

POVERTÀ E SALUTE: I GUAI NON VENGO NO MAI SOLI

1. *Introduzione*

Se avessimo a disposizione una macchina del tempo e potessimo raggiungere la Gran Bretagna intorno alla metà del 1800, avremmo di fronte ai nostri occhi una società in cui la speranza di vita dei nobili e dei loro famigliari si aggira intorno ai 45 anni. La sorpresa lascerebbe ben presto il posto allo sconforto, costretti a constatare come, nello stesso periodo, l'età media alla morte sia notevolmente più bassa per individui appartenenti alle classi sociali subordinate: 26 per i mercanti e 16 per i servi e le loro famiglie [Chadwick 1965; Smith *et al.* 1992]. Se, con un po' di fortuna, riuscissimo a raggiungere sani e salvi la fine del secolo potremmo anche assistere alla pubblicazione dei 17 volumi che compongono i risultati della ricerca condotta da Charles Booth a Londra su 120.000 famiglie in cui si mostra un forte legame tra la distribuzione spaziale della mortalità e quella della povertà [Dorling *et al.* 2000].

Circa duecento anni di ricerca sulla relazione causale tra povertà e salute degli individui consegnano risultati solo in apparenza incontrovertibili. La letteratura scientifica ospita contributi di esponenti delle scienze mediche e sociali in cui si afferma che le persone che vivono in condizioni economiche e sociali deprivate godono in media di una salute peggiore rispetto a chi appartiene alle classi sovraordinate [Stronks *et al.* 1997; Fox 1989; Phipps 2003; Shawn *et al.* 1999]. L'attenzione cade qui sulla direzione della relazione, la sua strettezza, la forma e la natura del meccanismo generativo. Ci si chiede, cioè, *i)* se sia la povertà a causare la cattiva salute, se non sia vero il contrario o se la relazione non sia circolare; *ii)* se l'intensità e la forma della relazione siano costanti per livelli diversi di deprivazione o se, al contrario, non esista un gradiente; *iii)* se il meccanismo generativo vada rintracciato nelle differenze genetiche, oppure negli stili di vita che contraddistinguono le diverse classi sociali o, ancora, nei contesti ecologici e sociali in cui gli individui vivono; e, infine, *iv)* quali siano le politiche che più efficacemente proteggono dai rischi di salute coloro che sperimentano forme di deprivazione economica¹.

A questi studi, però, fanno da contraltare le voci di quegli autori che affermano, più cautamente, che il legame tra le disuguaglianze di reddito e la salute degli individui è, almeno nei paesi industrializzati, una questione ancora controversa: l'ipotesi secondo cui una relazione esiste non pare sempre sorretta dai risultati delle analisi empiriche. Wilkinson e Pickett [2005], in particolare, sottopongono a scrutinio critico 155 ricerche empiriche e mostrano come i due terzi di esse corroborano l'ipotesi secondo cui le società che mostrano un profilo redistributivo più egualitario sono più sane e longeve, mentre un terzo giunge a conclusioni opposte.

Esiste dunque un legame tra reddito e salute? Quale forma assume? Quale direzione? Questo capitolo intende contribuire all'elaborazione di una risposta a queste tre domande impiegando le informazioni longitudinali sui cittadini dell'Unione Europea, e in particolare dell'Italia contenute nel Panel europeo sulle famiglie (Echp). Avviato nel 1994 e terminato nel

¹ Sulla strettezza e la forma della relazione si veda il lavoro di Mackenbach *et al.* [1999; 2004]. Sulle riflessioni intorno al meccanismo generativo si vedano, come esempio, i contributi di Smith e Hart [1998], Kunst [1997], i saggi di Mackenbach [1994], Blane [1999], Marmot e Wilkinson [1999], Diderichsen *et al.* [2001]. Per l'Italia, si veda la ricerca di Cardano, Costa e Demaria [2004], nonché il numero monografico della rivista «Epidemiologia e prevenzione» a cura di Costa, Spadea e Cardano [2004]. Sulle politiche di contrasto alle disuguaglianze di salute si veda il materiale contenuto nel sito del progetto Eurothin, promosso dall'Unione europea.

2001 per essere sostituito dalla nuova indagine EU-Silc, Echp è una inchiesta campionaria che raccoglie informazioni a scadenza annuale su un campione rappresentativo di famiglie e individui che vivono nei paesi dell'Unione Europea. I temi affrontati nel corso dell'intervista riguardano principalmente lo status socio-economico, l'educazione, la salute, le condizioni abitative, i trasferimenti sociali e così via².

2. Il disegno della ricerca: lo studio caso-controllo.

Gli epidemiologi impiegano lo studio caso-controllo per esaminare l'associazione tra l'esposizione a un supposto fattore di rischio e un esito sanitario, confrontando un gruppo di *casi*, cioè coloro che vi sono esposti, con un gruppo di *controlli*, cioè individui che hanno le medesime caratteristiche dei casi ad eccezione del fatto che non subiscono l'influenza del fattore di rischio. Pur condividendo qualche somiglianza di famiglia con il disegno sperimentale, lo studio caso-controllo, almeno nella versione in cui noi abbiamo scelto di impiegarlo, se ne discosta per via del fatto che non viene manipolata la variabile strumentale. Non è pertanto un disegno sperimentale, ma osservativo.

Dell'esperimento, però, condivide la vocazione per il controllo di ipotesi causali. L'intento cognitivo è perseguito non già attribuendo i soggetti al gruppo sperimentale e controllo attraverso una procedura casuale, né manipolando la causa *de facto*, di modo che essa agisca tra gli uni e non tra gli altri³. Al contrario, più semplicemente si comparano due gruppi di individui del tutto simili ad eccezione di quella che immaginiamo essere la causa⁴. Operiamo, dunque, il controllo delle variabili terze assumendo che le proprietà su cui gli oggetti presentano stati simili possano essere considerate costanti e non possano essere causa della variazione delle proprietà oggetto di studio [Fideli 1998, 128]⁵. Ad esempio, se intendiamo studiare l'effetto di un peggioramento della salute sul reddito, dovremmo assegnare al gruppo dei casi coloro che prima dichiarano di essere sani e poi malati. Scegliamo, invece i controlli tra coloro che si sono dichiarati sempre sani, in modo da far corrispondere ad ogni *caso* almeno un *controllo* che posseda lo stesso profilo per il maggior numero di variabili intervenienti e antecedenti rilevanti di cui abbiamo una misurazione. Più in particolare, nel disegno della nostra ricerca, casi e controlli sono simili per età, genere, titolo di studio, posizione rispetto al mercato del lavoro, tipo e dimensione della famiglia, nonché reddito e stato di salute all'inizio del periodo di osservazione⁶. Intendo dire, ad esempio, che per ogni k_1 i) donne, ii) che lavorano almeno part-time, iii) di età compresa tra i 31 e i 35 anni, iv) con un titolo di studio basso, v) che vivono in una famiglia composta da tre individui, vi) di cui due sono due adulti e uno è un figlio dipendente, vii) di reddito basso, che, dopo essersi dichiarate sane, sperimentano una transizione alla malattia e rimangono in cattiva salute, esistono k_2 donne che appartengono

² Una descrizione del *dataset* Echp più dettagliata e del contributo che può offrire in particolare allo studio delle dinamiche della povertà è contenuta nel recente volume pubblicato dal Mulino, dedicato allo studio delle disuguaglianze e alla povertà in Italia, curato da Chiara Saraceno e Andrea Brandolini [2008, 41-45].

³ I termini *casi* e *controlli* sono impiegati come sinonimi delle locuzioni *gruppo sperimentale* e *gruppo di controllo*.

⁴ In altri ambiti disciplinari questo modo di procedere prende il nome di «strategia dei casi più simili» o *most similar system design*. Con Sartori [1991, 250], esso si fonda sulla comparazione tra entità, scelte in modo che siano simili per ogni proprietà ad eccezione del fenomeno che intendiamo investigare.

⁵ Non tutti condividono questo assunto. Fideli in particolare cita le voci critiche di Evans-Pritchard [1975] e Smelser [1976].

⁶ Ho segmentato l'età in sette classi e il reddito in decili. Il titolo di studio prevede tre modalità, definite sulla base della scala Isced La posizione rispetto al mercato del lavoro distingue coloro che lavorano almeno part-time, coloro che sono disoccupati, e coloro che sono in altra condizione. La configurazione familiare tiene in conto sia della dimensione che della composizione della famiglia. Da ultimo, vengono definiti *sani* coloro che dichiarano di possedere uno stato di salute eccellente, buono o discreto; mentre i *malati* sono coloro che dichiarano di godere di una salute cattiva o pessima.

alla medesima classe di età, che posseggono il medesimo titolo di studio, sono anch'esse occupate almeno part-time, appartengono al medesimo decile di reddito e ad una famiglia di composizione analoga, che però si dichiarano sempre sane nel medesimo intervallo di tempo. Il cuore di questo esercizio consiste nell'osservare se, dato il medesimo punto di partenza – cioè lo stesso profilo sociodemografico – l'andamento del reddito dei casi differisce da quello dei controlli. Se ciò accade, imputiamo la differenza all'unico aspetto che distingue gli uni dagli altri: l'aver o meno sperimentato un peggioramento della salute.

Se, invece, intendiamo studiare l'effetto sulla salute di una contrazione del reddito, compariamo casi e controlli scelti in modo da possedere il medesimo profilo socio-demografico all'inizio del periodo di osservazione, ma differenti per via del fatto che i primi, sperimentano una transizione alla povertà mentre i secondi, nello stesso intervallo di tempo, stazionano permanentemente al di sopra di essa. Compariamo quindi l'andamento della salute nei due gruppi.

In un gruppo la causa è operante e nell'altro no: succede lo stesso all'effetto? Osserviamo, cioè, sopraggiungere l'effetto solo laddove agisce la causa? Oppure esso si manifesta anche quando l'ipotetica causa non agisce? E se così stanno le cose, si osservano differenze di intensità? E' noto che se percorriamo la strada della manipolazione sperimentale per indagare un legame causale, la causa dovrebbe essere determinata considerando cosa accadrebbe al caso i rispetto alla proprietà Y se fosse esposto al trattamento X e comparando ciò con quello che accadrebbe al medesimo caso i rispetto alla proprietà Y se non fosse esposto al trattamento X . Sulla scorta delle osservazioni di Holland, Golthorpe ci ricorda che quando proviamo ad implementare questa strategia nell'ambito delle scienze umane, ci scontriamo con un limite di non poco conto: uno stesso individuo non può essere, allo stesso tempo, esposto e non esposto al trattamento sperimentale [2006, 223]⁷. Nelle scienze naturali il problema viene risolto confrontando, ad esempio, due atomi di carbonio, uno trattato e l'altro no. Ciò è possibile poiché vale l'assunto dell'invariabilità degli esemplari: abbiamo buone ragioni per credere che l'atomo che scegliamo di manipolare è equivalente a quello con cui lo confrontiamo. Muovendo verso il dominio delle scienze umane, insieme alla speranza di trovare con facilità risultati incontrovertibili, dobbiamo anche abbandonare l'assunto dell'invariabilità e il problema sollevato da Goldthorpe si mostra in tutta la sua rilevanza.

La soluzione più sovente adottata consiste nel i) costruire due gruppi, i *casi* e i *controlli*, di modo che le unità del secondo gruppo siano quanto più simili a quelle che appartengono al primo ad eccezione di X ; ii) stimare il valore medio di Y nel gruppo dei casi, confrontarlo con il valore medio nel gruppo dei controlli e iii) attribuire alla differenza tra le medie il significato di effetto causale medio di X [*ibidem*]. L'assunto su cui poggia questa strategia è illustrato da Morgan e Winship [2007, 5]. Per semplicità e per analogia con il nostro disegno immaginiamo un *outcome* e un trattamento entrambi dicotomici e che gli stati possibili dell'*outcome* siano: «diventare povero» e «non diventare povero»; mentre quelli del trattamento siano: «ammalarsi» e «non ammalarsi». Ogni individuo i possiede uno e un solo stato osservato sulla proprietà X – ad esempio «si ammala» – nonché uno e un solo stato osservato su Y , che chiamiamo y^1_i e che supponiamo sia «diventa povero». Egli, tuttavia, possiede anche uno stato teorico alternativo su Y , che chiamiamo y^0_i e che sarebbe «non diventa povero», *cui accederebbe se* possedesse stati alternativi su X , cioè se non si ammalasse. Gli stati teorici di i su Y sono *outcome controfattuali* non osservati.

Sotto questo assunto, l'effetto causale di X su Y a livello individuale, sarebbe dato dalla formula generale

⁷ Su questo tema si veda anche il contributo di Winship e Morgan [2007, 5], in particolare la nota numero 2.

$$\delta_i = y_i^1 - y_i^0$$

o da una variante che si adatti al livello di scala di Y^8 . Tuttavia, la questione sollevata da Goldthorpe, che Holland chiama *problema fondamentale dell'inferenza causale*, rende impossibile il calcolo dell'effetto causale a livello individuale. Ciò che possiamo fare è stimare un effetto aggregato, o medio, espresso dalla seguente formula

$$E[\delta] = E[Y^1 - Y^0] = E[Y^1] - E[Y^0]^9$$

Talvolta, negli esperimenti di cui fanno uso gli scienziati sociali, il requisito della somiglianza tra chi è esposto a X e chi non lo è (viene) garantito ricorrendo alla randomizzazione. Quando i casi sono del tutto indistinguibili dai controlli ad eccezione del fatto che i primi sono esposti all'ipotetica causa e i secondi non lo sono, allora diciamo che il *matching* tra casi e controlli è *perfetto* [Winship e Morgan 2007, 90-91]. Altre volte, per scelta o per necessità, il ricercatore si sostituisce al caso e, così come illustrato poco sopra, costruisce i gruppi in modo da forzare una somiglianza parziale. Di fatto, casi e controlli sono simili, non identici. Non sappiamo nulla circa il colore dei loro capelli, il titolo dell'ultimo romanzo che hanno letto e il gusto di gelato che preferiscono. Né conosciamo il luogo dove sono nati, quello in cui vivono, i loro stili di vita, il loro patrimonio genetico e così via. Non sappiamo, cioè, se tra i casi predominano i mori e coloro che amano la fragola, mentre tra i controlli troviamo più fumatori accaniti e o uomini e donne che vivono accanto a una discarica di rifiuti tossici.

Il buon senso sociologico ci suggerisce che se ignoriamo il primo insieme di informazioni possiamo dormire sonni tranquilli: non è lì che dovrebbero nascondersi le cause del peggioramento dello stato di salute di un individuo. Ignorare il secondo invece, non ci lascia altrettanto sereni: il contesto fisico e sociale, gli stili di vita e il patrimonio genetico segnano le nostre storie di salute. Non potere considerare queste proprietà come costanti significa non poterle espungere dall'insieme delle cause che possono spiegare le differenze che la comparazione ci consegna. Eppure, più il profilo diviene dettagliato più è difficile trovare due individui che si assomigliano. Da qui, la regola procedurale che guida il ricercatore che intenda percorrere la seconda strada. Essa suggerisce di rendere i casi e controlli simili per il maggior numero possibile di proprietà che si candidano a essere ipotetiche cause o fattori di disturbo e di cui disponiamo di una misurazione.

L'effetto della caduta in povertà sulla salute e del peggioramento della salute sul benessere economico viene stimato ricorrendo a un modello di regressione logistica condizionale. Questo modello è sovente impiegato dai biostatistici e dagli epidemiologi ed è noto tra gli economisti e gli scienziati sociali con il nome di modello *a effetti fissi*. Si consideri l'impatto che l'appartenenza al gruppo dei casi – *versus* l'appartenenza al gruppo dei controlli – esercita sulla probabilità di subire un evento negativo per la propria salute o il proprio reddito, condizionato al fatto che i casi e i controlli posseggono il medesimo profilo socio-demografico¹⁰. Esso è insensibile alla struttura del *matching* dei casi con i controlli che, dunque, può assumere la generica forma di k_1, k_2 : il rapporto tra casi e controlli non deve essere di 1 a 1 per ciascun profilo, né essere costante tra i profili.

⁸ Ad esempio $\delta_i = y_i^1 / y_i^0$

⁹ Come sostengono Winship e Morgan [2008, 31] è possibile la trasformazione dell'equazione perché il valore atteso della differenza è uguale alla differenza tra i valori attesi.

¹⁰ Questo modello è illustrato nel dettaglio da Breslow e Day [1980, 247-249], da Hosmer e Lemeshow [2000, 223-259] e nella guida del Software Stata [StataCorp 2003, 171-187].

3. Dalla povertà alla malattia: cadere in povertà compromette la salute?

Proviamo ora a sottoporre a controllo empirico l'ipotesi secondo cui il peggioramento delle condizioni economiche si ripercuote sulla traiettoria biografica, fino a intaccare la salute degli individui che ne fanno esperienza. Congetturiamo esista, dunque, un effetto *cross-career* che ha origine entro la traiettoria economica di un individuo e mostri segni di un impatto sulla sua traiettoria di salute¹¹.

Per far ciò ci serviamo del disegno caso-controllo, i cui tratti salienti sono stati illustrati nella seconda sezione di questo capitolo. In breve: confrontiamo individui che per due anni non sono poveri, lo diventano e rimangono tali per tre anni – costoro sono i nostri *casi* – con individui dotati di un medesimo profilo socio-demografico e delle medesime condizioni di salute di partenza, ma che stazionano permanentemente al di sopra della linea di povertà – questi, invece, sono i nostri *controlli*¹².

Dei primi osserviamo lo stato di salute medio prima e dopo la transizione alla povertà e a ciascuno imputiamo una variazione, modellata in tre stati possibili: la salute *migliora*, la salute *non varia*, la salute *peggiora*. Più precisamente, si osserva un deterioramento se lo stato di salute medio dopo la transizione alla povertà è peggiore dello stato di salute medio prima della transizione. Ripetiamo la medesima misurazione anche tra i controlli, e confrontiamo la distribuzione della variazione nei due gruppi, con l'intento di sottoporre a controllo l'ipotesi di un impatto della povertà sulla salute. Per ragioni computazionali legate alla stima degli *odds ratio*, rendiamo la variazione della salute dicotomica identificando l'assenza di variazione come un segnale ora di miglioramento ora di peggioramento della salute, sulla scorta di una considerazione teorica mutuata dalla letteratura scientifica sull'analisi delle traiettorie biografiche¹³. Lì si traccia la distinzione tra eventi *trigger* ed eventi *buffering*. I primi sono eventi scatenanti, i secondi sono eventi respingenti [Olagnero 2004, 117]. La caduta in povertà può esercitare un impatto negativo sulla salute non solo quando ne scatena un deterioramento, ma anche quando impedisce una guarigione. Imputiamo pertanto agli individui un evento negativo nella traiettoria di salute non solo quando essi dichiarano di possedere una buona salute all'inizio del periodo di osservazione e, successivamente, ne segnalano un peggioramento, ma anche quando dichiarano di star male e poi permangono in questa condizione. Al contrario, assegniamo un evento positivo quando dichiarano di godere di buona salute e permangono in questa condizione, nonché quando sono malati e divengono sani.

La scelta dell'orizzonte temporale su cui sviluppare l'analisi è guidata da alcune considerazioni teoriche che espongo qui seppur siano rilevanti anche per l'analisi inversa che presenterò nella sezione successiva. Innanzi tutto, il *prima* e il *dopo* non sono due osservazioni puntuali, ma sono una sintesi di ciò che accade nell'arco di un biennio. Con ciò vogliamo rendere la misurazione quanto più solida possibile, sapendo, tuttavia, che se amplissimo ulteriormente l'intervallo di tempo su cui costruire la stima si ridurrebbe il numero dei casi su cui possiamo contare, semplicemente perché cresce l'insieme delle condizioni che devono essere soddisfatte per essere inclusi tra i casi. Inoltre, le coppie di anni che formano il prima e il dopo non sono contigue, ma separate da un anno. Ciò vuol dire, ad esempio, che se l'individuo diviene povero nel 1996, i due bienni su cui si

¹¹ Diventare poveri ed ammalarsi sono due eventi che fanno parte di quell'insieme composito di *oggetti*, le transizioni biografiche, cui la sociologia dedica un'attenzione crescente. Le questioni teoriche ed empiriche sollevate dallo studio di questi passaggi sono affrontate in un testo curato da Cardano e Bonica [2008] e pubblicato di recente dal Mulino.

¹² Impieghiamo una misura di povertà relativa: un individuo viene classificato come povero se vive in una famiglia il cui reddito pro capite è inferiore al 60% del reddito mediano equivalente.

¹³ Infatti, gli *odds ratio* stati ottenuti ricorrendo a un modello di regressione logistica condizionale. Dunque, la variabile dipendente deve essere misurata in modo dicotomico.

costruisce il confronto sono il 1994-1995 e il 1997-1998. Questa scelta muove dall'assunto che l'impatto del peggioramento delle condizioni economiche sulla salute possa essere caratterizzato da un periodo di latenza.

La tabella 1 illustra il profilo dei casi, dei controlli, il risultato del *matching* e gli *odds ratio*, ottenuti con il modello di regressione logistica condizionale. Essi danno conto dell'impatto della caduta in povertà sulla salute. Più precisamente essi ci dicono quanto sia più probabile osservare un evento negativo per la salute dei casi, rispetto ai controlli, al netto del loro profilo socio demografico.

TAB. 1. *Profili dei casi e dei controlli e stima dell'impatto causale della caduta in povertà sulla salute*

	Totale	Casi	Controlli	
Sintesi del risultato del <i>matching</i>	Numero di profili socio-demografici dei casi	505	505	
	Proporzione di profili dei casi per cui esiste almeno un controllo ^c	86%	-	-
	Numero minimo di osservazioni per profilo	2	1	1
	Numero massimo di osservazioni per profilo	94	2	92
	Numero totale di osservazioni	5,447	506	4,941
	Proporzione di <i>outcome</i> di salute negativi	9,3%	11,4%	8,3%
<i>Odds ratio</i> totali, per strati ed effetti di interazione	<i>Outcome</i> di salute negativo	1,3** [1,1-1,6]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra i maschi ^a	1,4* [1,1--1,92]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra le femmine ^a	1,35 [0,9-1,8]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra coloro che hanno un reddito basso ^{a,b}	1,02 [0,6-1,6]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra coloro che hanno un reddito medio o alto ^{a,b}	1,5** [1,2-2,0]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra i maschi con un reddito basso ^{a,b}	1,2 [0,7-2,2]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra le femmine con un reddito basso ^{a,b}	0,8 [0,4-1,6]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra i maschi con un reddito medio o alto ^{a,b}	1,5* [1,1-2,1]		
	<i>Outcome</i> di salute negativo, tra le femmine con un reddito medio o alto ^{a,b}	1,6** [1,1-2, 3]		

Note: ** *Odds ratio* è significativo per $\alpha \leq 0,01$. * *Odds ratio* è significativo per $\alpha \leq 0,05$.

^a gli *odds ratio* riportati sono stati ottenuti stimando separatamente due o più regressioni logistiche condizionale in due o più strati diversi del campione di casi e controlli. In particolare due per genere e reddito e quattro per la combinazione delle due proprietà. ^b Il reddito preso in considerazione è il medesimo impiegato per stimare lo stato rispetto alla povertà, cioè il reddito familiare equivalente; «reddito basso» indica un reddito che si posiziona tra il primo e il terzo decile, nel biennio precedente alla caduta in povertà; «reddito medio o alto» indica un reddito che si colloca dal quarto decile in su, nel biennio precedente alla caduta in povertà. ^c La perdita del 14% dei profili dei casi non altera in modo significativo la distribuzione delle variabili impiegati per il *matching*. Pertanto escludiamo esista un effetto di selezione.

Il primo *odds ratio* della tabella 1 mostra come, in media, il destino di salute dei casi differisce da quello dei controlli. Esiste pertanto un legame causale tra benessere economico e salute, in almeno una delle due direzioni attese: a parità di età, genere e titolo di studio, reddito, composizione della famiglia e condizioni di salute di partenza, chi cade al di sotto della soglia di povertà segnala più frequentemente un peggioramento delle condizioni di salute nel breve periodo, rispetto a chi staziona stabilmente al di sopra di essa.

Il genere e il reddito degli individui, tuttavia, qualificano ulteriormente la relazione causale che abbiamo illustrato. Accade, infatti, che le differenze tra casi e controlli

scompaiano se restringiamo il confronto alle sole donne e a coloro che hanno già in partenza un reddito basso. La caduta o meno in povertà, al contrario, segna il destino dei maschi e di coloro che nella prima metà del periodo di osservazione avevano un reddito superiore.

Il primo risultato è compatibile con una lettura psicosociale dell'impatto del peggioramento del benessere economico sulla salute. Nei paesi dove domina il *male breadwinner model* [Lewis e Ostner 1994] – e l'Italia tra il 1994 e il 2001 pare essere tra questi – la divisione tipica del lavoro all'interno della famiglia assegna all'uomo il compito di procurare sul mercato del lavoro le risorse economiche e alla donna la gestione dei carichi di cura e del lavoro domestico¹⁴. Ciò rende ragionevole supporre che la contrazione del reddito familiare dia più spesso conto di una riduzione del flusso di reddito dei mariti, dei padri, dei compagni o dei conviventi. Come mostrano gli studi sulle dinamiche della povertà in Italia, tale riduzione è sovente associata alla perdita del lavoro. Da qui, l'idea che la riduzione del benessere economico si riverberi nel breve periodo più sulla salute degli uomini che su quella delle donne attraverso uno dei suoi determinanti distali, cioè la partecipazione al mercato del lavoro. Una spiegazione di questo tipo si colloca entro quella cornice teorica che illustra il legame tra «mondi emotivi dell'essere» e salute [Cardano 2008; Freund 1990]. Mi riferisco in particolare all'effetto esercitato da esperienze di *disempowerment*, di aggressione all'autostima, di riduzione dell'*agency* e crisi dell'identità generate dall'esclusione dal mercato del lavoro¹⁵.

Per dar conto del secondo risultato, invece, ricorriamo a una traslazione metaforica e all'immaginazione sociologica. Quando si discute della transizione alla povertà si impiega sovente il termine «caduta» e ciò pare sensato: i poveri stanno nella parte bassa della distribuzione dei redditi; le condizioni di vita dei poveri sono meno desiderabili di quelle dei ricchi. Quando si cade ci si fa male e il dolore è proporzionale all'altezza del tonfo. Possedere un reddito alto e diventare poveri vuol dire, in un certo senso, *cadere dall'alto* e dunque, proseguendo con la metafora, *farsi piuttosto male*. In particolare immaginiamo che, in una circostanza simile, la compromissione improvvisa e sostanziale del benessere economico segni i corpi e la salute degli individui attraverso i meccanismi dello stress psicofisico [Peralin *et al.* 2005; Lazarus e Folkman 1984], scatenato dalla percezione della deprivazione relativa [Runciman 1966]¹⁶. Al contrario, una caduta di minore entità causa meno frequentemente *outcome* di salute negativi per almeno tre ragioni riconducibili a ciò che i dati che abbiamo a disposizione non dicono, alla forma non lineare della funzione che lega benessere economico e salute nel corso del tempo e al concetto di resilienza. Lo studio delle dinamiche del reddito in Italia mostra sovente una certa persistenza delle condizioni di svantaggio. Pertanto è ragionevole aspettarsi che chi possiede un basso reddito all'inizio del periodo di osservazione viva, in realtà, una *storia* di disagio economico più o meno intenso di cui, semplicemente, il disegno della nostra ricerca non dà conto. Entro questa cornice, l'impatto marginale di una ulteriore riduzione del reddito può essere modesto, soprattutto quando istituamo un confronto lungo un orizzonte temporale ridotto a cinque anni e *tra*

¹⁴ Anche tra i nostri casi e i nostri controlli accade che gli uomini contribuiscano in media per il 65% al reddito familiare, mentre le donne per il 17%.

¹⁵ L'ultima riga della tabella 1 propone un risultato che apparentemente contraddice quando abbiamo sostenuto in queste righe. Essa, infatti, segnala l'esistenza di un impatto significativo della caduta in povertà sulla salute anche tra le donne. La lettura della parte restante di questo paragrafo dovrebbe chiarire i termini della questione.

¹⁶ Il modo in cui Runciman definisce il concetto di deprivazione relativa sembra particolarmente adatto a dar conto di un processo di impoverimento sostanziale e repentino di cui può fare esperienza chi cade in povertà dai piani più alti della distribuzione dei redditi. L'autore scrive: «We can roughly say that [a person] is relatively deprived of X when (i) he does not have X, (ii) he sees some other person or persons (possibly including himself at some previous or future time) as having X (whether or not that is or will be in fact the case), (iii) he wants X, and (iv) he sees it as feasible that he should have X» [Runciman 1966, 10].

individui che già hanno un reddito basso e che, dunque, ci aspettiamo condividano la medesima *storia* di disagio. Ad ogni buon conto, se è vero che la storia di deprivazione segna i corpi, essa può talvolta aiutare gli individui a sviluppare forme di adattamento positivo che ne contengano gli effetti negativi e generino *outcome* migliori di quelli che ci aspetteremmo. Queste ultime istanze teoriche sono proprie del concetto di resilienza, così come viene definito e impiegato nella letteratura psicologica¹⁷.

Infine, l'ultima riga della tabella 1 mostra una interessante interazione tra due attributi che abbiamo sostenuto qualificare in direzione opposta il legame tra l'impoverimento e la salute: l'essere donna e il cadere dall'alto. Poco sopra abbiamo sostenuto che, a differenza degli uomini, le donne che cadono in povertà non si ammalano più sovente delle donne che non subiscono un peggioramento del reddito. Potremmo quasi dire che l'essere donna protegge dagli effetti nefasti della caduta in povertà che sono altrimenti visibili tra gli uomini. L'ultimo *odds ratio* pare dire che ciò è vero fino ad un certo, e cioè fin tanto l'altezza da cui le donne cadono non è troppo elevata. Ciò ha più di un'analogia con l'interazione tra l'essere maschio e il reddito prima della caduta in povertà sebbene le cose vadano, ora, nella direzione opposta. Abbiamo, infatti, sostenuto che l'avere un reddito basso può garantire una caduta in povertà meno traumatica e produrre effetti meno funesti sulla salute. Ciò è vero fin tanto che non è un uomo a cadere. Parrebbe, infatti, che per costoro gli effetti psicosociali legati al *disempowerment*, all'erosione dell'autostima e alla riduzione dell'*agency* rendano dolorosa anche una caduta di modesta portata.

4. Dalla salute alla povertà: ammalarsi fa anche diventare più poveri?

Proviamo ora a ripercorrere il meccanismo causale nella direzione inversa. Ci aspettiamo, qui, che gli individui che sperimentano un peggioramento delle condizioni di salute subiscano anche una riduzione del benessere economico. Il disegno caso-controllo che impieghiamo ora è speculare al precedente. Compariamo individui che hanno meno di 65 anni e che dopo essersi dichiarati sani per due anni consecutivi, manifestano uno stato di salute cattivo e lo mantengono per tre anni. Oggetto del confronto, questa volta, è l'andamento del reddito totale e di quello da lavoro, stimato ricorrendo alla differenza tra le media nei due anni precedenti e nei due anni successivi alla transizione alla malattia¹⁸. Per le medesime ragioni computazionali illustrate nella sezione precedente e per eliminare l'effetto di variazioni di lievi fluttuazioni del reddito che non significano un sensibile peggioramento delle condizioni economiche, la variabile che esprime l'outcome per il reddito è una *dummy* che assume valore 1 quando il reddito decresce almeno del 10% e quando rimane uguale a zero nel primo e nel secondo biennio del periodo di osservazione. Qui, come nell'analisi precedente, immaginiamo che il peggioramento della salute possa produrre una riduzione del reddito ma anche frenare l'uscita da una condizione di reddito nullo.

La tabella 2 mostra il profilo dei casi, dei controlli, del *matching* e gli *odds ratio* stimati con il medesimo modello illustrato sopra. Questi ultimi esprimono l'impatto causale del peggioramento della salute sul reddito totale e sul reddito da lavoro. Più precisamente essi ci dicono quanto sia più probabile osservare un evento negativo per il reddito dei casi, rispetto ai controlli, al netto del loro profilo socio-demografico.

¹⁷ Si veda la sintesi offerta da Luthar e colleghi [2000] e il contributo di Suniya [2003, 544].

¹⁸ Se, cioè, un individuo è sano nel 1997 e nel 1998, si dichiara malato nel 1999, e rimane tale nel 2000 e nel 2001, la media del reddito nel biennio 1997-1998 viene confrontata con la media del reddito nel 2000-2001.

TAB. 2. *Profili dei casi e dei controlli e stima dell'impatto del peggioramento della salute sul reddito totale e sul reddito da lavoro*

	Totale	Casi	Controlli
	Numero di profili socio-demografici dei casi	154	154
	Proporzione di profili dei casi per cui è esistito almeno un controllo ^c	91%	-
Sintesi del risultato del <i>matching</i>	Numero minimo di osservazioni per profilo	2	1
	Numero massimo di osservazioni per profilo	322	2
	Numero totale di osservazioni	4896	206
	Proporzione di <i>outcome</i> negativi per il reddito totale	39,6%	28,6%
	Proporzione di <i>outcome</i> negativi per il reddito da lavoro	67,4%	77,2%
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito totale	1,1 [0,7-1,7]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro	2,1** [1,3-3,4]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra i maschi ^a	3,8** [1,9-7,6]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra le femmine ^a	1,6 [0,8-3,5]	
<i>Odds ratio</i> totali, per strati ed effetti di interazione	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra coloro che hanno un reddito totale inferiore alla mediana ^a	3,6** [1,3-9,9]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra coloro che hanno reddito totale superiore alla mediana ^a	1,6 [0,9-3,0]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra i maschi con un reddito totale inferiore alla mediana ^a	9,5* [1,2-78,4]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra i maschi con un reddito totale superiore alla mediana ^a	3,3** [1,6-6,9]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra le femmine con un reddito totale inferiore alla mediana ^a	2,2 [0,7-7,0]	
	<i>Outcome</i> negativo per il reddito da lavoro tra le femmine con un reddito totale superiore alla mediana ^a	1,2 [0,4-3,7]	

Note: ** *Odds ratio* è significativo per $\alpha \leq 0,01$. * *Odds ratio* è significativo per $\alpha \leq 0,05$.

^a gli *odds ratio* riportati sono stati ottenuti stimando separatamente due o più regressioni logistiche condizionale in due o più strati diversi del campione di casi e controlli. In particolare due per genere e reddito e quattro per la combinazione delle due proprietà. ^b La perdita del 14% dei profili dei casi non altera in modo significativo la distribuzione delle variabili impiegati per il *matching*. Pertanto escludiamo esista un effetto di selezione.

La tabella 2 mostra che esiste un legame causale tra benessere economico e salute, anche nella seconda direzione, cioè dalla salute verso il reddito e in particolare il reddito da lavoro. I primi due *odds ratio* suggeriscono che, nel breve periodo, il peggioramento della salute non necessariamente pregiudica le condizioni economiche complessive degli individui e delle loro famiglie, ma ne compromette le capacità lavorative ed erode il reddito che da esse deriva. Ciò accade più sovente tra gli uomini che tra le donne, poiché meno frequentemente queste ultime lavorano.

L'intensità dell'impatto negativo sul reddito da lavoro non pare variare in ragione del reddito totale. Questo consente di qualificare meglio una delle conclusioni esposte nelle righe precedenti. Se non si osserva una relazione causale tra peggioramento della salute e riduzione del reddito totale, ma se ne osserva una tra peggioramento della salute e reddito da lavoro, ciò può voler dire che esistono meccanismi di compensazione. In particolare ne possiamo immaginare tre: all'interno del bilancio economico del medesimo individuo, tra fonti di reddito differenti; tra individui, in senso orizzontale (ad esempio dalla moglie al marito) o verticale (ad esempio dai genitori ai figli); tra l'ambiente macro e l'individuo

(come nel caso delle misure di welfare nazionali o locali).

5. Conclusioni

L'obiettivo che mi sono posto prima di iniziare le analisi empiriche proposte in queste pagine era quello di offrire un contributo alla discussione intorno al tema della relazione tra reddito e salute, come declinazione particolare della riflessione teorica sulle diseguaglianze sociali nella salute.

L'esercizio proposto in queste pagine prende a prestito un modo di procedere caro agli epidemiologi e lo mette al servizio di una domanda cognitiva vicina al dominio della sociologia. Possiede, tuttavia, due punti deboli. Il primo ha a che vedere con la numerosità dei casi, che, fatti salvi quei pochi profili per cui non esiste un equivalente tra i controlli, costituiscono la totalità degli individui che possono essere assegnati ai due gruppi sperimentali. Il secondo ha a che vedere con l'estensione dell'orizzonte temporale dell'analisi. Accrescere il numero di osservazioni prima e dopo la transizione alla malattia o alla povertà sarebbe stato possibile, pagando però un prezzo al momento della conta dei casi disponibili. Due sono i limiti e due sono anche i pregi che mi preme illustrare. La raffinatezza nel trattamento statistico dei dati lascia il posto alla cura nella costruzione del disegno della ricerca, della scelta dei casi e della definizione della strategia comparativa. Inoltre riconosciamo alla forma dell'argomentazione retorica la capacità di legare dati e conclusioni mediante la logica inferenziale del disegno caso controllo.

Abbiamo esordito chiarendo come la presenza di un legame causale tra reddito e salute sia meno controversa sul piano teorico di quanto non lo sia sul piano empirico. Ciò non di meno, i fattori socio-economici fanno parte a pieno titolo dei determinanti della salute. Inoltre, esiste un forte consenso intorno all'idea che la probabilità di ammalarsi di malattie invalidanti sia inversamente proporzionale allo status socio-economico, e che, per l'altra via, una scarsa dotazione di salute può ridurre le chance di accesso alle posizioni sociali sovraordinate¹⁹.

Questo studio esamina l'impatto che un peggioramento sensibile delle condizioni economiche, come la caduta in povertà, esercita sulla salute percepita e, nella direzione opposta, l'effetto che la transizione alla malattia produce sul reddito disponibile. I risultati mostrano che entrambi gli impatti esistono, proprio in virtù del fatto che sono osservati nel gruppo sperimentale e non nel gruppo di controllo, o del fatto che nel primo si manifestano con maggiore intensità. Entro i limiti dell'esercizio analitico qui proposto, possiamo dunque concludere che cadere in povertà accresce le probabilità di percepire un peggioramento della propria salute e che diventare malato si accompagna ad una riduzione del benessere economico che pare principalmente passare attraverso la contrazione della partecipazione al mercato del lavoro.

Ad altre ricerche spetta il compito di aprire la scatola nera e indagare i meccanismi generativi che legano la povertà alla salute e valutare l'impatto delle politiche di contrasto. Tuttavia, possiamo sviluppare almeno una considerazione teorica di portata più generale. Questo semplice esercizio analitico, come altri più articolati e approfonditi, mostra come la caduta in povertà e il peggioramento della salute siano due transizioni *strictu sensu* biografiche. Pur assumendo, con molto coraggio, che la loro origine sia circoscritta alla carriera di salute *oppure* nella carriera economica, ne ritroviamo gli effetti in altri ambiti del corso di vita. Questo fa pensare che povertà e salute siano legate, e che lo siano *entro* i fili

¹⁹ Ho affrontato in modo più esteso il tema dell'impatto della dotazione individuale e familiare sui rischi di povertà nel mio saggio pubblicato sul volume *Povertà e benessere*, a cura di Brandolini e Saraceno [2007].

intrecciati della biografia degli individui: ciò appare, ancora troppo spesso, come una spiacevole accumulazione di sventure.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Blane, D.
 1999 *The life course, the social gradient, and health*, in, *Social determinants of health*, a cura di M. Marmot e R.G. Wilkinson, Oxford, Oxford University Press, pp. 64-80.
- Brandolini, A. e Saraceno, C. (a cura di)
 2007 *Povert  e benessere. Una geografia delle disuguaglianze in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- Breslow, N. E. e Day, N. E.
 1980 *Statistical Methods in Cancer Research: Vol. 1. The Analysis of Case-Control Studies*, Lyon, France, IARC Scientific Publications.
- Cardano, M.
 2008 *Disuguaglianze sociali di salute. Differenze biografiche incise nei corpi*, in «Polis», XXII, n. 1, pp. 119–146.
- Cardano, M., Costa, G. e Demaria, M.
 2004 *Social Mobility and Health in the Turin Longitudinal Study*, in «Social Science and Medicine», 58, n. 8, pp. 1563-1574.
- Chadwick, E.
 1965 *Report on the sanitary condition of the labouring population of Great Britain 1842*, Edinburgh, Edinburgh University Press, 1965.
- Commissione europea
 2008 *Quality in and equality of access to healthcare services*, European commission, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities.
- Costa, G., Spadea, T. e Cardano, M. (a cura di)
 2004 *Diseguaglianze di salute in Italia*, in «Epidemiologia e prevenzione», n. 3 supplemento.
- Davey Smith, G. e Hart, C.
 1998 *Socioeconomic factors as determinants of mortality*, in *Health inequalities. Lifecourse approaches*, a cura di G. Davey Smith, The Policy Press, 2003.
- Davey Smith, G. *et al.*
 1992 *Socioeconomic differentials in mortality: evidence from Glasgow graveyards*, in «British medical journal», 305, pp. 1554-1557.
- Diderichsen, F., Evans, T. e Whitehead, M.
 2001 *The social basis of disparities in health*, in *Challenging inequities in health. From ethics to action*, a cura di T. Evans *et al.*, Oxford, Oxford University Press, pp. 13-23.
- Dorling, D. *et al.*
 2000 *The Ghost of Christmas Past: the health effects of poverty in London in 1896 and 1991*, in «British medical journal», 321, pp. 1547-1551.
- Fideli, R.
 1998 *La comparazione*, Milano, Franco Angeli.
- Fox, J. (a cura di)
 1998 *Health inequalities in european countries*, Gower, Aldershot.
- Goldthorpe, J.H.
 2006 *Sulla sociologia*, Bologna, Il Mulino.
- Hosmer, D.W. e Lemeshow, S.
 2000 *Applied logistic regression*, New York, Wiley-Interscience Publication.
- Kunst, A.E.
 1997 *Cross-national comparisons of socio-economic differences in mortality*, Thesis Erasmus University, Rotterdam.
- Lazarus, R. S. e Folkman, S.
 1984 *Stress, Appraisal, and Coping*, New York, Springer Pub. Co.

- Lewis, J. e Ostner, I.
 1995 *Gender and the evolution of european welfare states*, in *European social policy: between fragmentation and integration*, a cura di S. Stephan Leibfried e P. Pierson P., Washington, Brookings Institution.
- Luthar, S.S. e Cicchetti, D.
 2000 *The construct of resilience: implications for interventions and social policies*, in «Development and Psychopathology», 12, n. 4, pp. 857-85.
- Mackenbach, J.P. *et al.*
 1994 *Socioeconomic inequalities in health in the Netherlands: impact of a five year research programme*, in «British Medical Journal», n. 309, pp. 1487-91.
 1999 *Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: An international study*, in «American Journal of Public Health», 89, n. 12, pp. 1800–1806.
 2004 *Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European populations*, in «European Journal of Cancer», 40, n. 1, pp. 126–135.
- Marmot, M. e Wilkinson, R.G. (a cura di)
 1999 *Social determinants of health*, Oxford, Oxford University Press.
- Olagnero, M.
 2004 *Vite nel tempo*, Roma, Carocci.
- Peralin, L.I. *et al.*
 2005 *Stress, health, and the life course: some conceptual perspectives*, in «Journal of Health and Social Behaviour», 46, p. 205-219.
- Phipps, S.
 2003 *The Impact of poverty on health. A scan of research literature*, in CPHI, *Poverty and Health, CPHI Collected Papers*, Ottawa.
- Runciman, W.E.
 1966 *Relative deprivation and social justice: a study of attitudes to social inequality in twentieth-century England*, Berkeley, University of California Press.
- Shawn, M. *et al.*
 1999 *The widening gap*, Bristol, The Policy Press.
- Stata Corp
 2003 *Stata Statistical Software: release 8.0*, College Station, Stata Corporation.
- Stephen, L., Morgan, S.L. e Winship, C.
 2007 *Counterfactuals and causal inference. Methods and principles for social research*, Cambridge University Press.
- Stronks, K., *et al.*
 1997 *Cultural, material, and psychosocial correlates of the socioeconomic gradient in smoking behaviour among adults*, in «Preventive Medicine», n. 26, pp. 754-766.
- Suniya, S.L., *et al.*
 2003 *The construct of resilience: a critical evaluation and guidelines for future work*, in «Child development», 71, n. 3, p. 543-562.
- Wilkinson, R.G. e Pickett, K.E.
 2005 *Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence*, in «Social science and medicine», 62, n. 7, pp. 1768-84.