di handicap. Come si può vedere dalla Tabella 4, rispetto alla famiglia di un lavoratore dipendente con coniuge e due figli a carico, il maggior costo riconosciuto per un figlio minore di tre anni è pari a 716 per un reddito equivalente di 8.000 € e scende linearmente fino ad azzerarsi a 95.000 € di reddito lordo. Con due figli minori di tre anni il costo riconosciuto è circa il doppio e si azzerava a 110.000 €. Le scale di equivalenza implicite si alzano, ma non raggiungono le scale di equivalenza ufficiali riportate nella Tabella 2.

Nel caso di un figlio portatore di handicap, rispetto ad un lavoratore con coniuge e un figlio a carico, l'aumento di costo riconosciuto massimo è di 1.067 € quando il reddito equivalente è di 8.000 € (corrispondenti a 14.117 €).

La Tabella 5 riporta i valori della *no tax area* per le famiglie esaminate con figli minori di tre anni o con un figlio portatore di handicap.

Tabella 4. Maggior costo riconosciuto e scala di equivalenza implicita per un lavoratore dipendente con coniuge a carico e con figli minori di 3 anni (2013, in €)

reddito equivalente	1 figlio <3 anni + 1 figlio > 3 anni	2 figli <3 anni	2 figli > 3 anni	1 figlio <3 anni + 1 figlio > 3 anni	2 figli <3 anni
	maggior costo riconosciuto rispetto a due figli > 3 anni		scala di equivalenza implicita		
8.000	716	1.422	1,960	2,050	2,138
16.000	659	1.309	1,451	1,492	1,533
32.000	415	826	1,148	1,161	1,174
64.000	239	476	1,038	1,041	1,045
128.000	0	0	1,000	1,000	1,000

Tabella 5. Maggior costo riconosciuto e scala di equivalenza implicita per un lavoratore dipendente con coniuge a carico e con figli minori di 3 anni (2013, in €)

reddito equivalente	coniuge + 1 figlio disabile	coniuge + 1 figlio	coniuge + 1 figlio disabile
	maggior costo riconosciuto rispetto a 1 figlio > 3 anni		scala di equivalenza implicita
8.000	1.067	1,631	1,765
16.000	985	1,295	1,357
32.000	589	1,097	1,116
64.000	283	1,021	1,025
128.000	0	1,000	1,000

Tabella 6. *No tax area* per un lavoratore dipendente con coniuge a carico e con figli minori di 3 anni o figlio disabile (2013, in €)

	<i>no tax area</i> (€)
2 figli > 3 anni	15.682
1 figlio <3 anni + 1 figlio > 3 anni	16.398
2 figli <3 anni	17.104
1 figlio > 3 anni	13.050
1 figlio disabile > 3 anni	14.117

Un'ultima applicazione del metodo di analisi è dedicata al confronto fra le famiglie bireddito e monoreddito, a parità di reddito lordo e di altre caratteristiche familiari.

In questo caso la riduzione di reddito lordo a favore delle famiglie bireddito non deriva dalla concessione di una detrazione, ma dalla progressività dell'imposta che applica aliquote medie crescenti, per cui i redditi dei due percettori della famiglia bireddito sono soggetti ad aliquote medie inferiori rispetto al reddito dell'unico percettore della famiglia di riferimento.

Per evidenziare la «deduzione implicita» derivante dalla tassazione separata abbiamo confrontato famiglie con le stesse caratteristiche ma con diversa struttura economica. La famiglia bireddito può ottenere lo stesso reddito della monoreddito con composizioni diverse dei redditi dei due percettori. Il massimo vantaggio della tassazione separata si ottiene quando i due redditi sono uguali, quindi proponiamo il confronto imponendo che il reddito totale, a vari livelli, sia ripartito al 50%.

Indipendentemente dal fatto che una maggior imposta per la famiglia in cui uno dei coniugi è a carico sia ritenuta giustificata o meno, i nostri calcoli permettono di quantificare il vantaggio della coppia bireddito in termini di imposta risparmiata e della corrispondente riduzione implicita di reddito lordo soggetto a imposta.

La Figura 13 mostra che per tutti i casi esaminati, coppia con vario numero di figli, il risparmio di imposta è crescente fino a circa 140.000 € circa di reddito lordo familiare, mentre per valori superiori il risparmio tende a scendere. Il valore della riduzione di imposta è di 2-3.000 € fino a 30.000 € di reddito lordo e raggiunge valori massimi consistenti pari a 7-9.000 €. Di conseguenza, l'implicito costo riconosciuto dall'IRPEF alle famiglie bireddito si aggira sui 6-7.000 € fino a 30.000 € di reddito lordo e raggiunge valori massimi compresi tra 15 e 20.000 €. La configurazione di aliquote e scaglioni genera una scala di equivalenza implicita, riferita alla famiglia monoreddito con le stesse caratteristiche, con valori massimi tra 1,3 e 1,5 alla fine della *no tax area* e comunque superiori a 1,2 fino a 80.000 € (Figura 15). Questo significa che lo Stato riconosce alle famiglie bireddito una capacità contributiva inferiore del 20%-30% rispetto alla famiglia monoreddito.

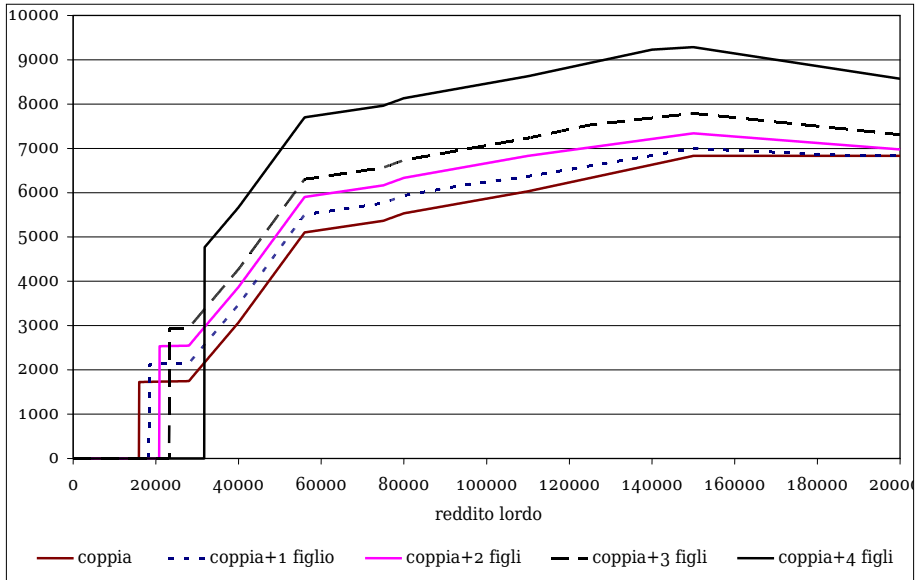


Figura 13. Riduzione di imposta per una famiglia bireddito di lavoratori dipendenti (50%-50%) rispetto alla famiglia monoreddito stesse caratteristiche

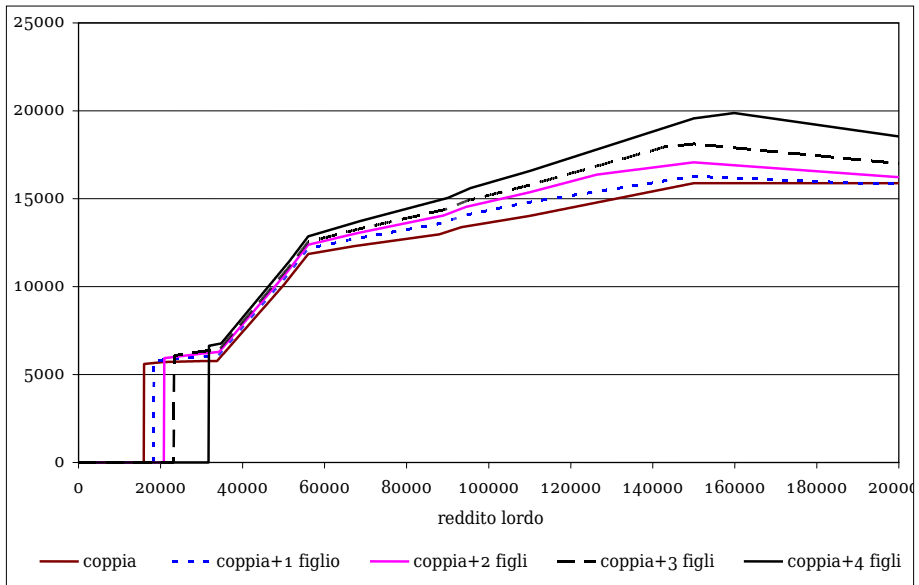


Figura 14. Costo riconosciuto per una famiglia bireddito di lavoratori dipendenti (50%-50%) rispetto alla famiglia monoreddito stesse caratteristiche

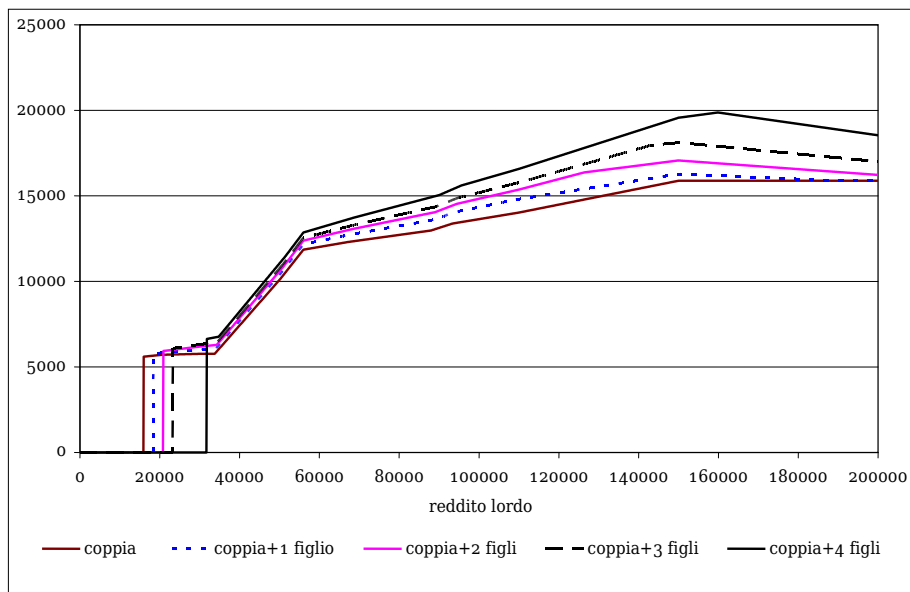


Figura 15. Scala di equivalenza implicita per una famiglia bireddito di lavoratori pendenti (50%-50%) rispetto alla famiglia monoreddito stesse caratteristiche

5. Conclusioni

Dal 1977 l'unità impositiva ai fini dell'IRPEF è l'individuo. Il riferimento al nucleo familiare del contribuente avviene attraverso lo strumento delle detrazioni fiscali che da una parte sono utilizzate per attenuare il maggiore onere tributario sopportato, a parità di reddito complessivo, dalle famiglie monoreddito rispetto a quelle bireddito e dall'altra per alleggerire il peso delle responsabilità dei figli. Il nostro lavoro, con riferimento alla normativa tributaria modificata dalla legge di stabilità 2013, calcola la riduzione di capacità contributiva, in termini di «deduzione implicita» dal reddito lordo, che il legislatore riconosce per i due tipi di dipendenze familiari, quella del coniuge e quella dei figli.

I risultati mostrano un sistema di sostegno economico alle responsabilità familiari quantitativamente significativo per famiglie numerose, con 6 o più componenti, per le quali la deduzione implicita definisce delle *no tax family area* sostanzialmente simili alla linea di povertà relativa calcolata dall'ISTAT. A fronte di ciò, per le coppie con uno o due figli, la riduzione di capacità contributiva riconosciuta dalla legislazione tributaria risulta inadeguata anche quando i redditi sono bassi. Inoltre, la

struttura decrescente delle detrazioni accelera, al crescere del reddito, la riduzione del costo dei familiari a carico riconosciuto a fini fiscali.

D'altra parte, appare sempre più evidente come il ruolo assegnato allo strumento delle detrazioni per figli a carico risponda solo marginalmente alla funzione della personalizzazione dell'imposta per l'individuazione della corretta capacità contributiva. A partire dalla legge finanziaria per il 2002 le detrazioni/deduzioni sono utilizzate anche come strumento di redistribuzione monetaria finalizzato ad obiettivi di politica familiare e sociale (ad esempio, l'introduzione della detrazione in somma fissa per contribuenti con più di tre figli risponde chiaramente ad un obiettivo di incentivo alla natalità).

A parità di reddito e numerosità familiare, il sistema personale e progressivo favorisce le coppie bireddito. I nostri calcoli quantificano tale vantaggio in termini di imposta risparmiata e della corrispondente riduzione di reddito lordo soggetto a tassazione. In particolare, la configurazione di aliquote e scaglioni genera una scala di equivalenza implicita, riferita alla famiglia monoreddito con le stesse caratteristiche, con valori massimi tra 1,3 e 1,5 alla fine della *no-tax area* e comunque superiori a 1,2 fino a 80.000€. Questo significa che lo Stato riconosce alle famiglie bireddito una capacità contributiva del 20%-30% inferiore a quella della famiglia monoreddito con le stesse caratteristiche.

Appendice. Trattamento dei familiari a carico ai fini IRPEF (1974-2013)

Anno fiscale di riferimento	Regime di tassazione	Limite reddito annuo per essere considerato familiare a carico	Detrazione/deduzione coniuge a carico	Detrazione/deduzione figlio a carico	
			Tipologia	Tipologia	Articolazione per numero di figli
1974-1975	cumulo dei redditi dei coniugi	600 mila lire	detrazione in somma fissa	detrazione in somma fissa	ammontare unitario crescente al crescere del numero di figli
1976-1979	tassazione individuale	fino 1977, 600 mila lire; dal 1978, 960 mila lire	detrazione in somma fissa	detrazione in somma fissa	ammontare unitario crescente al crescere del numero di figli
1980-1995	tassazione individuale	dal 1983, 2,750 milioni; dal 1986, 3 milioni; dal 1989, 4 milioni; dal 1990, 4,200 milioni; dal 1992 al 1994, 4,8, 5,1 e 5,3, rispettivamente; dal 1995, 5,5 milioni di lire	detrazione in somma fissa	detrazione in somma fissa	ammontare fisso per ogni figlio a carico
1996-2000	tassazione individuale	5,5 milioni di lire	detrazione. decrescente per classi di reddito complessivo (i)	detrazione in somma fissa	ammontare fisso per ogni figlio a carico
2001	tassazione individuale	5,5 milioni di lire	detrazione. decrescente per classi di reddito complessivo (i)	detrazione. decrescente per classi di reddito complessivo (i)	detrazione aumentata per figli oltre il primo (solo se reddito < 100.000 euro) e per figlio <3;
2002-2004	tassazione individuale	2.841 euro	detrazione. decrescente per classi di reddito complessivo (i)	detrazione. decrescente per classi di reddito complessivo (i)	classi di reddito differenziate per numero di figli a carico; ammontare fisso oltre il terzo figlio; incremento per figlio <3 e per figlio portatore di handicap
2005-2006	tassazione individuale	2.841 euro	deduzione linearmente decrescente rispetto al reddito complessivo (ii)	deduzione. linearmente decrescente rispetto al reddito complessivo (ii)	importo teorico max (2.900 euro), aumentato a 3.450 per figlio < 3 e a 3.700 per figlio portatore di handicap
2007-2013	tassazione individuale	2.841 euro	detrazione. decrescente per classi di reddito complessivo al netto della rendita catastale abitazione (iv)	detrazione. linearmente decrescente rispetto al reddito complessivo al netto della rendita catastale abitazione (v)	incremento importo teorico max per figlio <3 e per figlio portatore di handicap; ulteriore detrazione, indipendente dal reddito, per nuclei con almeno 4 figli

(i) La detrazione non si annulla. (ii) La deduzione si annulla per un reddito complessivo pari a 81.200 euro. (iii) La deduzione si annulla per valori di reddito complessivo che variano a seconda della struttura familiare. (iv) La detrazione si annulla per un reddito complessivo al netto della rendita catastale dell'abitazione pari a 80.000 euro. (v) La detrazione si annulla per valori di reddito complessivo al netto della rendita catastale dell'abitazione che variano a seconda della struttura familiare.

Bibliografia

- M. BALDINI, P. BOSI, M. MATTEUZZI, *L'imposta sul reddito nel Disegno di legge sulla riforma del sistema tributario: aspetti di equità e di efficienza*, Materiali di discussione, CAPP, Università di Modena e Reggio Emilia, Luglio, 2002.
- P. BOSI, M.C. GUERRA, *Imposta personale, dote per i figli e strumenti di means testing*, in C. DE VINCENTI, R. PALADINI (a cura di), *Libro Bianco. L'imposta sul reddito delle persone fisiche e il sostegno alle famiglie*, «Tributi», Supplemento 1, 2008, pp. 221-237.
- P. BOSI, M.C. GUERRA, *I tributi nell'economia italiana*, Il Mulino, Bologna, vari anni.
- S. BOTTARELLI, *La progressività dell'IRPEF*, Università di Siena, «Quaderni del Dipartimento di economia», 300/10, 2000.
- G. DE SANTIS, *Valutazioni sul costo economico dei figli in Italia*, Atti del Convegno *La bassa fecondità tra costrizioni economiche e cambio di valori* (Roma, Accademia Nazionale dei Lincei, 15-16 maggio 2003), 1, pp. 135-165.
- C. DE VINCENTI, R. PALADINI (a cura di), *Libro Bianco. L'imposta sul reddito delle persone fisiche e il sostegno alle famiglie*, «Tributi», Supplemento 1, 2008.
- F. DI NICOLA, R. PALADINI, *Le riforme IRPEF 2003-2005. Considerazioni e ipotesi di evoluzione*, WP SIEP 474, 2005.
- E. LONGOBARDI, V. PATRIZII, *La tassazione dei redditi familiari*, in N. ROSSI (a cura di), *La crescita ineguale 1981-1991*, Bologna, Il Mulino, 1993, pp. 191-261.
- V. PATRIZII, *La tassazione dei redditi familiari: approfondimenti*, in N. ROSSI (a cura di), *La crescita ineguale 1981-1991*, Il Mulino, Bologna, 1993, pp. 325-342.
- C. POLLASTRI, *Una ipotesi di riforma graduale del sostegno alle responsabilità familiari*, in C. DE VINCENTI, R. PALADINI (a cura di), *Libro Bianco. L'imposta sul reddito delle persone fisiche e il sostegno alle famiglie*, «Tributi», Supplemento 1, 2008, pp.377-384.
- G. PROTO, *Il sostegno monetario dei carichi familiari in Italia: alcuni fatti stilizzati*, in C. DE VINCENTI, R. PALADINI (a cura di), *Libro Bianco. L'imposta sul reddito delle persone fisiche e il sostegno alle famiglie*, «Tributi», Supplemento 1, 2008, pp. 385-398.
- C. RAPALLINI, *Il quoziente familiare: una valutazione di un'ipotesi di riforma dell'imposta sul reddito delle persone fisiche*, WP SIEP 475, 2005.
- D. RIZZI, M. ZANETTE, *Politiche fiscali e di sostegno a carattere regionale per le famiglie con figli*, Università Ca' Foscari Venezia, Dipartimento di Scienze economiche, Nota di lavoro, 10, 2005, pp. 1-33.
- P. A. VAGLIASINDI, *Imposizione e famiglia: cumulo, detrazioni, splitting e quoziente familiare*, in C. DE VINCENTI, R. PALADINI (a cura di), *Libro Bianco. L'imposta sul reddito delle persone fisiche e il sostegno alle famiglie*, «Tributi», Supplemento 1, 2008, pp. 411-422.

Abstract

The paper traces the evolution of the tax treatment of dependent family members in IRPEF, the Italian personal income tax, highlighting the features that remain constant over time. With regard to the legislation recently amended by the Stability Law 2013, we compute the equivalence scales that are implicit in the PIT and show the changes in the «fiscal cost» allowed for the presence of dependent family members.